SE4S
UMR912 / Inserm / IRD
Université AIX-MARSEILLE
Sciences Economiques & Sociales
Systèmes de Santé, Sociétés

Economie de l'aide formelle et informelle aux personnes âgées

Rapport pour le compte de l'IRESP
Programme Handicap 2007
Février 2008-Décembre 2010

Institut de Recherche en Santé Publique
GIS-IReSP

Responsable scientifique
Alain PARAPONARIS
UMR Inserm 912, Université de la Méditerranée & ORS PACA
alain.paraponaris@inserm.fr

Unité Mixte de Recherches 912 INSERM-IRD-Université d'Aix-Marseille
SE4S : Sciences Economiques et Sociales, Systèmes de Santé, Sociétés
23 rue Stanislas Torrents 13006 MARSEILLE
Tél. 04 91 59 89 00 – Fax 04 91 59 89 24

Sommaire

I. Introduction 4
II. Population et méthodes 5
A. Echantillon de personnes âgées de 60 ans et plus 5
B. Les besoins d'aide 6
1. Définition des besoins d'aide 6
2. Modélisation des besoins d'aide 7
C. L'aide humaine reçue 8
1. Définition du type d'aide humaine reçue 8
2. Modélisation du type d'aide humaine reçue 8
D. La sous/non-satisfaction du besoin 9
1. Définitions de la sous-satisfaction et de la non-satisfaction 9
2. Modélisation de la sous/non-satisfaction et endogénéité 9
E. Evaluation économique du coût de l'aide 10
1. Méthode des biens proxy 10
2. Méthode d'évaluation contingente 11
III. Résultats 12
A. Le besoin d'aide 12
1. Prévalence du besoin d'aide 12
2. Modélisation du besoin d'aide 12
B. Le type d'aide 15
1. Composition de l'aide humaine reçue 15
1. Modélisation du type d'aide humaine reçue 16
a) Probit à trois modalités pour les AVQ et AIVQ 16
b) Probit à quatre modalités pour les activités sélectionnées 19
C. La sous/non-satisfaction du besoin 24
1. Prévalence des besoins sous/non-satisfaits 24
2. Modélisation du besoin sous/non-satisfait 25
a) Endogénéité de la variable de recours à un proxy 25
b) Modélisation du besoin sous-satisfait pour les AVQ 26
a) Modélisation du besoin non-satisfait pour les AVQ 29
D. L'évaluation économique du coût de l'aide 32
1. La méthode des biens proxy 32
a) Cas du volume minimum d'aide reçue déclaré 32
b) Cas du volume estimé par la méthodologie de Pampalon 32
c) Bilan des estimations du coût de l'aide 33
2. L'évaluation contingente 33

a) Les consentements à payer et recevoir 34
a) Modélisation de la protestation 34
b) Modélisation du CAP / CAR 36
IV. Dépendance des personnes âgées vivant en domicile ordinaire et modification du soutien familial : une microsimulation pour la France à l'horizon 2030 38
A. Introduction 38
B. Data bases 40
1. Ageing process 42
2. Probability to seek Formal and Informal Home Care 44
3. Acute Care Expenditures Forecasting Model 45
4. Family structures: two scenarios for the future of family support 47
5. Pricing 47
C. Results 48
1. 2030 French population. 48
2. Probabilities to Seek Formal and Informal housing Care by Age 49
3. 2030 Long Term Care Expenditures 51
D. Conclusion 54
E. References 54
V. Conclusion 55
VI. Annexes 57
A. Jeu de pondérations redressées 57
B. Articles publiés dans des revues à comité de lecture 57
C. Liste des séminaires ou colloques en rapport avec le projet financé 58
D. Publications scientifiques 60

I. Introduction

Conséquence de la chute des taux de natalité et de mortalité, ainsi que des progrès de la médecine et donc de l'espérance de vie, le vieillissement de la population est un sujet d'actualité pour tous les pays du monde, développés comme en voie de développement : retraites, perte d'autonomie, solidarités intergénérationnelles sont autant d'éléments qui posent question aujourd'hui.

Selon l'Insee[1], les personnes âgées de 60 ans et plus représentaient 20,6% de la population française en 2000 (12,1 millions de personnes). En 2010, cette proportion s'élève à 22,7% (14,1 millions de personnes), et, d'après les projections démographiques, elle sera de 32,1% en 2060 (23,6 millions de personnes). Ainsi, la France est comptée parmi les pays de l'OCDE présentant une population des plus vieillissantes, derrière l'Italie, le Japon et l'Allemagne. C'est pourquoi les pouvoirs publics attachent une attention croissante à la condition des personnes âgées en France.

Bien que la majorité des personnes vieillissent en bonne santé, l'accroissement du nombre de personnes âgées entraînera mécaniquement une hausse des besoins d'aide que rencontrent ces personnes dans leur vie quotidienne. Ces difficultés n'apparaissent le plus souvent qu'à un âge relativement avancé (à partir de 75 ans). Cependant, la législation française actuelle considère l'âge de 60 ans comme seuil ouvrant droit à une prise en charge de la dépendance. En conséquence, les analyses qui suivent portent sur l'ensemble des personnes de 60 ans et plus vivant à domicile. Le premier objectif de cette étude consiste à mesurer les besoins d'aide, ainsi qu'à évaluer les facteurs liés à la déclaration de ces besoins.

En France, le maintien à domicile des personnes âgées en perte d'autonomie est privilégié, contrairement à d'autres pays d'Europe comme les Pays-Bas ou la Suède[2]. Les personnes âgées comptent alors autant sur l'aide des professionnels que sur l'aide de leur entourage pour réaliser les activités quotidiennes. L'évaluation du type d'aide humaine reçue par ces personnes âgées dépendantes est le deuxième objectif de cette étude. Il s'agit de faire un état des lieux de l'aide humaine reçue, ainsi que mettre en évidence les facteurs liés au fait de recevoir de l'aide formelle, informelle, ou mixte, ou de ne recevoir aucune aide.

Malgré l'aide reçue, tant formelle qu'informelle, les personnes âgées dépendantes peuvent être confrontées à un manque d'aide pour les activités quotidiennes. On parle de sous-satisfaction du besoin d'aide. Pire encore, elles peuvent ne pas recevoir d'aide du tout pour une activité en nécessitant : on parle alors de non-satisfaction du besoin d'aide. Le troisième objectif de l'étude consiste donc à évaluer la sous/non-satisfaction du besoin d'aide pour les activités quotidiennes, ainsi que déterminer les facteurs qui y sont associés. En parallèle dans cette section, on traitera du problème d'endogénéité causée par la variable de recours à un répondant proxy.

[1] Insee Première, "Projections de population à l'horizon 2060. Un tiers de la population âgé de plus de 60 ans", n°1320, octobre 2010.

[2] S. Andrieu, A. Grand, B. Vellas, « La prise en charge en Europe », Actualité et dossier en santé publique, 2008, n°65 : 31-5.

Enfin, l'aide informelle apportée par l'entourage aux personnes âgées en perte d'autonomie représente un coût, qui fait l'objet d'un quatrième objectif. Il s'agit d'évaluer ce coût, au moyen de deux méthodes d'évaluation économique courantes : la méthode d'estimation par les biens proxy et la méthode d'évaluation contingente.

Après avoir dans un premier temps été menées à partir des données de l'enquête HID (Handicaps-Incapacités-Dépendance)[3], les analyses ont été actualisées et affinées en utilisant les données de l'enquête Handicap-Santé, réalisée en 2008 à l'initiative de l'Insee et de la Drees. L'enquête 2008 est divisée en deux volets (un troisième volet a été conduit en 2009 en établissements). Le volet *Ménages* réunit des informations relatives à 29 931 personnes de tous âges vivant en ménages ordinaires, fournissant notamment des données détaillées sur l'état de santé (maladies, déficiences, limitations fonctionnelles, restrictions d'activité) de ces personnes ainsi que sur leur situation familiale et socio-économique. Le volet *Aidants* fait suite au premier : 5 040 aidants informels désignés comme tels par les personnes enquêtées dans le volet *Ménages* ont été interrogés, livrant notamment des informations sur l'aide qu'ils apportent et sur leur situation familiale, ainsi que sur leur ressenti et les conséquences de cette aide informelle.

II. Population et méthodes

A. Echantillon de personnes âgées de 60 ans et plus

L'enquête Handicap-Santé *Ménages* fournit un échantillon de 9 360 individus âgés de 60 ans et plus, composé de 3 762 hommes et 5 598 femmes. Afin de mesurer les prévalences des besoins d'aide à la vie quotidienne, on utilise un jeu de pondérations redressées, qui rend l'échantillon représentatif de la population âgée vivant à domicile en France (cf. annexe). Le tableau 1 rapporte les principales caractéristiques de la population étudiée.

Les femmes sont majoritaires dans l'échantillon. L'âge moyen est de 71,9 ans. La part des octogénaires est plus forte chez les femmes (24,8%) que chez les hommes (16,4%).

Les individus vivent le plus souvent avec leur conjoint, avec une nette différence entre hommes et femmes, due au fait que les femmes ont une plus grande espérance de vie que leur conjoint. Un quart des individus perçoit un revenu mensuel inférieur à 1000 euros, c'est autant de personnes qui n'ont aucun diplôme.

Un individu sur cinq se déclare en mauvaise santé, et 70% souffrent d'une maladie chronique. Près de la moitié ont des limitations au quotidien, avec une proportion légèrement plus élevée chez les femmes. Enfin, les personnes interrogées ont majoritairement répondu seules.

[3] Voir le rapport d'étape en date de septembre 2009.

Tableau 1 Caractéristiques des personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (échantillon redressé)

Variable	*Modalités*	Hommes (n brut = 3 762)	Femmes (n brut = 5 598)	Ensemble
Age	*60-64*	29,4	22,2	25,3
	65-69	19,1	18,0	18,5
	70-74	20,0	19,1	19,5
	75-79	15,1	15,9	15,6
	80-84	10,5	14,5	12,8
	85 +	5,9	10,3	8,3
Sexe	*Masculin*			43,4
	Féminin			56,6
Ménage	*Seul*	17,1	38,7	29,3
	Conjoint uniquement	68,5	48,2	57,0
	Autre	14,4	13,1	13,7
Education	*Aucun diplôme*	24,1	27,6	26,1
	Diplôme < bac	55,7	57,6	56,8
	Bac et +	20,2	14,8	17,1
Revenu (RUC)	*Non renseigné*	7,1	10,5	9,0
	< 1 000 euros	24,1	26,9	25,7
	[1 000 ; 2 000[euros	45,0	44,9	45,0
	≥ 2 000 euros	23,8	17,7	20,3
Lieu de vie	*Zone urbaine*	66,3	70,1	68,5
	Zone rurale	33,7	29,9	31,5
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*	48,1	39,9	43,5
	Assez bon	33,4	38,9	36,5
	Mauvais / Très mauvais	18,5	21,2	20,0
Maladie chronique	*Oui*	68,8	71,5	70,4
	Non	31,2	28,5	29,6
Limitation quotidienne	*Fortement limité*	18,8	21,7	20,4
	Limité	25,4	29,1	27,5
	Non limité	55,8	49,2	52,1
Répondant	*Seul*	88,4	91,6	90,2
	Assisté / Remplacé	11,6	8,4	9,8

B. Les besoins d'aide

1. Définition des besoins d'aide

La prévalence des besoins d'aide est mesurée sur les activités quotidiennes. Celles-ci sont divisées en deux catégories : les activités de la vie quotidienne[4] (AVQ) et les

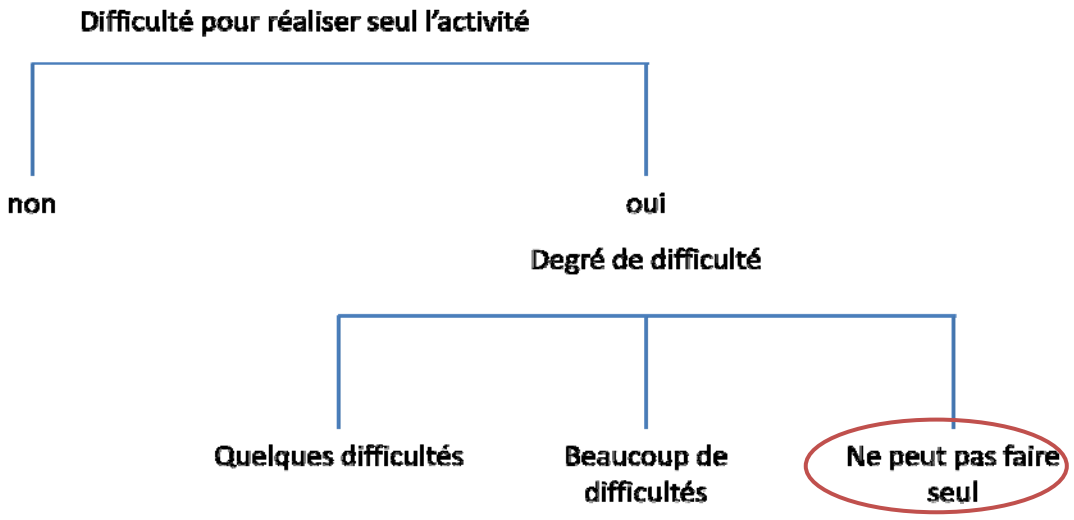
[4] S. Katz, « Studies of illness in the aged, the index of AVQ : a standardized measure of biological and psychosocial function », JAMA, 1963, 185:914-9

activités instrumentales de la vie quotidienne[5] (AIVQ). Les premières regroupent sept activités : se laver, s'habiller, l'alimentation, aller aux toilettes, se lever du lit ou du fauteuil, se déplacer dans le logement et sortir du logement. Les secondes regroupent huit activités : les courses, la préparation des repas, les tâches ménagères courantes, les tâches ménagères occasionnelles, gérer ses papiers, prendre ses médicaments, utiliser les transports et utiliser le téléphone.

Pour chaque activité citée, une première question portait sur la capacité ou non de la personne à réaliser seule l'activité : « *Avez-vous des difficultés pour réaliser seul(e) l'activité suivante ?* ». Si l'individu répondait de façon positive, une seconde question lui était alors posée : « *Quel degré de difficultés avez-vous pour faire seul(e) cette activité?* ». Trois réponses étaient possibles : « *quelques difficultés* », « *beaucoup de difficultés* » ou *« je ne peux pas faire seul(e)* ». Dans notre étude, une personne âgée est considérée comme ayant besoin d'aide pour une activité si elle a répondu « je ne peux pas faire seul » à la seconde question.

La Figure 1 synthétise le schéma de réponses pour la déclaration des besoins d'aide.

Figure 1 Schéma de définition du besoin d'aide



2. Modélisation des besoins d'aide

Afin de déterminer les facteurs associés au besoin d'aide, on décide d'utiliser un modèle de comptage basé sur le nombre de besoins déclarés. Un modèle est construit respectivement pour les AVQ et pour les AIVQ. Le choix du modèle de comptage utilisé repose sur les deux conditions suivantes : le modèle doit prendre en compte la présence d'une sur-dispersion dans les données, liée à une forte proportion de zéros (les personnes n'ayant pas exprimé de besoin). On retient ainsi le modèle Zero-Inflated Negative Binomial (ZINB).

Dans chaque modèle mis en place, on inclut l'âge, le sexe, la composition du ménage, le niveau d'éducation (avoir ou non au moins un diplôme), le revenu (revenu par unité

[5] M.P. Lawton, « Assessment of older people : self-maintaining and instrumental activities of daily living », The Gerontologist, 1969, n°9, pp 179-186

de consommation), le milieu de vie (urbain ou rural). On inclut également plusieurs variables relatives à l'état de santé : l'état de santé ressenti qui est un bon indicateur de l'état de santé réel[6], le fait de souffrir d'une maladie chronique, les limitations quotidiennes déclarées qui, selon le schéma de Wood, sont directement liées au besoin d'aide, et enfin le statut du répondant (seul ou assisté) qui peut également être considéré comme un marqueur de l'état de santé[7,8].

C. L'aide humaine reçue

1. Définition du type d'aide humaine reçue

Suite à la question sur le degré de difficultés à réaliser une activité, le type d'aide humaine reçue par les personnes âgées de 60 ans et plus interrogées a été recueilli grâce à la question suivante : « *Utilisez-vous l'aide de quelqu'un pour faire cette activité ?* ». Trois réponses étaient possibles : « l'aide de votre entourage », « l'aide d'un professionnel », « aucune aide ». Le type d'aide reçue a été divisé en quatre catégories. Si la personne a répondu exclusivement « l'aide de votre entourage », alors il s'agit d'une aide dite informelle. Si la personne a répondu exclusivement « l'aide d'un professionnel », alors il s'agit d'une aide dite formelle. Si la personne a répondu à la fois « l'aide de votre entourage » et « l'aide d'un professionnel », alors il s'agit d'une aide dite mixte. Enfin, la dernière catégorie regroupe les personnes ayant répondu exclusivement « aucune aide ».

2. Modélisation du type d'aide humaine reçue

On s'intéresse aux facteurs déterminant le fait de recevoir une aide formelle, informelle ou mixte, ou de ne recevoir aucune aide, lorsqu'un besoin d'aide est déclaré.

D'une part, on souhaite réaliser un modèle expliquant, de façon globale, le type d'aide humaine reçue pour l'ensemble des AVQ présentant un besoin d'aide. L'échantillon d'étude est l'ensemble des individus ayant déclaré un besoin pour au moins une AVQ. Un individu recevant globalement de l'aide informelle est un individu recevant de l'aide uniquement informelle pour toutes les AVQ nécessitant de l'aide. Un individu recevant globalement de l'aide formelle est un individu recevant de l'aide uniquement formelle pour celles-ci. Un individu recevant globalement de l'aide mixte est un individu recevant de l'aide formelle et informelle pour une même activité ou à travers l'ensemble des activités considérées. En revanche, il est difficile d'envisager la modalité « aucune aide » : s'agirait-il d'un individu ne recevant aucune aide pour toutes les activités en nécessitant, ou ne recevant aucune aide pour au moins une des activités en nécessitant ? C'est la raison pour laquelle on a décidé de restreindre l'échantillon aux seules personnes recevant de l'aide pour au moins une activité en nécessitant. On réalise, sur l'échantillon ainsi sélectionné, un probit multinomial à trois

[6] Madeleine Levasseur, « Perception de l'état de santé », *Santé Québec - Et la santé, ça va en 1992-1993 ? Rapport de l'Enquête sociale et de santé 1992-1993*, Volume 1, Chapitre 11, pp. 199-209, 1995.
[7] J.B. Bjorner et al., « Self-rated health », *Assessing quality of life*, Oxford University Press, 2005.
[8] B. Davin, X. Joutard, A. Paraponaris, P. Verger, « Endogénéité du statut du répondant à l'état de santé : quelles implications pour la mesure des besoins d'aide dans les enquêtes en population générale ? », *Revue Economique*; vol. 60, pp. : 275-291, 2009.

modalités (aide formelle, aide informelle, aide mixte). On met en place le même procédé pour les AIVQ.

D'autre part, on approfondit la modélisation en se focalisant sur le type d'aide reçue pour certaines activités sélectionnées. L'échantillon d'étude est alors, pour une activité, l'ensemble des individus déclarant un besoin d'aide pour cette activité. Ainsi, pour trois AVQ (aller aux toilettes, se déplacer dans le logement, sortir du logement), on réalise un probit multinomial à quatre modalités (aide formelle, aide informelle, aide mixte, aucune aide), de même pour deux AIVQ (utiliser le téléphone, utiliser les transports). Ces activités sont sélectionnées en raison d'une proportion de la modalité « aucune aide » qui rend une modélisation à quatre modalités réalisable (cette modalité représentant plus de 10% des cas pour les activités ainsi sélectionnées, contre moins de 3% pour les autres activités).

D. La sous/non-satisfaction du besoin

1. Définitions de la sous-satisfaction et de la non-satisfaction

Pour chacune des activités (AVQ et AIVQ), une question faisait suite aux questions relatives à la capacité de la personne à réaliser seule l'activité d'une part, et à l'aide humaine reçue d'autre part.

Si la personne déclarait avoir des difficultés à réaliser seule l'activité, et ne pas recevoir d'aide humaine pour cette activité, lui était alors posée la question « Avez-vous besoin d'aide pour réaliser cette activité ? ». Trois réponses étaient possibles : « l'aide d'un tiers (de l'entourage ou professionnel) », « un appareillage spécifique », « aucune aide ». La personne est considérée comme ayant un besoin d'aide non satisfait pour cette activité si elle a répondu « l'aide d'un tiers » à la question.

Parallèlement, si la personne déclarait avoir des difficultés à réaliser seule l'activité, et recevoir de l'aide humaine pour cette activité (de l'entourage ou professionnelle), lui était alors posée la question « Avez-vous besoin de plus d'aide pour réaliser cette activité ? ». Trois réponses étaient possibles : « l'aide d'un tiers (de l'entourage ou professionnel) », « un appareillage spécifique », « aucune aide ». La personne est considérée comme ayant un besoin d'aide sous-satisfait si elle a répondu « l'aide d'un tiers » à la question.

En conclusion, pour chaque activité, une personne est considérée comme ayant un besoin d'aide non satisfait si elle déclare ne pas pouvoir réaliser seule l'activité, ne recevoir aucune aide humaine pour cette activité, et avoir besoin de l'aide d'un tiers pour cette activité. A défaut, elle est considérée comme ayant un besoin d'aide sous-satisfait si elle déclare ne pas pouvoir réaliser seule l'activité, recevoir de l'aide humaine pour cette activité, et avoir besoin de davantage d'aide d'un tiers pour cette activité.

2. Modélisation de la sous/non-satisfaction et endogénéité

Afin d'éviter tout problème d'hétérogénéité lié au fait que l'échantillon étudié compte, parmi les personnes n'ayant pas de besoin non ou sous satisfait, à la fois des individus n'ayant pas signifié de besoin et des individus recevant de l'aide pour un besoin exprimé, on a recours à un modèle probit bivarié avec sélection d'échantillon pour

modéliser le fait d'avoir au moins un besoin non-satisfait (respectivement sous-satisfait). Ainsi, la modélisation du besoin non-satisfait (respectivement sous-satisfait) portera uniquement sur l'échantillon des personnes ayant exprimé un besoin. Par ailleurs, ce modèle permet de distinguer les effets impactant sur la déclaration de besoins d'aide d'une part et sur la non-satisfaction (respectivement sous-satisfaction) d'autre part.

De plus, il est légitime de penser que le fait d'avoir eu recours à un répondant proxy lors de l'enquête est lié au fait de déclarer des besoins d'aide, satisfaits ou non. En effet, le recours à un proxy peut être *a priori* expliqué par les mêmes raisons que celles expliquant un état de santé suffisamment dégradé pour impliquer un besoin d'aide. Il existe ainsi un problème d'endogénéité du recours au répondant proxy. Le modèle probit récursif permet de traiter ce problème d'endogénéité.

Afin de contrôler les deux sources de biais possibles précédemment énoncées, on opte donc pour un modèle probit récursif avec sélection d'échantillon. Il s'agit d'un modèle estimant simultanément les trois équations probit expliquant respectivement le recours à un proxy, la déclaration de besoins d'aide, et la sous/non-satisfaction du besoin exprimé. Le modèle intègre ainsi d'une part l'endogénéité du recours à un proxy sur la déclaration de besoins et la sous/non-satisfaction du besoin. Il intègre également la sélection d'échantillon : l'équation expliquant la sous/non-satisfaction du besoin est limitée à l'échantillon des personnes ayant exprimé un besoin d'aide au moins.

E. Evaluation économique du coût de l'aide

1. Méthode des biens proxy

La méthode des biens proxy est un moyen d'évaluer le coût que représente l'aide apportée par l'entourage aux personnes âgées de 60 ans et plus. Elle repose sur le volume horaire que les aidants informels consacrent à l'aide qu'ils prodiguent à leurs proches. Ce volume horaire est ensuite converti en coût sur la base du smic horaire (évalué à 12,42€ selon la CNAF 2008).

L'enquête HSM permet de mesurer le volume horaire d'aide apporté par les aidants informels de deux façons différentes. D'une part, grâce au module décrivant l'environnement familial et l'aide reçue, il est possible de calculer un volume minimum déclaré par chaque personne âgée, en additionnant les temps d'aide fournis par chaque aidant. Le volume total d'aide reçue par une personne ne peut être déterminé en raison d'un grand nombre de valeurs manquantes, d'où l'utilisation d'un volume minimum. D'autre part, à partir du module consacré aux restrictions d'activité, il est possible d'estimer le volume d'aide reçue par une personne, en convertissant les besoins d'aide en temps d'aide à partir des volumes définis dans la méthodologie de Pampalon et al. (Pampalon et al., 1991), et en supposant que la personne reçoit toute l'aide nécessaire (Tableau 2). Par exemple, on estime qu'une personne nécessitant de l'aide pour sa toilette reçoit 4 heures d'aide par semaine.

2. Méthode d'évaluation contingente

Les aidants informels demeurent les aidants principaux des personnes en situation de handicap ou en perte d'autonomie. En dépit d'un discours public sur l'importance de leur engagement, l'évaluation et la reconnaissance économiques de cette aide restent, en France, balbutiantes. Entre autres méthodes de valorisation de l'aide informelle, l'évaluation contingente permet certainement de coller au plus près des préférences individuelles des aidants.

Tableau 2 Estimation des volumes horaires d'aide selon les activités

Une personne ayant besoin d'aide pour….	Aura besoin d'un volume horaire hebdomadaire d'aide de…
Sa toilette	4 heures
S'habiller	4,67 heures
Aller aux toilettes	4,67 heures
S'alimenter	14 heures
S'asseoir ou se lever du lit ou du fauteuil	4,67 heures
Faire ses courses	3,25 heures
Préparer ses repas	7 heures
Les tâches ménagères	13 heures
Sortir du domicile	3,5 heures

La disposition à payer pour se soustraire à une heure d'aide et la disposition à recevoir une compensation financière pour fournir une heure d'aide supplémentaire sont deux questions permettant d'approcher, mieux encore que le prix du bien proxy ou le coût d'opportunité, la valeur que les aidants informels associent à leur activité d'aidant. Elles révèlent certainement bien mieux les préférences individuelles des aidants, pouvant être bien au-delà ou bien en-deçà du prix moyen sur le marché de l'aide professionnelle ou de ce que coûte implicitement (par le manque à gagner que cela implique) le fait de réaliser soi-même l'aide, selon le sentiment d'accomplissement, d'altruisme ou d'attente de contreparties ultérieures nés du fait d'aider.

Le module K de l'enquête HSA 2008 est entièrement dédié à l'évaluation contingente. Deux questions principales en constituent le socle. La question KA1 cherche à mesurer le consentement à payer : « Imaginez que vous puissiez être remplacé(e), auprès de [Prénom – la personne aidée] pour une heure dans la semaine. Quel est le montant maximal que vous seriez prêt(e) à payer pour cette heure d'aide ? Avant de donner votre réponse, gardez à l'esprit que cette somme correspondrait à une réduction de votre budget ». La question KB1 porte sur le consentement à recevoir : « Imaginez maintenant que vous deviez apporter à [Prénom – la personne aidée] une heure d'aide supplémentaire par semaine et que vous soyez dédommagé(e) au moyen d'une allocation. Quel est le montant minimal que vous souhaiteriez recevoir pour cette heure d'aide ? ».

III. Résultats

A. Le besoin d'aide

1. Prévalence du besoin d'aide

Le tableau ci-dessous rapporte la prévalence des besoins d'aide dans la population des personnes âgées de 60 ans et plus. On constate que les femmes ont significativement plus de besoins d'aide que les hommes pour une majorité d'AIVQ, à savoir pour les courses, le ménage, la gestion des papiers et l'utilisation des transports. Concernant les courses et les tâches ménagères, il est possible que la différence constatée entre hommes et femmes soit expliquée par la dimension sexuée de ces tâches. Ainsi, les hommes auraient autant de besoins d'aide pour ces activités, mais, du fait de la prise en charge établie de ces activités par les conjointes, il ne s'agit plus d'un besoin d'aide.

Globalement, les AIVQ suscitent plus de besoins que les AVQ. La toilette et le fait de sortir du logement sont les deux AVQ qui réclament le plus d'aide. Concernant les AIVQ, ce sont les courses, le ménage occasionnel (laver les carreaux…) et l'utilisation des transports qui affichent les plus fortes proportions de personnes ayant besoin d'aide.

Tableau 3 Prévalences des besoins d'aide pour les activités de la vie quotidienne chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (échantillon redressé)

	Hommes (n brut = 3 762)	**Femmes** (n brut = 5 598)	**P-value**	**Ensemble** (n brut = 9 360)
AVQ				
Toilette	2,7	3,8	0,005	3,3
Habillage	1,8	2,2	0,205	2,0
Alimentation	1,3	1,6	0,275	1,5
WC	0,9	1,1	0,401	1,0
Transferts lit/fauteuil	1,1	1,4	0,241	1,3
Déplacements dans le logement	0,9	1,6	0,005	1,3
Sorties	2,3	5,6	0,000	4,2
Au moins une AVQ	***4,0***	***7,2***	***0,000***	***5,8***
AIVQ				
Courses	5,7	12,4	0,000	9,5
Repas	3,6	4,2	0,160	4,0
Ménage	4,2	8,0	0,000	6,4
Ménage occasionnel	5,8	14,4	0,000	10,7
Papiers	4,3	7,8	0,000	6,3
Médicaments	2,1	2,6	0,139	2,4
Transports	5,0	9,1	0,000	7,3
Téléphone	1,6	1,7	0,773	1,7
Au moins une AIVQ	***9,0***	***19,0***	***0,000***	***14,7***

2. Modélisation du besoin d'aide

Le modèle utilisé est un modèle de comptage : la variable dépendante expliquée est le nombre de besoins d'aide déclarés. Le tableau ci-dessous présente les répartitions de cette variable, respectivement pour les AVQ et les AIVQ.

Tableau 4 Nombre de besoins d'aide pour les activités de la vie quotidienne chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (échantillon redressé)

Nombre de besoins AVQ	N brut	% redressé	Nombre de besoins AIVQ	N brut	% redressé
0	7 804	94,2	0	6 330	85,3
1	666	2,9	1	688	4,4
2	257	1,0	2	470	2,7
3	143	0,5	3	366	2,0
4	104	0,3	4	338	1,4
5	86	0,2	5	323	1,4
6	101	0,3	6	304	1,1
7	199	0,6	7	220	0,7
			8	321	1,0

Tableau 5 Facteurs associés au nombre de besoins d'aide pour les AVQ chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (échantillon redressé)

Variable	*Modalités*	Zero-Inflated Negative Binomial	
		Splitting Model P (besoin = 0)	Intensity Model (modèle de comptage)
Age	*60-64*	-	-
	65-69	-0,335 (0,356)	-0,211 (0,233)
	70-74	-0,774 (0,262)***	-0,183 (0,194)
	75-79	-0,962 (0,252)***	-0,180 (0,193)
	80-84	-1,719 (0,351)***	-0,284 (0,181)
	85 +	-2,546 (0,398)***	-0,079 (0,185)
Sexe	*Masculin*	0,826 (0,178)***	-0,013 (0,090)
	Féminin	-	-
Ménage	*Seul*	-	-
	Conjoint uniquement	0,384 (0,227)*	0,230 (0,117)**
	Autre	-0,008 (0,229)	0,389 (0,103)***
Education	*Aucun diplôme*	0,008 (0,295)	0,190 (0,159)
	Diplôme < bac	-0,062 (0,290)	0,124 (0,160)
	Bac et +	-	-
Revenu (RUC)	*Non renseigné*	0,339 (0,440)	-0,007 (0,208)
	<1 000 euros	-0,104 (0,289)	0,018 (0,129)
	[1 000 ; 2 000[euros	0,002 (0,295)	-0,016 (0,130)
	>= 2 000 euros	-	-
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-
	Zone rurale	0,438 (0,182)**	0,123 (0,085)
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*	-	-
	Assez bon	-0,308 (0,314)	0,239 (0,162)
	Mauvais / Très mauvais	-0,979 (0,311)***	0,517 (0,139)***
Maladie chronique	*Oui*	0,784 (0,375)**	0,254 (0,169)
	Non	-	-
Limitation quotidienne	*Fortement limité*	-3,718 (0,464)***	0,670 (0,346)*
	Limité	-1,436 (0,490)***	-0,065 (0,369)
	Non limité	-	-
Répondant	*Seul*	1,626 (0,205)***	-1,054 (0,103)***
	Assisté / Remplacé	-	-
Constante		3,361 (0,654)***	-0,655 (0,370)*

On note que près de 95% des personnes âgées n'ont pas de besoins d'aide pour les AVQ, et plus de 85% pour les AIVQ. Ces proportions justifient l'utilisation d'un modèle prenant en compte la forte proportion ou l'inflation de zéros. Les résultats du modèle ZINB réalisé sont reportés dans le Tableau 5 pour les AVQ et dans le Tableau 6 pour les AIVQ.

D'après le Tableau 5, plus la personne est âgée ou de sexe féminin, plus elle a de risques de déclarer un besoin d'aide pour les AVQ. Ces observations semblaient attendues, notamment en raison de la plus grande espérance de vie des femmes : ces dernières survivant à leur conjoint, elles sont davantage exposées au besoin d'aide car se retrouvent à vivre seules.

Par ailleurs, sans surprise, souffrir d'une maladie chronique, se déclarer en mauvaise santé, ou encore être fortement limité au quotidien, sont liés significativement positivement à la déclaration de besoins d'aide. Il en est de même si la personne a été assistée ou remplacée dans ses réponses, résultat qui pouvait être attendu du fait du caractère endogène de la variable de recours à un répondant proxy.

Enfin, deux résultats sont moins intuitifs. Le fait de ne pas vivre seul serait lié significativement positivement à la déclaration de besoins d'aide. Ce résultat peut trouver une explication dans l'échantillonnage de la population HSM. En effet, les personnes interrogées sont des personnes vivant en domicile ordinaire, non en institution. On peut penser qu'une personne se retrouvant à vivre seule malgré de fortes difficultés pour réaliser les AVQ, serait amenée à partir vivre en institution. Ainsi, les personnes interrogées vivant seules sont supposées être des personnes relativement en bonne santé et donc sans besoin d'aide, d'où le résultat dans le modèle. Le second résultat contre-intuitif concerne le fait de vivre en milieu rural, qui est lié significativement positivement à la non-déclaration de besoins. On aurait pu penser que le difficile accès aux soins, l'absence de proximité des services d'aide et de soins, dus au fait de vivre en campagne, influeraient sur la déclaration de besoins d'aide. Il n'en est rien : ce résultat s'explique peut-être par le fait que les gens vivant en milieu rural sont plus habitués à une certaine forme d'autonomie impliquée par leur mode de vie, que les gens des villes.

Le Tableau 6 traite des facteurs liés à la déclaration de besoins pour les AIVQ. On a les mêmes observations que dans le schéma AVQ, en ce qui concerne l'âge, le sexe, le lieu de vie et les variables de santé.

Une petite différence avec le modèle pour les AVQ porte sur l'influence de la composition du ménage. En effet, on constate que dans le schéma AIVQ, le fait de vivre avec son conjoint joue significativement positivement sur la non-déclaration de besoins, par rapport au fait de vivre seul. C'était le contraire dans le schéma AVQ. Une explication peut se trouver dans la nature même des activités. En effet, une aide pour les AVQ requiert un certain savoir-faire et une capacité physique, alors que pour les AIVQ comme la gestion des papiers ou l'utilisation du téléphone, l'aide d'un conjoint paraît plus accessible, minimisant ainsi la déclaration de besoins d'aide pour ce type d'activité.

Tableau 6 Facteurs associés au nombre de besoins d'aide pour les AIVQ chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (échantillon redressé)

Variable	*Modalités*	Zero-Inflated Negative Binomial	
		Splitting Model	**Intensity Model**
		P (besoin = 0)	
Age	*60-64*	-	-
	65-69	-0,074 (0,197)	-0,002 (0,090)
	70-74	-0,516 (0,197)***	0,017 (0,083)
	75-79	-0,990 (0,183)***	0,032 (0,078)
	80-84	-1,320 (0,199)***	0,243 (0,088)***
	85 +	-2,200 (0,244)***	0,342 (0,088)***
Sexe	*Masculin*	1,040 (0,137)***	0,009 (0,045)
	Féminin	-	-
Ménage	*Seul*	-	-
	Conjoint uniquement	0,607 (0,136)***	0,062 (0,043)
	Autre	0,006 (0,156)	0,181 (0,051)***
Education	*Aucun diplôme*	-0,124 (0,198)	0,111 (0,082)
	Diplôme < bac	-0,026 (0,186)	0,022 (0,073)
	Bac et +	-	-
Revenu (RUC)	*Non renseigné*	-0,240 (0,256)	0,063 (0,080)
	<1 000 euros	-0,136 (0,191)	0,127 (0,062)**
	[1 000 ; 2 000[euros	-0,070 (0,180)	0,077 (0,059)
	>= 2 000 euros	-	-
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-
	Zone rurale	0,253 (0,110)**	0,002 (0,039)
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*	-	-
	Assez bon	-0,519 (0,170)***	-0,045 (0,083)
	Mauvais / Très mauvais	-1,087 (0,181)***	0,081 (0,090)
Maladie chronique	*Oui*	-0,160 (0,167)	0,023 (0,074)
	Non	-	-
Limitation quotidienne	*Fortement limité*	-2,717 (0,232)***	0,989 (0,181)***
	Limité	-1,308 (0,229)***	0,455 (0,179)**
	Non limité	-	-
Répondant	*Seul*	1,478 (0,129)***	-0,640 (0,070)***
	Assisté / Remplacé	-	-
Constante		2,682 (0,403)***	0,159 (0,291)

Enfin, dans ce modèle, le revenu a en partie un rôle significatif. Sans surprise, un faible revenu influerait positivement sur le nombre de besoins d'aide déclarés, par rapport à un revenu plus élevé.

B. Le type d'aide

1. Composition de l'aide humaine reçue

On a défini quatre types d'aide humaine reçue par les personnes âgées de 60 ans et plus : aide uniquement formelle, aide uniquement informelle, aide mixte, aucune aide. Le Tableau 7 donne la répartition des types d'aide reçue par la population des personnes âgées de 60 ans et plus. Il s'agit du détail de l'aide reçue uniquement pour les personnes ayant déclaré au moins un besoin d'aide.

Tableau 7 Type d'aide reçue pour les activités de la vie quotidienne chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (échantillon pondéré)

	60-74 ans				75 ans et +			
	Aide informelle	Aide formelle	Aide mixte	Aucune aide	Aide informelle	Aide formelle	Aide mixte	Aucune aide
AVQ								
Toilette	49,4	38,5	9,2	2,9	24,6	58,9	14,5	1,9
Habillage	45,1	28,1	25,6	1,2	28,9	43,0	27,1	1,0
Alimentation	73,3	13,0	12,7	1,0	60,7	20,4	15,8	3,1
WC	49,3	20,9	23,9	5,9	36,4	26,4	26,9	10,3
Transferts lit/fauteuil	43,7	16,9	36,6	2,8	34,1	27,1	35,7	3,1
Déplacements dans le logement	38,7	12,8	17,5	31,0	40,9	15,9	26,5	16,7
Sorties	62,0	19,1	11,5	7,4	59,0	12,7	16,2	12,1
Au moins une AVQ	***68,3***	***29,6***	***15,9***	***16,0***	***58,5***	***42,6***	***25,0***	***14,0***
Aide disjointe	***56,3***	***18,2***	***19,7***	***5,8***	***40,1***	***22,7***	***32,7***	***4,5***
AIVQ								
Courses	80,7	12,6	4,4	2,3	74,2	16,0	7,9	1,9
Repas	71,9	14,5	10,8	2,9	58,0	27,2	12,9	1,9
Ménage	51,8	34,7	10,2	3,3	32,4	49,1	17,3	1,2
Ménage occasionnel	51,7	36,5	7,2	4,6	35,7	50,5	11,4	2,4
Papiers	82,3	8,9	2,8	6,0	88,0	6,0	3,9	2,1
Médicaments	67,3	20,0	11,3	1,4	61,0	23,4	14,7	0,9
Transports	76,4	8,9	5,1	9,6	66,4	9,1	10,1	14,4
Téléphone	72,6	8,5	7,2	11,7	68,0	3,4	9,7	18,9
Au moins une AIVQ	***76,0***	***30,8***	***9,7***	***10,6***	***74,0***	***47,6***	***19,2***	***12,8***
Aide disjointe	***60,7***	***19,7***	***17,2***	***2,4***	***40,4***	***19,7***	***37,7***	***2,2***

On remarque une tendance similaire dans la répartition du type d'aide humaine reçue pour les AVQ et les AIVQ. En revanche, on observe une différence relative à l'âge de la personne aidée. En effet, dans le cas de personnes âgées de 75 ans et plus, on observe davantage d'aide formelle (formelle uniquement ou mixte). Une personne plus âgée a des besoins plus importants ou plus prononcés, qui nécessitent les compétences techniques et physiques d'un professionnel.

2. Modélisation du type d'aide humaine reçue

a) Probit à trois modalités pour les AVQ et AIVQ

On réalise un modèle probit multinomial à trois modalités (aide formelle / aide informelle / aide mixte) sur l'échantillon des personnes âgées de 60 ans et plus ayant déclaré au moins un besoin d'aide et recevant de l'aide, respectivement pour les AVQ et les AIVQ. La modalité « aide informelle uniquement » est prise en référence.

Le probit multinomial modélisant le type d'aide humaine reçue pour les AVQ a été réalisé sur l'échantillon pondéré des 1636 personnes âgées de 60 ans et plus, ayant déclaré au moins un besoin d'aide pour une AVQ, et recevant de l'aide humaine pour celui-ci (Tableau 8).

Tableau 8 Modélisation du type d'aide humaine reçue pour les AVQ

VARIABLE	*Modalité*	Aide formelle uniquement		Aide mixte	
		Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx
Age	*60-64*	-	-	-	-
	65-69	0,717	0,079	0,126	-0,020
	70-74	0,785#	0,033	0,698*	0,131#
	75-79	0,264	-0,017	0,730**	0,175**
	80-84	0,182	-0,032	0,916**	0,226***
	85 +	0,804#	-0,003	1,308***	0,298***
Sexe	*Masculin*	-0,318	-0,016	-0,224	-0,047
	Féminin	-	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-	-
	Conjoint uniquement	-2,437***	-0,130***	-1,20***	-0,219***
	Autre	-2,027***	-0,074***	-1,578***	-0,364***
Education	*Aucun diplôme*	-0,651#	-0,056*	0,018	0,039
	Diplôme < bac	-0,412	-0,048#	0,186	0,075
	Bac et +	-	-	-	-
Revenu (RUC)	*<1 000 euros*	-0,116	0,002	-0,217	-0,055
	[1 000 ; 2 000[euros	-0,467	-0,033	-0,138	-0,014
	>= 2 000 euros	-	-	-	-
	Non renseigné	-0,098	0,015	-0,439	-0,122
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-	-
	Zone rurale	0,575**	0,021	0,550***	0,116**
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*	-	-	-	-
	Assez bon	0,002	-0,011	0,203	0,056
	Mauvais / Très mauvais	0,010	-0,009	0,175	0,049
Répondant	*Seul*	-	-	-	-
	Assisté / Remplacé	-0,612**	-0,035#	-0,367*	-0,068
Nombre de besoins d'aide pour les AVQ		0,300***	0,014**	0,225***	0,047***
Nombre de besoins d'aide pour les AIVQ		-0,160*	-0,024***	0,18***	0,059***
Constante		0,881		-0,834#	
		# : p<0,1; * : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001			

Le modèle expose un gradient sur l'âge : plus une personne est âgée, plus elle aura de chances de bénéficier d'une aide mixte plutôt qu'uniquement informelle pour les AVQ. En effet, la fragilité et les limitations fonctionnelles s'amplifiant avec l'âge, y compris pour les conjoints qui apportent une aide informelle, les plus âgés ont plus souvent recours à l'aide de professionnels.

Les personnes vivant avec leur conjoint ou d'autres proches au sein de leur ménage, ont moins de chances de bénéficier d'une aide formelle ou mixte plutôt

qu'uniquement informelle pour les AVQ. Cela s'explique par l'aide informelle qu'elles reçoivent sans doute de leur entourage au sein de leur ménage. Ainsi, une personne vivant avec son conjoint a 13,0% moins de chances de bénéficier d'une aide formelle et quasiment 22% moins de chances de bénéficier d'une aide mixte.

Une personne vivant en milieu rural a davantage de chances de bénéficier d'une aide formelle ou mixte (11,6% plus de chances de bénéficier d'une aide mixte). Ce phénomène peut s'expliquer par l'isolement et le manque de proximité des proches vivant en ville, ce qui oblige la personne à avoir davantage recours au service d'un professionnel à domicile.

Le fait de ne pas avoir répondu seul diminue très significativement les chances de déclarer recevoir de l'aide formelle ou mixte plutôt qu'informelle pour les AVQ. On peut suspecter dans ce résultat un problème d'endogénéité. En effet, le répondant assistant ou remplaçant la personne dans ses réponses étant sans doute lui-même un aidant informel, il peut avoir tendance à accentuer l'aide informelle reçue par la personne, afin de valoriser son rôle d'aidant. Enfin, l'accumulation de besoins d'aide est globalement facteur de recours à l'aide formelle ou mixte. Cependant, une personne accumulant des besoins d'aide pour les AIVQ a moins de chances de recevoir une aide formelle qu'informelle. Cela peut s'expliquer par les capacités de l'entourage à subvenir aux besoins de la personne pour ce type d'activité (gérer les papiers, les médicaments…).

Le Tableau 9 fournit les résultats du probit multinomial modélisant le type d'aide humaine reçue pour les AIVQ. Il a été réalisé sur l'échantillon pondéré des 3172 personnes âgées de 60 ans et plus, ayant déclaré au moins un besoin d'aide pour une AIVQ, et recevant de l'aide humaine pour celui-ci.

On constate les mêmes faits saillants que pour les AVQ en ce qui concerne l'âge, le type de ménage, le lieu de vie, le statut du répondant et l'accumulation des besoins d'aide.

En revanche, on note cette fois que les hommes ont significativement moins de chances de recourir à une aide formelle ou mixte plutôt qu'informelle pour les AIVQ. Il y a plusieurs explications possibles. La première relève de la dimension sexuée des activités comprises dans les AIVQ, comme faire les courses, le repas, le ménage… Que les conjointes réalisent ces activités ne relève pas d'un besoin d'aide mais de mœurs établies. Par ailleurs, les femmes ont davantage recours aux professionnels en raison de leur plus grand nombre de besoins, du fait qu'elles survivent à leur conjoint ou en raison de normes culturelles (Mutchler et Bullers, 1994).

Enfin, le modèle révèle une inégalité socio-économique : une personne sans diplôme a 18% de chances en moins de recourir à une aide formelle plutôt qu'informelle, et une personne ayant un diplôme peu élevé voit ses chances diminuées de 14,4% par rapport à une personne ayant un diplôme élevé. On peut penser que les personnes moins instruites peuvent avoir un moindre accès à l'information concernant les services disponibles, ou être plus hésitantes à recourir au réseau formel. Il en va de même pour le revenu : une personne de condition modeste a 11,8% de chances en moins de bénéficier d'une aide mixte plutôt qu'uniquement informelle.

Tableau 9 Modélisation du type d'aide humaine reçue pour les AIVQ

VARIABLE	*Modalité*	Aide formelle uniquement		Aide mixte	
		Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx
Age	*60-64*	-	-	-	-
	65-69	0,522	0,097	0,154	-0,007
	70-74	0,371	0,037	0,382#	0,077
	75-79	0,711*	0,06	0,818***	0,170**
	80-84	0,503#	0,022	0,786***	0,184**
	85 +	0,513#	-0,013	1,181***	0,297***
Sexe	*Masculin*	-0,295#	-0,027	-0,337**	-0,071*
	Féminin	-	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-	-
	Conjoint uniquement	-1,232***	-0,155***	-0,704***	-0,105***
	Autre	-1,756***	-0,171***	-1,292***	-0,228***
Education	*Aucun diplôme*	-1,021***	-0,179***	0,061	0,095#
	Diplôme < bac	-0,696**	-0,144***	0,144	0,099#
	Bac et +	-	-	-	-
Revenu (RUC)	*<1 000 euros*	-0,223	-0,003	-0,486*	-0,118*
	[1 000 ; 2 000[euros	-0,131	0,008	-0,399*	-0,102*
	>= 2 000 euros	-	-	-	-
	Non renseigné	0,221	0,076	-0,353	-0,114*
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-	-
	Zone rurale	0,264#	0,025	0,289*	0,06*
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*	-	-	-	-
	Assez bon	-0,602*	-0,113**	0,133	0,084
	Mauvais / Très mauvais	-0,433	-0,104*	0,244	0,105*
Répondant	*Seul*	-	-	-	-
	Assisté / Remplacé	-0,741***	-0,094***	-0,469***	-0,075*
Nombre de besoins d'aide pour les AVQ		0,209***	0,026**	0,160***	0,028**
Nombre de besoins d'aide pour les AIVQ		-0,126**	-0,053***	0,361***	0,113***
Constante		1,278**		-1,563***	
				# : p<0,1; * : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001	

b) Probit à quatre modalités pour les activités sélectionnées

Dans cette partie, on réalise un probit multinomial à quatre modalités pour chacune des trois AVQ et deux AIVQ sélectionnées, afin d'expliquer le type d'aide humaine reçue pour ces activités. Il s'agit des activités suivantes : aller aux toilettes, se déplacer dans le logement, sortir du logement, utiliser le téléphone, utiliser les transports.

D'après le Tableau 10, être un homme ou encore vivre avec son conjoint diminue les chances de recevoir une aide formelle ou mixte, ou encore de ne recevoir aucune aide pour l'AVQ « aller aux toilettes », plutôt que recevoir une aide informelle. Par ailleurs, l'utilisation d'une aide technique augmente les chances de ne recevoir aucune aide humaine plutôt que de recevoir une aide informelle. L'aide technique serait ainsi, pour cette AVQ, substituable à l'aide humaine.

Tableau 10 Probit multinomial modélisant le type d'aide humaine reçue pour l'AVQ « aller aux toilettes »

VARIABLE	*Modalité*	Aide formelle		Aide mixte		Aucune aide	
		Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx
Age	*60-64*	-	-	-	-	-	-
	65-69	1,789**	0,509**	0,154	-0,165	-1,34	-0,087***
	70-74	0,385	0,137	-0,240	-0,083	-0,634	-0,058
	75-79	1,016#	0,216	0,392	-0,017	0,344	-0,011
	80-84	1,413*	0,289*	0,632	-0,004	0,464	-0,021
	85 +	1,083#	0,256*	0,116	-0,062	-0,229	-0,06
Sexe	*Masculin*	-0,152	0,058	-0,885**	-0,198**	-0,631*	-0,034
	Féminin	-	-	-	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Conjoint uniquement	-2,280***	-0,380***	-0,726#	0,027	-1,117*	-0,033
	Autre	-2,025***	-0,325***	-0,768#	-0,018	-0,887#	-0,017
Education	*Aucun diplôme*	-0,508	-0,052	-0,877	-0,207	0,391	0,096
	Diplôme < bac	-0,501	-0,107	-0,365	-0,089	0,823	0,130#
	Bac et +	-	-	-	-	-	-
Revenu (RUC)	*<1000 €*	-0,392	-0,060	-0,241	-0,023	-0,268	-0,010
	[1000 ; 2000€[	-0,615	-0,064	-0,601	-0,080	-0,832#	-0,053
	≥2 000 €	-	-	-	-	-	-
	Non renseigné	-0,393	-0,017	-0,801	-0,151	-0,478	-0,016
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-	-	-	-
	Zone rurale	0,364	0,038	0,459#	0,089	0,161	-0,010
Etat de santé subjectif	*Bon*	-	-	-	-	-	-
	Mauvais	0,772*	0,104#	0,521#	0,056	0,736#	0,039
Répondant	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Assisté / Remplacé	-0,818*	-0,155#	-0,154	0,082	-0,925#	-0,093
Aide technique	*oui*	0,342	-0,023	0,286	-0,050	1,646***	0,257***
	non	-	-	-	-	-	-
Constante		1,101		0,962		-0,264	

: p<0,1; * : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

Le Tableau 11 rapporte les résultats pour l'AVQ relative aux déplacements à l'intérieur du logement. Dans le cas de cette AVQ, on constate une inégalité sur le plan socioéconomique.

Tableau 11 Probit multinomial modélisant le type d'aide humaine reçue pour l'AVQ « se déplacer à l'intérieur du logement »

VARIABLE	*Modalité*	Aide formelle		Aide mixte		Aucune aide	
		Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx
Age	*60-64*	-	-	-	-	-	-
	65-69	1,475#	0,289	0,531	0,019	0,054	-0,106
	70-74	0,521	0,061	0,771	0,237	-0,808	-0,203**
	75-79	1,379#	0,263	0,631	0,094	-0,522	-0,189**
	80-84	0,224	-0,002	0,933#	0,277*	-0,397	-0,160#
	85 +	1,276#	0,202	0,594	0,140	-0,799	-0,261**
Sexe	*Masculin*	0,105	0,037	-0,330	-0,068	-0,217	-0,031
	Féminin	-	-	-	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Conjoint uniquement	-1,914***	-0,193**	-0,782*	-0,058	-0,777#	-0,053
	Autre	-1,587***	-0,122**	-0,842*	-0,050	-1,366**	-0,187**
Education	*Aucun diplôme*	-1,056*	-0,145**	-0,832#	-0,240**	1,196*	0,383**
	Diplôme < bac	-0,327	-0,082	-0,320	-0,169#	1,394*	0,360**
	Bac et +	-	-	-	-	-	-
Revenu (RUC)	*<1000 €*	-0,411	-0,015	-0,526	-0,070	-0,573	-0,079
	[1000 ;2000€[	-0,397	-0,023	-0,316	-0,023	-0,531	-0,085
	≥2 000 €	-	-	-	-	-	-
	Non renseigné	0,320	0,030	-0,553	-0,173**	0,699	0,214
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-	-	-	-
	Zone rurale	0,497#	0,015	0,894**	0,173**	0,434	0,010
Etat de santé subjectif	*Bon*	-	-	-	-	-	-
	Mauvais	-0,684*	-0,111*	-0,055	0,022	-0,034	0,027
Répondant	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Assisté / Remplacé	-0,906*	-0,138*	0,931*	0,263***	-0,841*	-0,227**
Aide technique	*oui*	0,426	0,000	1,020**	0,227**	0,339	-0,026
	non	-	-	-	-	-	-
Constante		1,313		-0,726		0,520	

: p<0,1; * : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

En effet, les personnes sans diplôme ont 14,5% de chances en moins de bénéficier d'une aide formelle plutôt qu'informelle, et 24% de chances en moins de recevoir une aide mixte. Par ailleurs, elles ont 38,3% de risques en plus de ne bénéficier d'aucune

aide plutôt que d'une aide même uniquement informelle. Enfin, l'aide technique apparaît comme une aide complémentaire à l'aide mixte, une personne bénéficiant d'une aide mixte ayant 22,7% plus de chances de bénéficier d'une aide mixte plutôt qu'informelle.

Dans le cas de l'AVQ « sortir du logement » (Tableau 12), plus une personne est âgée, plus elle a de risques de ne recevoir aucune aide plutôt qu'une aide informelle pour cette activité.

Tableau 12 Probit multinomial modélisant le type d'aide humaine reçue pour l'AVQ « sortir du logement »

VARIABLE	*Modalité*	Aide formelle		Aide mixte		Aucune aide	
		Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx
Age	*60-64*	-	-	-	-	-	-
	65-69	1,069*	0,223#	-0,583	-0,115***	0,555	0,056
	70-74	0,837#	0,123	-0,047	-0,063	0,851#	0,120
	75-79	0,253	0,014	0,013	-0,033	0,772#	0,128
	80-84	0,281	0,017	0,081	-0,022	0,791#	0,122
	85 +	0,521	0,039	0,116	-0,037	1,228**	0,184*
Sexe	*Masculin*	0,294	0,040	0,037	-0,009	0,199	0,020
	Féminin	-	-	-	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Conjoint uniquement	-1,668***	-0,176***	-1,092***	-0,117***	-0,514*	-0,006
	Autre	-1,281***	-0,125***	-0,794***	-0,079**	-0,661**	-0,041
Education	*Aucun diplôme*	-0,647*	-0,090*	-0,083	0,005	-0,013	0,016
	Diplôme < bac	-0,621*	-0,090*	-0,102	0,002	-0,009	0,017
	Bac et +	-	-	-	-	-	-
Revenu (RUC)	*<1000 €*	0,011	-0,009	0,075	0,003	0,322	0,045
	[1000 ; 2000€[	-0,165	-0,042	0,260	0,040	0,378	0,051
	≥2 000 €	-	-	-	-	-	-
	Non renseigné	0,112	0,029	-0,514	-0,081*	0,104	0,026
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-	-	-	-
	Zone rurale	0,718***	0,086*	0,510**	0,051#	0,530**	0,042
Etat de santé subjectif	*Bon*	-	-	-	-	-	-
	Mauvais	0,033	-0,003	0,085	0,008	0,215	0,026
Répondant	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Assisté / Remplacé	-0,152	-0,041	0,529**	0,094***	0,073	-0,001
Aide technique	*oui*	0,548#	0,045	0,923***	0,172**	0,170	-0,023
	non	-	-	-	-	-	-
Constante		-0,421		-1,185*		-2,575***	

: p<0,1; * : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

Par ailleurs, vivre en milieu rural augmente les chances de recevoir une aide formelle ou mixte plutôt qu'informelle, mais aussi celles de ne recevoir aucune aide. L'aide technique apparaît à nouveau comme une aide complémentaire à l'aide mixte.

Les Tableaux 13 et 14 rapportent les résultats concernant les deux AIVQ sélectionnées : « utiliser le téléphone » et « utiliser les transports ».

Tableau 13 Probit multinomial modélisant le type d'aide humaine reçue pour l'AIVQ « utiliser le téléphone »

VARIABLE	*Modalité*	Aide formelle		Aide mixte		Aucune aide	
		Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx
Age	*65-69*	-	-	-	-	-	-
	70-74	-0,106	-0,005	0,155	0,011	0,230	0,041
	75-79	-0,547	-0,014	0,061	0,005	0,103	0,021
	80-84	-0,225	-0,011	0,508	0,050	0,338	0,051
	85 +	-0,228	-0,011	0,344	0,027	0,369	0,062
Sexe	*Masculin*	-0,218	-0,002	-0,357	-0,023	-0,487*	-0,076*
	Féminin	-	-	-	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Conjoint uniquement	-2,656***	-0,075***	-1,689***	-0,116***	-1,184**	-0,138**
	Autre	-1,655***	-0,036**	-1,28***	-0,084**	-1,293***	-0,177**
Education	*Aucun diplôme*	0,016	-0,012	0,674	0,033	1,350*	0,229*
	Diplôme < bac	-0,124	-0,018	0,562	0,008	1,732**	0,327*
	Bac et +	-	-	-	-	-	-
Revenu (RUC)	*<1000 €*	-0,741	-0,016	-0,672	-0,050	-0,425	-0,054
	[1000 ;2000€[	-0,919*	-0,025#	-0,345	-0,020	-0,450	-0,065
	≥2 000 €	-	-	-	-	-	-
	Non renseigné	-0,173	-0,003	-0,639	-0,048	-0,030	0,008
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-	-	-	-
	Zone rurale	-0,398	-0,016#	0,37	0,028	0,463*	0,081#
Etat de santé subjectif	bon	-	-	-	-	-	-
	mauvais	-0,030	-0,011	1,248*	0,086	0,257	-0,097
	assez bon	-0,418	-0,008	0,565	0,101*	-0,522	0,020
Répondant	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Assisté / Remplacé	-0,183	-0,016	1,288***	0,073***	0,418	0,052
Constante		0,740		-3,044**		-1,913*	

: p<0,1; * : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

Pour les deux AIVQ, on note toujours les mêmes tendances concernant le type de ménage et le statut du répondant. On note également une disparité d'ordre socio-

économique. En effet une personne de condition modeste a de 11 à 13% plus de risques de ne recevoir aucune aide pour l'utilisation des transports, plutôt qu'une aide informelle.

Tableau 14 Probit multinomial modélisant le type d'aide humaine reçue pour l'AIVQ « utiliser les transports »

VARIABLE	*Modalité*	Aide formelle		Aide mixte		Aucune aide	
		Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx	Coeff.	dy/dx
Age	*60-64*	-	-	-	-	-	-
	65-69	0,253	0,048	-0,515	-0,051#	-0,341	-0,039
	70-74	0,266	0,034	-0,271	-0,038	0,148	0,022
	75-79	-0,267	-0,026	0,088	0,018	-0,100	-0,011
	80-84	0,214	0,025	-0,040	-0,010	0,035	0,002
	85 +	0,346	0,025	0,054	-0,014	0,619#	0,086#
Sexe	*Masculin*	0,092	0,015	-0,112	-0,013	-0,144	-0,019
	Féminin	-	-	-	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Conjoint uniquement	-1,019***	-0,082***	-0,798***	-0,072***	-0,318#	-0,011
	Autre	-1,106***	-0,085***	-0,692***	-0,060***	-0,190	0,004
Education	*Aucun diplôme*	-0,090	-0,010	-0,056	-0,008	0,087	0,015
	Diplôme < bac	-0,038	-0,004	-0,002	0,000	0,006	0,002
	Bac et +	-	-	-	-	-	-
Revenu (RUC)	*<1000 €*	0,095	0,002	-0,373	-0,061#	0,672*	0,110**
	[1000 ; 2000€[	0,021	-0,012	-0,160	-0,039	0,836**	0,131**
	≥2 000 €	-	-	-	-	-	-
	Non renseigné	0,233	0,009	-0,261	-0,050	0,798*	0,147#
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-	-	-	-
	Zone rurale	0,242	0,019	0,348*	0,040#	0,098	0,001
Etat de santé subjectif	bon	-	-	-	-	-	-
	mauvais	0,352	0,026	0,170	0,006	0,450	0,051
	assez bon	0,324	0,033	0,101	0,004	0,133	0,010
Répondant	*Seul*	-	-	-	-	-	-
	Assisté / Remplacé	-0,345*	-0,039*	0,294#	0,048**	-0,205	-0,029
Constante		-1,489**		-1,189*		-2,490***	

: p<0,1; * : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

C. La sous/non-satisfaction du besoin

1. Prévalence des besoins sous/non-satisfaits

Le Tableau 15 rend compte de la prévalence des besoins sous/non-satisfaits, au sens des définitions de la section II.D.1. Ces prévalences sont estimées parmi la population ayant au moins un besoin d'aide.

On note globalement les mêmes tendances pour les AVQ et les AIVQ : globalement, plus d'un tiers des personnes ayant besoin d'aide a des besoins sous-satisfaits, et moins de 5% ont des besoins non satisfaits. Enfin, environ 15% des personnes ayant un besoin d'aide pour au moins une AVQ ne reçoivent aucune aide pour cela, et n'ont pour autant pas exprimé le besoin de recourir à l'aide d'un tiers. Elles sont environ 11% pour les AIVQ.

Tableau 15 Sous/non-satisfaction des besoins d'aide pour les activités quotidiennes chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (échantillon redressé)

	60-74 ans			75 ans et +		
	Besoin d'aide sous-satisfait	Besoin d'aide non-satisfait	ne reçoit aucune aide	Besoin d'aide sous-satisfait	Besoin d'aide non-satisfait	ne reçoit aucune aide
AVQ						
Toilette	20,8	0,7	2,9	21,0	0,9	1,9
Habillage	25,1	1,3	1,3	24,8	0,9	1,0
Alimentation	25,1	0,0	1,0	26,6	1,1	3,1
WC	24,0	0,7	5,9	24,6	1,5	10,3
Transferts lit/fauteuil	25,8	1,0	2,8	30,3	0,6	3,1
Déplacements dans le logement	8,8	5,9	31,0	27,8	1,3	16,7
Sorties	28,3	3,2	7,4	23,1	3,3	12,1
Au moins une AVQ	***33,9***	***4,8***	***16,0***	***28,3***	***4,2***	***14,0***
AIVQ						
Courses	22,8	1,5	2,3	19,1	0,7	1,9
Repas	21,7	0,5	2,9	23,5	0,8	1,9
Ménage	31,7	1,1	3,3	28,5	0,3	1,2
Ménage occasionnel	31,2	1,8	4,7	25,1	1,0	2,4
Papiers	25,2	2,6	6,0	18,1	1,2	2,1
Médicaments	24,2	0,0	1,5	21,7	0,8	0,9
Transports	24,2	2,3	9,6	21,4	5,3	14,4
Téléphone	21,7	1,6	11,7	21,3	2,1	18,8
Au moins une AIVQ	***38,5***	***4,3***	***10,6***	***31,5***	***4,9***	***12,8***

2. Modélisation du besoin sous/non-satisfait

a) Endogénéité de la variable de recours à un proxy

Le modèle utilisé dans cette partie est un modèle probit récursif, retenu pour sa capacité à prendre en compte l'endogénéité du régresseur relatif au recours à un répondant proxy, ainsi que la sélection d'échantillon pour l'équation de la sous/non-satisfaction de besoins. Le tableau suivant met en évidence le caractère endogène de cette variable de répondant proxy.

On remarque effectivement que le fait d'avoir recours à un répondant proxy est fortement lié à la déclaration de besoins d'aide, l'endogénéité du recours à un proxy dans la déclaration de besoins d'aide est évidente. Près de deux tiers des personnes âgées de 75 ans et plus ayant eu recours à un répondant proxy ont au moins un besoin d'aide pour les AVQ, et plus des trois quarts pour les AIVQ (Tableau 16).

Tableau 16 Prévalence des besoins d'aide pour les activités de la vie quotidienne chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile en fonction du statut du répondant (échantillon redressé)

	60-74 ans			75 ans et +		
	Répond seul	Assisté	Proxy	Répond seul	Assisté	Proxy
AVQ						
Toilette	0,6	9,3	10,8	2,9	22,1	45,6
Habillage	0,2	7,3	9,1	1,2	13,4	36,4
Alimentation	0,1	6,8	9,1	1,0	7,2	33,7
WC	0,1	4,7	7,0	0,2	6,0	27,1
Transferts lit/fauteuil	0,2	5,4	6,7	0,4	8,0	30,3
Déplacements dans le logement	0,2	4,2	6,9	0,4	8,0	28,8
Sorties	0,8	10,6	17,3	4,7	24,0	52,8
Au moins une AVQ	***1,3***	***14,2***	***19,1***	***6,7***	***32,7***	***63,9***
AIVQ						
Courses	2,6	22,6	19,7	13,1	50,3	67,0
Repas	0,5	13,7	16,8	3,6	29,2	55,4
Ménage	1,3	16,6	16,5	8,4	35,4	58,9
Ménage occasionnel	3,3	22,9	19,0	15,9	47,8	64,3
Papiers	1,0	23,2	20,5	7,0	41,4	61,1
Médicaments	0,1	8,4	15,5	1,0	17,2	52,0
Transports	1,3	21,1	20,5	9,4	42,8	65,4
Téléphone	0,1	7,5	12,6	0,5	11,5	42,2
Au moins une AIVQ	***4,8***	***34,8***	***24,5***	***22,3***	***63,6***	***76,4***

b) Modélisation du besoin sous-satisfait pour les AVQ

Afin de mettre en évidence l'utilité d'un modèle probit récursif, on expose tout d'abord dans le Tableau 17 les résultats d'un modèle incluant trois probit simples.

L'avancée en âge prédispose à la déclaration d'un besoin d'aide et au recours à un répondant proxy, mais elle ne semble pas impacter, de façon uniforme du moins, la satisfaction du besoin, en accord avec la littérature (Allen et Mor, 1997).

Etre un homme réduit la probabilité de déclarer un besoin d'aide, mais augmente celle d'avoir recours à un répondant proxy. Les hommes apparaissent plus autonomes après 60 ans (Ravaud et Ville, 2003), d'où la différence de déclaration de besoins d'aide avec les femmes. En effet, ayant une espérance de vie moins longue, ils échappent aux handicaps provoqués par l'avancée en âge, et, par ailleurs, ils sont davantage utilisateurs d'aide technique.

Concernant le cadre de vie, on constate que ne pas vivre seul influe logiquement sur le recours à un répondant proxy. En effet, cela est dû à un effet de sélection d'échantillon, comme développé en III.A.2.

Les variables de santé sont liées significativement positivement à la déclaration de besoins d'aide et au recours au répondant proxy, comme on pouvait l'attendre. Le fait d'avoir eu recours à un répondant proxy est, sans surprise, lié à la déclaration de besoins. La personne qui est le répondant proxy est souvent elle-même un aidant

informel de la personne enquêtée, et aura tendance à surestimer les besoins, en cherchant par là à valoriser l'aide apportée.

Tableau 17 Facteurs associés au besoin d'aide et au besoin d'aide sous-satisfait pour les AVQ chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (probit simples)

		Recours à un répondant proxy	Besoin d'aide pour au moins une ADL	Besoin d'aide sous satisfait pour au moins une ADL
Age	*60-64*	-	-	-
	65-69	0,069 (0,066)	0,091 (0,084)	0,446 (0,183)**
	70-74	0,188 (0,061)***	0,289 (0,077)***	0,399 (0,163)**
	75-79	0,353 (0,059)***	0,386 (0,073)***	0,219 (0,156)
	80-84	0,677 (0,061)***	0,621 (0,075)***	0,340 (0,155)**
	85 +	1,142 (0,062)***	0,941 (0,076)***	0,128 (0,152)
Sexe	*Masculin*	0,160 (0,036)***	-0,280 (0,043)***	0,014 (0,078)
	Féminin	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-
	Conjoint uniq	0,438 (0,044)***	-0,050 (0,048)	0,064 (0,088)
	Autre	0,893 (0,050)***	0,137 (0,057)**	0,127 (0,092)
Education	*Aucun diplôme*	0,664 (0,069)***	-0,026 (0,080)	-0,049 (0,144)
	Diplôme < bac	0,220 (0,066)***	-0,019 (0,075)	-0,199 (0,140)
	Bac et +	-	-	-
Revenu (RUC)	*Non renseigné*	-0,153 (0,075)**	-0,052 (0,090)	0,035 (0,157)
	<1 000 euros	-0,045 (0,063)	0,059 (0,075)	0,075 (0,129)
	[1 000 ; 2 000[euros	-0,028 (0,059)	0,032 (0,072)	0,140 (0,124)
	>= 2 000 euros	-	-	-
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-
	Zone rurale	0,001 (0,039)	-0,095 (0,046)**	-0,119 (0,080)
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*		-	-
	Assez bon		0,231 (0,084)***	0,082 (0,184)
	Mauvais / Très mauvais		0,506 (0,084)***	0,172 (0,175)
Limitation quotidienne	*Fortement limité*	0,768 (0,046)***	1,446 (0,091)***	
	Limité	0,171 (0,052)***	0,398 (0,096)***	
	Non limité	-	-	
Nombre de besoins ADL				0,118 (0,017)***
Répondant	*Seul*		-	-
	Assisté / Remplacé		1,036 (0,044)***	0,002 (0,080)
Instruments	*Nombre d'enfants*	0,017 (0,009)**		
	Proportion de filles	0,095 (0,047)**		
Constante		-2,649 (0,092)***	-2,919 (0,133)***	-1,218 (0,255)***
				* : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

Le Tableau 18 rapporte les résultats du probit récursif avec sélection d'échantillon, dans le cas de la modélisation du besoin d'aide sous-satisfait pour une AVQ prenant en

compte l'endogénéité du recours à un répondant proxy. Le modèle pour les AIVQ ne convergeant pas, on n'est pas en mesure de présenter des résultats.

Tableau 18 Facteurs associés au besoin d'aide et au besoin d'aide sous-satisfait pour les AVQ chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (probit récursif)

		Recours à un répondant proxy	Besoin d'aide pour au moins une ADL	Besoin d'aide non satisfait pour au moins une ADL
Age	*60-64*	-	-	-
	65-69	0,095 (0,093)	0,103 (0,091)	0,441 (0,189)**
	70-74	0,263 (0,086)***	0,332 (0,098)***	0,366 (0,168)**
	75-79	0,496 (0,083)***	0,457 (0,115)***	0,160 (0,166)
	80-84	0,961 (0,086)***	0,752 (0,171)***	0,244 (0,177)
	85 +	1,613 (0,088)***	1,162 (0,262)***	-0,040 (0,220)
Sexe	*Masculin*	0,231 (0,051)***	-0,273 (0,046)***	0,008 (0,081)
	Féminin	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-
	Conjoint uniq	0,619 (0,062)***	0,009 (0,075)	0,019 (0,101)
	Autre	1,262 (0,070)***	0,286 (0,158)*	0,028 (0,137)
Education	*Aucun diplôme*	0,940 (0,098)***	0,065 (0,122)	-0,106 (0,162)
	Diplôme < bac	0,311 (0,093)***	0,003 (0,083)	-0,214 (0,146)
	Bac et +	-	-	-
Revenu (RUC)	*Non renseigné*	-0,210 (0,106)**	-0,075 (0,098)	0,053 (0,163)
	<1 000 euros	-0,061 (0,089)	0,057 (0,080)	0,074 (0,132)
	[1 000 ; 2 000[euros	-0,038 (0,083)	0,031 (0,076)	0,142 (0,127)
	>= 2 000 euros	-	-	-
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-
	Zone rurale	0,002 (0,055)	-0,099 (0,050)**	-0,118 (0,083)
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*		-	-
	Assez bon		0,243 (0,091)***	0,059 (0,189)
	Mauvais / Très mauvais		0,532 (0,100)***	0,119 (0,184)
Limitation quotidienne	*Fortement limité*	1,091 (0,065)***	1,636 (0,261)***	
	Limité	0,245 (0,073)***	0,445 (0,119)***	
	Non limité	-	-	
Nombre de besoins ADL				0,119 (0,018)***
Répondant	*Seul*		-	-
	Assisté / Remplacé		0,623 (0,325)*	0,261 (0,306)
Instruments	*Nombre d'enfants*	0,023 (0,012)*		
	Proportion de filles	0,143 (0,066)**		
Constante		-3,755 (0,130)***	-3,220 (0,446)***	-1,034 (0,302)***
δ1 = 1 fixé	*Corr (u1, u2) = 0,255*			
δ2 = 0,387 (0,349)	*Corr (u1, u3) = -0,180*			
δ3 = -0,264 (0,276)	*Corr (u2, u3) = -0,092*			
				* : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

Les contributions des variables dans le cas du probit récursif ont les signes attendus, et sont très proches de celles obtenues dans le cas de la modélisation par les trois probit simples indépendants. En revanche, on constate une importante différence si l'on observe le cas de la variable relative au recours à un répondant proxy. En effet le contrôle de l'endogénéité mis en place par le probit récursif fait perdre de sa significativité à la contribution du recours au répondant proxy dans l'explication de la déclaration de besoin d'aide. Ainsi, on peut penser que la subjectivité du répondant proxy quant à l'évaluation des besoins d'aide de la personne est contrôlée dans le modèle probit récursif alors qu'elle ne l'était pas dans la modélisation à équations probit indépendantes.

Enfin, la corrélation entre le recours à un répondant proxy et la déclaration de besoins d'aide est positive. Si ce biais lié à l'endogénéité du recours à un répondant proxy n'était pas contrôlé, on surévaluerait le rôle et l'influence du répondant proxy dans la déclaration d'un besoin d'aide. Par ailleurs, les deux autres corrélations entre les erreurs (corrélations de la sous-satisfaction du besoin d'aide au recours à un proxy et à la déclaration de besoins d'aide) sont négatives : en l'absence de tout contrôle, on sous-évaluerait l'influence du répondant proxy dans l'expression de la sous-satisfaction du besoin.

c) Modélisation du besoin non-satisfait pour les AVQ

A l'instar de la modélisation du besoin sous-satisfait, on réalise dans un premier temps une modélisation à équations probit indépendantes (Tableau 19) pour expliquer le besoin non-satisfait, suivi d'une modélisation par probit récursif (Tableau 20).

Dans l'ensemble, on a relativement les mêmes conclusions que dans le cas de la modélisation du besoin sous-satisfait. Toutefois, on observe quelques différences.

Les personnes non diplômées ont un risque accru d'avoir recours à un répondant proxy. Disposer de faibles revenus majore la probabilité d'avoir un besoin d'aide non-satisfait. Le revenu pouvant être considéré comme un marqueur de statut social, il peut permettre ici de pointer du doigt la limitation des capacités humaines et financières auxquelles les personnes ont communément recours pour réduire leurs limitations quotidiennes. Ainsi, dans le cas où l'aide informelle se révèle insuffisante, le recours à l'aide professionnelle est freiné par la limitation de revenu, entraînant une non-satisfaction du besoin.

Par ailleurs, le fait de ne pas vivre seul influe ici significativement négativement sur la non-satisfaction des besoins. Ce résultat pouvait être attendu, car une personne ne vivant pas seule peut *a priori* compter sur l'aide informelle des autres personnes composant son ménage.

Enfin, même si le résultat n'est pas significatif, on peut noter que le recours à un proxy est lié négativement à la non-satisfaction du besoin. C'est la position du répondant proxy lui-même qui intervient ici : étant lui-même probablement un aidant, il peut être moins disposé à déclarer un besoin non-satisfait en présence de la personne enquêtée, par crainte de dégager une image négative quant à son rôle d'aidant.

Tableau 19 Facteurs associés au besoin d'aide et au besoin d'aide non-satisfait pour les AVQ chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (probit simples)

		Recours à un répondant proxy	Besoin d'aide pour au moins une ADL	Besoin d'aide non satisfait pour au moins une ADL
Age	*60-64*	-	-	-
	65-69	0,069 (0,066)	0,091 (0,084)	0,020 (0,328)
	70-74	0,188 (0,061)***	0,289 (0,077)***	0,199 (0,280)
	75-79	0,353 (0,059)***	0,386 (0,073)***	-0,064 (0,278)
	80-84	0,677 (0,061)***	0,621 (0,075)***	0,074 (0,272)
	85 +	1,142 (0,062)***	0,941 (0,076)***	0,178 (0,264)
Sexe	*Masculin*	0,160 (0,036)***	-0,280 (0,043)***	0,329 (0,130)**
	Féminin	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-
	Conjoint uniq	0,438 (0,044)***	-0,050 (0,048)	-0,490 (0,148)***
	Autre	0,893 (0,050)***	0,137 (0,057)**	-0,514 (0,162)***
Education	*Aucun diplôme*	0,664 (0,069)***	-0,026 (0,080)	-0,165 (0,243)
	Diplôme < bac	0,220 (0,066)***	-0,019 (0,075)	-0,144 (0,237)
	Bac et +	-	-	-
Revenu (RUC)	*Non renseigné*	-0,153 (0,075)**	-0,052 (0,090)	0,158 (0,331)
	<1 000 euros	-0,045 (0,063)	0,059 (0,075)	0,606 (0,269)**
	[1 000 ; 2 000[euros	-0,028 (0,059)	0,032 (0,072)	0,506 (0,263)*
	>= 2 000 euros	-	-	-
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-
	Zone rurale	0,001 (0,039)	-0,095 (0,046)**	-0,172 (0,139)
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*		-	-
	Assez bon		0,231 (0,084)***	-0,673 (0,269)**
	Mauvais / Très mauvais		0,506 (0,084)***	-0,349 (0,240)
Limitation quotidienne	*Fortement limité*	0,768 (0,046)***	1,446 (0,091)***	
	Limité	0,171 (0,052)***	0,398 (0,096)***	
	Non limité	-	-	
Nombre de besoins ADL				0,106 (0,029)***
Répondant	*Seul*		-	-
	Assisté / Remplacé		1,036 (0,044)***	-0,094 (0,140)
Instruments	*Nombre d'enfants*	0,017 (0,009)**		
	Proportion de filles	0,095 (0,047)**		
Constante		-2,649 (0,092)***	-2,919 (0,133)***	-1,756 (0,417)***
				* : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

Tableau 20 Facteurs associés au besoin d'aide et au besoin d'aide non-satisfait pour les AVQ chez les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (probit récursif)

		Recours à un répondant proxy	Besoin d'aide pour au moins une ADL	Besoin d'aide non satisfait pour au moins une ADL
Age	*60-64*	-	-	-
	65-69	0,095 (0,093)	0,113 (0,098)	0,046 (0,343)
	70-74	0,261 (0,086)***	0,362 (0,119)***	0,283 (0,304)
	75-79	0,496 (0,083)***	0,504 (0,151)***	0,039 (0,305)
	80-84	0,961 (0,086)***	0,836 (0,239)***	0,241 (0,328)
	85 +	1,611 (0,088)***	1,298 (0,371)***	0,454 (0,393)
Sexe	*Masculin*	0,231 (0,051)***	-0,276 (0,051)***	0,345 (0,141)**
	Féminin	-	-	-
Ménage	*Seul*	-	-	-
	Conjoint uniq	0,618 (0,062)***	0,037 (0,088)	-0,442 (0,158)***
	Autre	1,261 (0,070)***	0,362 (0,205)*	-0,388 (0,198)**
Education	*Aucun diplôme*	0,939 (0,097)***	0,112 (0,146)	-0,109 (0,263)
	Diplôme < bac	0,310 (0,092)***	0,017 (0,090)	-0,152 (0,246)
	Bac et +	-	-	-
Revenu (RUC)	*Non renseigné*	-0,208 (0,106)**	-0,089 (0,106)	0,117 (0,349)
	<1 000 euros	-0,060 (0,088)	0,058 (0,084)	0,638 (0,287)**
	[1 000 ; 2 000[euros	-0,037 (0,083)	0,032 (0,080)	0,526 (0,278)*
	>= 2 000 euros	-	-	-
Lieu de vie	*Zone urbaine*	-	-	-
	Zone rurale	0,001 (0,055)	-0,105 (0,054)*	-0,185 (0,147)
Etat de santé subjectif	*Très bon / Bon*		-	-
	Assez bon		0,257 (0,100)**	-0,643 (0,282)**
	Mauvais / Très mauvais		0,560 (0,123)***	-0,259 (0,261)
Limitation quotidienne	*Fortement limité*	1,091 (0,065)***	1,769 (0,385)***	
	Limité	0,242 (0,073)***	0,475 (0,143)***	
	Non limité	-	-	
Nombre de besoins ADL				0,114 (0,034)***
Répondant	*Seul*		-	-
	Assisté / Remplacé		0,470 (0,361)	-0,437 (0,427)
Instruments	*Nombre d'enfants*	0,022 (0,012)*		
	Proportion de filles	0,143 (0,066)**		
Constante		-3,749 (0,130)***	-3,462 (0,693)***	-2,209 (0,691)***
δ1 = 1 fixé	*Corr (u1, u2) = 0,347*			
δ2 = 0,564 (0,443)	*Corr (u1, u3) = 0,249*			
δ3 = 0,376 (0,408)	*Corr (u2, u3) = 0,173*			
				* : p<0,05; ** : p<0,01; *** : p<0,001

D. L'évaluation économique du coût de l'aide

1. La méthode des biens proxy

a) Cas du volume minimum d'aide reçue déclaré

La méthode des biens proxy consiste à valoriser le nombre d'heures d'aide apportée en le ramenant au coût horaire de référence qu'est le SMIC 2008. Pour cela, il faut disposer d'un volume d'heures d'aide reçue pour chacune des personnes de 60 ans et plus concernée. Ne disposant pas des données de volume horaire pour tous les aidants d'une personne enquêtée aidée, on est contraint de travailler sur le volume minimum reçu par la personne enquêtée recevant de l'aide.

Les personnes ont été classées en fonction du groupe GIR dont elles relèvent, afin de pouvoir comparer notre estimation au coût induit par l'APA (Allocation Personnalisée d'Autonomie).

Tableau 21 Nombre d'heures hebdomadaires d'aide reçue par la population âgée de 60 ans et plus vivant à domicile en fonction du groupe GIR (volume minimum)

Niveau de dépendance	AI (n brut = 1 341)	AF (n brut = 1 109)	AM (n brut = 1 070)	
			AI	AF
GIR 1	132 203,4	218 838,4	1 670 863,5	638 884,5
GIR 2	1 369 330,6	817 076,8	4 918 796,3	1 794 850,2
GIR 3	1 645 806,9	490 425,8	2 900 835,1	1 099 510,0
GIR 4	1 999 805,1	788 218,6	2 407 661,9	1 328 388,5
GIR 1-4	**5 147 146,0**	**2 314 559,6**	**11 897 976,8**	**4 861 633,2**
GIR 5	2 916 403,1	906 884,4	2 277 756,1	838 976,9
GIR 6	9 425 720,7	3 989 983,0	3 210 232,7	1 225 486,9
Ensemble	**17 489 269,8**	**7 211 427,0**	**17 385 965,6**	**6 926 097,0**

D'après le Tableau 21, pour les personnes de 60 ans et plus de groupe GIR entre 1 et 4 et vivant en domicile ordinaire, l'aide informelle représenterait un total de plus de 17 millions d'heures par semaine. Si l'on ramène ce nombre d'heures hebdomadaires sur une année, en appliquant un coût horaire de 12,42€, on obtient une estimation du coût annuel de l'aide informelle en France de plus de 11 milliards d'euros.

Concernant l'aide formelle, on obtient, pour la même population d'aidés, une estimation du coût annuel de plus de 4,6 milliards d'euros, portant le total estimé du coût annuel de l'aide à 15,6 milliards d'euros.

b) Cas du volume estimé par la méthodologie de Pampalon

Pour disposer des volumes horaires d'aide apportée, il existe une autre méthode, consistant à estimer le nombre d'heures d'aide que nécessite une personne en fonction des besoins qu'elle exprime. Il s'agit de la méthodologie proposée par Pampalon et al.

Sur la base de ces estimations de volume horaire d'aide pour chaque activité, le volume horaire d'aide apporté à chaque personne enquêtée aidée est calculé en supposant que la personne reçoit toute l'aide nécessaire. Dans le cas où la personne déclare recevoir une aide mixte pour une activité, le volume horaire d'aide que

représente cette activité est divisé en deux volumes égaux d'aide formelle et informelle.

Tableau 22 Nombre d'heures hebdomadaires d'aide reçue par la population âgée de 60 ans et plus vivant à domicile en fonction du groupe GIR (volume estimé)

Niveau de dépendance	AI (n brut = 1 191)	AF (n brut = 553)	AM (n brut = 1 101)	
			AI	AF
GIR 1	299 539,7	190 726,2	1 139 863,3	685 772,4
GIR 2	1 880 639,1	613 877,9	2 911 455,1	2 172 267,4
GIR 3	1 530 951,2	505 659,9	1 601 965,1	1 675 693,6
GIR 4	1 198 120,3	646 534,8	908 904,4	1 089 464,1
GIR 1-4	**4 909 250,3**	**1 956 798,8**	**6 562 187,9**	**5 623 197,5**
GIR 5	1 680 428,2	670 580,1	693 156,8	845 528,5
GIR 6	2 413 139,8	1 643 842,5	648 646,2	1 050 320,3
Ensemble	**9 002 818,3**	**4 271 221,4**	**7 903 990,9**	**7 519 046,3**

D'après le Tableau 22, pour les personnes de 60 ans et plus de groupe GIR entre 1 et 4 et vivant en domicile ordinaire, l'aide informelle représenterait un total de quasiment 11,5 millions d'heures par semaine. Si l'on ramène ce nombre d'heures hebdomadaires sur une année, en appliquant un coût horaire de 12,42€, on obtient une estimation du coût annuel de l'aide informelle en France de plus de 7,4 milliards d'euros.

Concernant l'aide formelle, on obtient, pour la même population d'aidés, une estimation du coût annuel de presque 4,9 milliards d'euros, portant le total estimé du coût annuel de l'aide à 12,3 milliards d'euros.

c) Bilan des estimations du coût de l'aide

La conversion des volumes horaires d'aide apportée en volumes monétaires révèle l'importance de l'effort financier consenti par les proches pour subvenir aux besoins d'aide des personnes âgées vivant en domicile ordinaire. En effet, d'après nos calculs, l'aide informelle apportée aux seules personnes âgées dépendantes (GIR 1 à 4) représenterait entre 7,4 (dans le cas de l'aide apportée pour les activités quotidiennes) et 11 milliards d'euros par an (en prenant en compte toute l'aide apportée par les aidants).

Par comparaison, la valorisation monétaire des heures d'aide formelle reçue par les personnes âgées dépendantes serait de l'ordre de 4,6 à 4,9 milliards d'euros annuels.

Ainsi, au total, l'aide apportée par l'entourage représenterait entre 60 et 70% de l'ensemble des coûts liés à la prise en charge de la dépendance (7,4 milliards sur un total de 12,3 milliards d'euros d'après la méthode du volume horaire minimum, 11 milliards sur un total de 15,6 d'après la méthode du volume horaire estimé).

2. L'évaluation contingente

L'évaluation contingente est une autre méthode de mesure du coût de l'aide informelle apportée par l'entourage à leurs proches en perte d'autonomie. L'analyse rapportée ici porte sur les aidants informels de personnes de tout âge en situation de

perte d'autonomie. Cependant, la majorité des personnes aidées sont âgées de 60 ans et plus.

Les aidants enquêtés dans HSA ont été interrogés sur le volume d'heures d'aide hebdomadaires qu'ils apportent à leur proche : près d'un tiers a déclaré aider jusqu'à 6 heures par semaine, plus d'un tiers entre 7 et 34 heures, et environ 10% ont déclaré aider 35 heures et plus. Nous n'avons pas l'information pour les aidants restants.

a) Les consentements à payer et recevoir

Le Tableau 23 suivant rapporte la répartition des consentement à payer (CAP) et consentement à recevoir (CAR) déclarés par les aidants informels. Trois types de réponse sont à distinguer : les valeurs strictement positives représentant un montant monétaire précis, les valeurs nulles traduisant une incapacité ou un refus de payer (dans le cas du CAP) ou une conviction de ne pas avoir à être rémunéré (dans le cas du CAR), et l'absence de valeur signifiant une protestation concernant la question.

Tableau 23 Répartition des types de réponse aux consentements à payer/recevoir

	Valeur > 0	Valeur = 0	Protestation	Total
CAP	37%	8%	54%	100%
CAR	36%	28%	36%	100%

Les principales raisons de protestation au CAP sont le fait de n'avoir jamais pensé à la question, d'estimer ne pas avoir à payer, ou encore d'estimer ne pas pouvoir être remplacé auprès de l'aidé… Concernant le CAR, les raisons sont diverses, principalement liées au fait de n'avoir jamais pensé à la question.

Le Tableau 24 révèle les tendances relatives aux montants de CAP et CAR déclarés par les aidants. On constate que le CAR moyen est légèrement inférieur au CAP moyen déclaré.

b) Modélisation de la protestation

On cherche dans cette partie à modéliser le fait de protester aux questions de CAP ou CAR. On réalise une régression logistique pour la protestation au CAP d'une part et au CAR d'autre part, en testant le fait de donner une valeur positive contre le fait de protester.

Tableau 24 Indicateurs statistiques pour les valeurs strictement positives de CAP et CAR

	Moyenne (écart-type)	Médiane (1^{er} quartile – $3^{ème}$ quartile)
CAP	17,62€ (18,44€)	12€ (10€ – 20€)
CAR	16,93€ (21,77€)	10€ (10€ – 20€)

D'après le Tableau 25, l'avancée en âge augmente les chances de protester plutôt que donner une valeur de CAP. En revanche, être le conjoint ou l'enfant de la personne aidée augmente les chances de donner une valeur de CAP plutôt que de protester. En effet, faire partie de la famille proche de la personne en situation de dépendance favorise l'implication et donc la disposition à répondre à une telle question financière.

Tableau 25 Modélisation de la protestation au CAP et CAR

VARIABLE	***Modalité***	**CAP**	**CAR**
Sexe	*Homme*	0,040	0,080
	Femme	-	-
Age		-0,013**	-0,011*
Niveau d'éducation	Aucun	-	-
	< bac	-0,006	0,041
	≥ bac	0,001	-0,165
Lien avec l'aidé	*Conjoint*	0,242*	-0,081
	Enfant	0,275**	0,122
	Autre	-	-
Statut matrimonial	*Seul*	-0,151	-0,009
	Marié	-	-
	Veuf/séparé	-0,111	-0,011
Nombre d'enfants à charge		0,065#	0,009
Situation professionnelle	Actif	-0,099	0,198#
	Retraité	-0,062	0,102
	Autre inactif	-	-
Revenus	< 1000€	-0,094	-0,121
	1000 à 1500€	0,016	-0,092
	1500 à 2000€	-0,076	-0,016
	2000 à 3000€	-0,119	-0,197
	≥3000€	-	-
Etat de santé ressenti	Bon	-	-
	Mauvais	0,074	0,088
Relation avec l'aidé	Très bonne	-	-
	Bonne	-0,101	-0,132
	Difficile	-0,079	-0,133
Volume horaire d'aide / semaine	≤ 6 h	-	-
	7 à 34 h	0,078	-0,141
	≥ 35 h	0,107	-0,097
Nombre de types d'activités	1 ou 2	-0,059	-0,112
	3	-	-
	4	0,399***	0,114
Aide financière	oui	0,134	0,124
	non	-	-
Nombre de contraintes impactant l'aide		0,066*	-0,003
Aide formelle	oui	0,136	0,288**
	non	-	-
Nombre de gênes ressenties		0,051#	-0,051#
Constante		0,196	1,339
		# : p<0,1 ; * : p<0,05 ; ** : p<0,01 ; *** : p<0,001	

Par ailleurs, aider aux 4 types d'activités (surveillance, AVQ, AIVQ, parcours de soin) augmente les chances de répondre une valeur au CAP, et le nombre de contraintes impactant l'aide (manque de temps, manque de moyens, manque de savoir-faire…) influe également positivement sur le fait de donner une valeur de CAP. En effet, les aidants très contraints par l'aide apportée en terme de quantité ou par des limitations diverses d'ordre professionnel, familial, ou de santé, auront tendance à concevoir l'idée d'être remplacé une heure auprès de la personne aidée et donneront plus facilement un montant qu'ils sont prêts à payer.

Concernant le CAR, l'avancée en âge diminue également les chances de donner une valeur. Le fait que la personne aidée reçoive par ailleurs une aide formelle influe positivement sur le fait de donner une valeur de CAR.

c) Modélisation du CAP / CAR

On cherche maintenant à déterminer les facteurs influant le montant déclaré pour le CAP et pour le CAR. Pour cela, on utilise une simple régression linéaire pour les deux modélisations dont les résultats sont reportés dans le Tableau 26. Un conjoint ou un enfant auront tendance à donner un montant de CAP inférieur à celui déclaré par un autre proche aidant. Or, lors de la régression logistique mise en œuvre en III.D.2.b), un conjoint ou un enfant avait davantage de chance de donner un montant de CAP plutôt que de protester. Le résultat dans le cas de la régression logistique témoigne d'une preuve de l'impact du fardeau de l'aide au quotidien pour les aidants : du fait d'une proximité géographique et affective, le conjoint ou les enfants sont plus à même de juger d'un montant de CAP. Le résultat obtenu ici dans la régression linéaire semble ainsi contre-intuitif par rapport au premier, mais peut être expliqué par le fait que, le conjoint et les enfants constituant la majorité des aidants, ils sont très sujets aux charges notamment financières impliquées par l'aide. Ainsi, les capacités financières étant restreintes, ils déclarent un CAP plus faible. De plus, malgré la question de CAP portant sur une heure seulement de remplacement auprès de la personne aidée, le conjoint et les enfants étant les aidants fournissant le plus d'heures d'aide, ils peuvent imaginer le budget que représenterait le coût de la grande quantité d'heures passées à aider, ce qui contribuerait à déclarer un plus faible montant de CAP.

Ces deux raisons peuvent également servir d'explication pour la contribution négative du nombre d'heures d'aide au CAP. En effet, les aidants passant le plus de temps auprès de la personne sont des aidants *a priori* plus impliqués financièrement, et donc moins en capacité de payer. Et par ailleurs, passant un grand nombre d'heures à aider leur proche, ils imaginent peut-être le budget notable que représentent toutes ces heures, ce qui causerait la déclaration d'un CAP plus faible.

Concernant le CAR, l'avancée en âge contribue également à diminuer le montant déclaré. Par ailleurs, un aidant n'ayant aucun diplôme aura tendance à donner un montant de CAR plus élevé. Une explication peut être proposée en associant le niveau de diplôme au revenu qu'il implique *a priori*, poussant ainsi les personnes sans diplôme à déclarer un CAR élevé. Le nombre d'enfant à charge, lié significativement positivement au montant de CAR, traduit peut-être également des capacités financières limitées prédisposant à la déclaration d'un montant de CAR plus élevé. On

peut avancer la même explication concernant les aidants aidant financièrement qui déclarent un CAR plus élevé.

Tableau 26 Modélisation du montant donné en CAP et CAR

Variable	***Modalité***	**CAP**	**CAR**
Sexe	*Homme*	-	-
	Femme	-1,66#	0,89
Age		-0,03*	-0,10**
Niveau d'éducation	*aucun*	-1,97	1,97*
	Au moins un	-	-
Lien avec l'aidé	*Conjoint*	-2,89*	3,15**
	Enfant	-2,41*	0,32
	Autre	-	-
Statut matrimonial	*Seul*	2,27#	1,80
	Marié	-	-
	Veuf/séparé	-4,02**	0,17
Nombre d'enfants à charge		0,10	1,53***
Situation professionnelle	*Actif*	-	-
	Inactif	-1,19	0,73
Nombre d'heures d'aide /semaine	*< 7 h*	-	-
	≥ 7 h	-2,57**	0,15
Relation avec l'aidé	*Très bonne*	-	-
	Bonne	-0,45	-1,14
	Difficile	-0,01	-0,19
Nombre de types d'activité d'aide		-0,04	0,23
Nombre de gênes ressenties liées à l'aide		-0,44#	0,58*
Aide formelle	*oui*	0,31	-0,63
	non	-	-
Reconnaissance	*oui*	1,94	1,50
	non	-	-
Aide financière	*oui*	-0,14	2,17*
	non	-	-
Constante		20,23***	7,97**
		# : p<0,1 ; * : p<0,05 ; ** : p<0,01 ; *** : p<0,001	

Un conjoint déclarera un CAR significativement plus élevé qu'un autre aidant. Là encore, on peut avancer les mêmes raisons que celles pour le CAP. Les conjoints représentant la moitié des aidants, ce sont eux les plus sujets aux contraintes financières liées au coût de l'aide, il semble ainsi naturel qu'ils consentent davantage à recevoir. Enfin, les aidants vivant l'aide de façon controversée (sentiment de manque de reconnaissance, de manque de temps pour soi, impression d'une charge financière, d'implication de sacrifices…) auront également tendance à valoriser l'aide apporter en donnant un montant de CAR élevé.

IV. Dépendance des personnes âgées vivant en domicile ordinaire et modification du soutien familial : une microsimulation pour la France à l'horizon 2030[9]

A. Introduction

There is mounting concern in France about the ageing baby boomers and the economic viability of the social welfare system. The system relies on the redistribution of wealth from a majority of productive persons to a minority of less productive persons, from worker to retiree, from healthy to incapacitated, from financially independent to dependent persons. This majority is dwindling fast, however, as the large cohort of baby boomers retire into a life where their needs are taken care of (or heavily subsidized) by a welfare state financed by the taxes of fewer and fewer people. The French national health care system use to be one of the best in the world because of the quality given to patient and especially because everybody can access it. Indeed, the mean of reimbursed health care is around 70% and used to be 100% for chronically sick people. There also exists a specific State subsidy for disable people older than 60, named APA (l'Allocation Personnalisée d'Autonomie) or PSD (prestation spécifique dépendance) before 2002. These grants are comparable to a public insurance system covering disability risk of older people. But, as the French population is aging, the community has to take into charge more and more people with chronic conditions and disability status. The new government already tried to answer this dilemma, and broke in some way with the French "tradition". They reduced the reimbursed share for chronically sick people as well as stopping reimbursing some type of medicine. Thus, population aging is becoming a serious economic problem as well as an ethical purpose in France.

However this demographic trend could be a lot less expensive than other increasing factor. As example Di Matteo, 2005 showed that technological change, when using time as proxy for it, explain about two third of past health expenditure increase. In this paper we forecast the effect of ageing on Long Term Care (LTC) expenditures for France in 2030 thanks to a microsimulation model. We contrast the pure effect of ageing (baby boomers reaching old age) and epidemiological change (healthy ageing) with other demographic factors: change in family structures (carers (children) availability and divorce rates).

The factors of increase in health expenditure are generally divided into two types: demographic factors (ageing of the population, lengthening of the lifespan and epidemiologic changes) (Bebbington et Shapiro, 2005) and non-demographic factors (income elasticity, price elasticity, technology and medical practices) (see Dormont, Grignon et al., 2006 for an excellent decomposition of these effects for France, see also EC-EconomicPolicyCommittee, 2005; EC-EconomicPolicyCommittee, 2006; OECD, 2006). Macroeconomic projections of health expenditures insist on sensitivity of their

[9] Cette partie est rédigée en anglais. Elle a été présentée sous le titre : *Health Expenditures and Demographic Changes: microsimulation for France in 2030* à la 2nd General Conference of the International Microsimulation Association, Microsimulation : bridging data and policy, Ottawa (Canada), 8-10 juin 2009.

results to epidemiologic evolutions (Oliveira Martins et De la Maisonneuve 2006), but can take them into account only by making ad hoc assumptions on these evolutions and by sacrificing microeconomic dimension. Microsimulation modeling has the potential to overcome many of the foregoing issues. In the context of population ageing, the stake is to determine the future prevalence ("stocks") of chronic diseases (Verbrugge et Jette, 1994). If one wants to be rigorous, simulation of epidemiologic changes must be realized through assumptions on incidence rates ("flows"). Microsimulation makes it possible to carry out prevalence projections from a set of formulated on incidence (on the level of individual transition probabilities (here, a delay of 5 years of morbidity for women, delay of 10 years for men). Such simulations are impossible using a "macro" method. Instead, macrosimulation relies on modifying the weights of the sick and non-sick populations via *ad hoc* assumptions about future prevalence rates, which inevitably decide the aggregate consequences of the scenarios (VanImhoff et Post, 1997). No microeconomic scenario of transition rates, from non-sick to sick, varying across sex and age and time, is modelable using macroeconomic simulation.

We previously developed a microsimulation model using Markovian dynamics on health status. The model is able to forecast a reliable range for future national health spending, under different epidemiological scenarios for disability (benchmark case, healthy ageing, healthy ageing and medical progress). In that model, LTC needs and demand for formal LTC were computed, for each epidemiological scenario, under the assumption of a fixed rate of transformation of needs into demand for formal care. Our model explicitly integrates scenarios of epidemiologic change coherent with the assumption of a morbidity delay in the life cycle of agents; this allows quantifying precisely the future effect on health expenditure of various epidemiologic alternatives. This work thus rests on a double approach, epidemiologic and economic (a "disease oriented model" according to the expression of Jacobzone, 1999). Nevertheless, when dealing with long term care expenditure, economist and demographer also point out the impact of family structure on the need and the demand for care… Indeed there is a strong requirement for a microeconomic modelling of family decision about formal long-term care –versus informal. The variables of the micro-founded model is the decision by the family to use formal LTC –rather than giving care themselves, the rate of divorce amongst elderly; having a child (relative to job market conditions) which all define relatives' propensity to spend time with the disable person.

Our dynamic microsimulation model is informed by joint consumer data from the Permanent Sample of Members of the National Insurance Scheme (EPAS), Health and Social Protection Survey 2000 (ESPS2000) of IRDES and the 2004 survey Ageing and Retirement in Europe (SHARE). Once the tool is parameterized on a simplified variable (binary) integrating a healthy life expectancy, we test two scenarios of epidemiologic evolution. These scenarios are mainly based on the theories of the ageing of Robine et Michel, 2004. The first scenario forecasts health expenditure arising in a future in which actual health trends continue 30 years into the future (Bebbington et Shapiro, 2005). The second simulates a scenario of 'healthy ageing' or reduced morbidity, brought about by a reduction of the risk to become chronically ill, in which the

probabilities of falling sick are simulated to be less likely than those presently observed.

Simulations results show that "healthy ageing" is not sufficient to attenuate the flow of expenditure created by population ageing. In spite of an individual risk reduced to be sick, growth of elderly populations, under the effect of the demographic trends, led to an important increase in the number of sick people - purely mechanical effect. Moreover individuals in good health are more numerous and, in spite of their good health status, their consumption is not null and also increases with age. When comparing the improvement in health cost savings to consequences of family structure changes we found that an increase in divorce rates could have a significant cost for the community and white-out the effect of healthy ageing on health expenditures.

B. Data bases

Three data basis has been used to perform the simulations. First, data from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE 2004) gave the basis to compute the probabilities of seeking formal and informal home care as well as the benchmark for the family structure scenarios. Then, from the united data bases, EPAS and ESPS, we get the transition rates matrix used in the ageing process, the econometric model of medical care consumption, the aged data basis (France population in 2030) and, finally the results from the econometric model performed under Share has been applied to the aged EPAS-ESPS to get the LTC expenditures under the 3 scenarios of family structures.

SHARE includes persons aged 50 and over living at home in 11 European countries ranging from Scandinavia to the Mediterranean. Two waves, conducted in 2004 and in 2006 are available so far; a third wave being in progress. The first is used in this paper; it includes health variables, bio-markers, psychological variables, economic variables and social support variables. For methodological details, see Börsch-Supan and Jürges (2005). This paper focuses on people aged 65 or more living in France. The sampling design of the first wave of SHARE does not consider individuals placed in institutions: results may be biased as the decision to institutionalize a disabled individual could come as a substitute of both formal and informal care (Pezzin et al., 1996). However, this sample selection bias may be negligible in the French case as two thirds of disabled elderly individuals live in the community (Joël, 2003). In order to be selected in the analysis, respondents must not leave with one of their children[10].

The final sample results in 1,242 observations; 521 (42%) men and 721 (58%) women. Table 1 presents the summary statistics by gender of the variables used in the model. In SHARE, people were asked if they had or had not received professional or paid care in their own home during the last 12 months. Three types of care were considered: either personal care or home help or meals-on-wheels. As mentioned before, home help is the only type of care analyzed in this paper. If a person reported having received home help, he or she was then asked about the frequency he/she received

[10] Individuals with cohabitant child only account for 9% of the population. Keeping the observation would have underestimated the economic cost of informal care. Furthermore the information is not available in ESPS 2000.

such care during the past 12 months. In order to make the answers comparable between respondents, the number of hours of formal care per time unit has been annualised. People were also asked about help received from outside the household, for only up to three potential informal caregivers - among children, other relatives, friends or neighbors. As above, only care with home help is studied here[11].

As mentioned earlier, informal care is suspected to be endogenous to formal care. The geographical distance from the nearest children and the proportion of daughters are possible instruments and have been used in the literature (Bonsang, 2009; Bolin et al., 2008; Charles and Sevak, 2005; Stern, 1995; Horowitz, 1985). Geographical proximity is assumed to proxy the children's availability to help their parents. In SHARE, this variable is divided in seven categories; we derived this variable into a new variable informing whether or not the nearest child lives less than 100 km away from his/her parent. A dummy variable that equals 0 if the children's place of residence is more than 100 km away from his/her parent or if there is no children and 1 otherwise has been created. Gender composition of the children has not been considered in this analysis as it led to colinearity with the previously described variable. The use of care is assumed to depend on several characteristics of the elderly people. The socio-demographic variables included in the model are gender, age and household composition - whether the answerer lives alone or not - . In order to take into account the ability of the respondent to pay for care, his monthly gross equivalent income has been included. The health status is measured by whether or not the respondent reported any long-term health-problems, illness, disability or infirmity.

Participant data from the EPAS (public insured permanent sample) and the ESPS2000 (health and social protection survey) were united to form a single database. Social security numbers were used to match respondents across datasets. The EPAS exhaustively details all health reimbursed expenditure made by members of the National Insurance (In France, 95% of healthcare goods are opened to reimbursement from the Social Security, at rates ranging from 30% to 100%). A major advantage of the EPAS is that it contains exact expenditure data, which circumvents the inconsistencies generated in self-report questionnaires. A limitation is that ambulatory (i.e. non hospital) expenditure data are complete, whereas the hospital data could miss – because these last are not entered individually, but as a "collective spending" (public good). Consequently, only ambulatory care expenditure data were used in this study. In Metropolitan France, ESPS data has been collected via self-administered questionnaires every two years since 1988, by the IRDES/CREDES. It comprises a nationally representative sample of 22000 National Insurance Scheme members from 8000 households. The major advantage of this database within the current study framework is that it contains a wealth of additional information complementary to the EPAS, including individual and household demographic characteristics, epidemiologic

[11] In the survey, the respondent was first asked about the caregiver and the type of care provided. Then he/she reported the frequency of which he/she received informal care during the past 12 months (almost every day / almost every week / almost every month / less often). Next, the respondent was asked to give an estimate of the number of hours of informal care received (on a typical day / in a typical week / in a typical month / in the last 12 months). The answers were converted into a total annual number of hours of informal care.

data including several synthetic indicators of health conditions, socio-economic data and information about complementary insurance status... United together, the ESPS and EPAS presently provide the most accurate, comprehensive, and representative health expenditure data and social health data on the French population. The combined database comprised 5944 observations, re-weighted[12] to represent the total metropolitan population.

1. Ageing process

First future individual's health status is forecasted using a microsimualtion model according to the following: From time t, an individual is either in good health, or bad health, or dead; at the next time, in t+1 (one period lasts 5 years), the same person's health is determined by a transition rates matrix according to his last health status. The transition rates matrixes contain probabilities of transition from a given health status towards another. We consider a matrix by age group (5 years classes) and by gender. Transition rates are computed from cross sectional data. The following transitions are thus computed for each age group and each gender: probability to go from good health to good health, from good health to poor health, from good health to death, from poor health to poor health and from poor health to death; the "poor health" status being a sort of absorbing state as you can't go from poor health to good health. These transitions are then modified by shifting the transition probabilities to obtain the scenarios; the benchmark case simulates the health of people according to the transition rates initially computed. The demographic framework holding for population projection includes assumptions on death rates via the assumptions on morbidity rates (healthy ageing scenario). Death rates are directly modified in the scenario of medical advance. Concerning birth, divortiality, immigration no assumption is made. The model does not give birth to individual. Of this fact the results carry on the "out-of-date" individuals of the initial base be-with-to say only on the over 25 years old. The model does not take into account any assumption of immigration; the population studied for 2030 is exactly the same one as in 2000, less dead people.

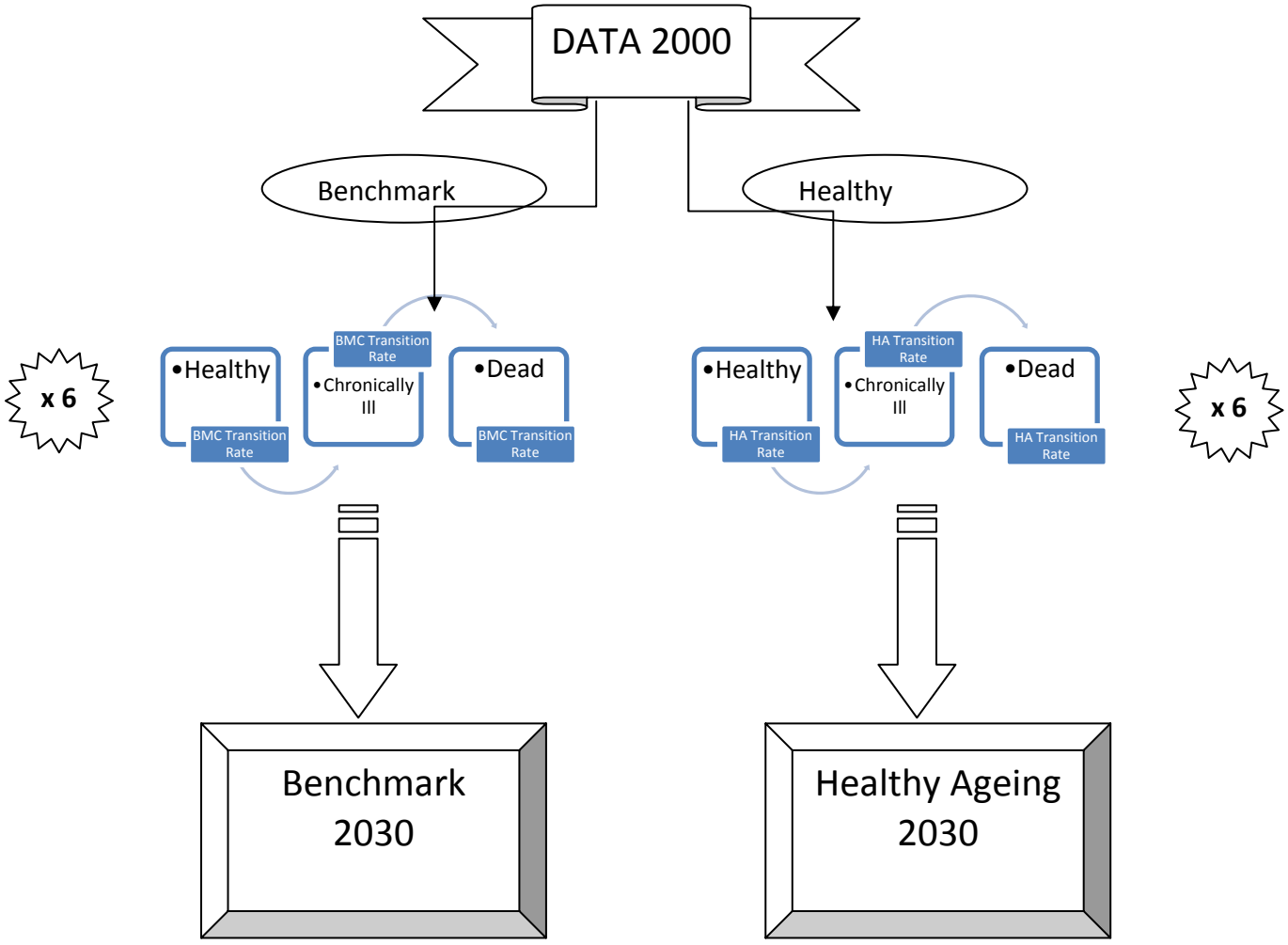
In the "Benchmark" Scenario the risk of falling sick is keeping constant, only the current increase of life expectancy is taking into account. The matrixes of the benchmark (BM) case refer to the current morbidity rates, directly induced from a cross-sectional use of the database, but take into account of lifespan increase. Thus, after simulations of health status and consecutive expenditures, we will obtain the amount of the expenditure rise related to the demographic effects only. Differences in expenditures come only from changes in the population pyramid (the "grandpa boom", with larger population sizes for the older age brackets).

In the "Healthy Ageing" Scenario the incidence is modified: morbidity rates decrease, "relative" life expectancy remains constant. To obtain the matrixes of this scenario the probabilities "from good health to good health" are shifted of two age brackets for

[12] To correct for potential selection biases, we used the SAS CALMAR macro (CALibration on known MARginal frequencies in sample surveys), to re-weight samples and improve representativeness after sample selection. CALMAR enabled us to obtain a final sample representative of the entire French population (58 millions). The CalMar method is described at www.insee.fr.

men and one age bracket for women and the probabilities "from good health to poor health" are adjusted according to the fix death rate. For example a 70 years old man get the "good health to good health" probabilities of a 60 years old man, we then adjust the "good health to poor health" probabilities keeping the death rate of a 70 years old man. So the share of healthy days and unhealthy lifespan is changed in the total lifespan.

Methods: The microsimulation model



It is a scenario of "Healthy Ageing" (HA) in the sense that days in good health will increase in the total life-time of future aged individuals *without direct changes of lifespan (i.e.* without direct change in death rates). But there is an indirect effect of increase in lifespan while only the probabilities of becoming sick are changed: less people die because healthy people death rates are lower than for sick people. This translated the theory of Robine, 2007 on ageing and the rectangularisation of the survival curve: the increase in lifespan results from an epidemiologic improvement.

2. Probability to seek Formal and Informal Home Care

This model consists of analyzing elderly people use of both formal and informal home care, i.e. provided by the individual's non-co-resident relatives (e.g. children, neighbours, friends, other family members...) or by a paid carer. An individual's use of home help is supposed to be a function of his health status and socio-demographic characteristics. The behaviour has been separated into two stages: first a decision regarding receiving care and second, a decision regarding the level of care received, conditional on receiving any. Part one is described by a binary probit model that allows some correlation of the residuals of the two equations. The aim of the second part model is to predict the number of hours of care used by an individual observed using care. Two approaches may solve this problem: multivariate modelling[13] and determinist methods; the latter being selected in this paper. In order to 'predict' volumes the sample has been stratified in K groups. The predicted number of hours of aid individual i from group$\mathrm{k}, \mathrm{k} \in \{1, \ldots, \mathrm{K}\}$, of size $\mathrm{n_k}$ the group's average volume: a conditional mean approach has been undertaken. The stratification variables must be significant predictors of volumes in a bivariate analysis –GLM regressions with single factors have been conducted - , while each group size has to be large enough to allow statistical robustness (the lower size limit has been fixed to 30). Observations within a group are correlated in some unknown way. First, households contain individuals whose use of home help might be correlated. Secondly, another similar type occurs when observations are randomly sampled but an explanatory variable is measured at a higher level. "Clustered errors" proposed with Stata[14] (Nichols et Schaffer, 2007) is an example of Eicker-Huber-White robust treatment of errors that make as few assumptions as possible and will thus be used. In order to export the results of this two-part model to the ESPS 2000 dataset on which the microsimulation model was performed, the expected levels of formal and informal care were computed by multiplying the predicted probability to receive at least one hour of home care by the predicted level of care. Columns 2 & 3 in Table 2 present the results of the first part model. The model is found to be correctly specified as the likelihood-ratio test rejects ($X^2 = 40.35$) the null hypothesis of zero correlation between the two equations residuals. Every covariate included in the formal care use equation is significant at 5% except income[15]. An individual's probability to use paid home help is *ceteris paribus* increasing when his age increases[16]; women, individuals in a single household, and people in bad health status are found to be more likely to use formal care. The same covariate effects can be observed in the informal care equation. Formal care use is higher among respondents whose children are able to provide help.

Now we have to estimate the levels care used. The levels of assistance appear to be highly dispersed and their heterogeneity hard to explain by exogenous variables.

13 Log-linear OLS models have been computed: the informal care equation has been found to we mispescified , while GLM regressions with Gamma Distribution and Log-link showed no statistical significance of the included covariates

14 'cluster' is the specified variance estimator in "vce_option" with Stata

15 Income is still not significant in both equations when the distribution's quartiles are considered.

16 Age-squared has been introduced in the model in order to test a non-linear relationship of age but the estimated coefficient is not significant at 10%

Multivariate GLM regressions showed no evidence of any relationship between covariates and the number of hours of formal care. The unique stratification of formal care users has been constituted: having no children. Then, regarding formal care, the individual prediction will be the average of the number of hours, for people with children (318 per year) and without (344 hours). Regarding informal care, the parent's level of use increases significantly with children geographical proximity. Then, two groups were constituted: people whose nearest child lives less than 100km away (206 individuals, 564 hours in average) and people living further from their children (69 individuals, 373 hours). Among the first group, people living in a single household use in average smaller levels (124 individuals, 505 hours) than people not living alone (653 hours).

Table 27: First part model estimates

	Bivariate Probit	
	Formal Care Equation	**Informal Care Equation**
Age	0.095*** (11.24)	0.0540*** (7.48)
Gender	0.286** (2.50)	0.174** (2.38)
Lives alone	0.356*** (2.79)	0..524*** (4.75)
Monthly equivalised household income (k€)	-0.010 (-0.52)	0.008 (0.52)
Poor health	0.570*** (4.64)	0.448*** (4.63)
Nearest child lives less than 100km away		0..193* (1.75)
Constant	-9.223*** (-13.83)	--5.661*** (-9.99)
Number of observations	1242	

3. Acute Care Expenditures Forecasting Model

Having simulated the aged population, we used the EPAS-ESPS (2000) database to forecast health expenditure between the years 2000 and 2030. A sequential "two-part" econometric model (Manning, Morris et al., 1981) was chosen over three alternatives commonly used in forecasting (see Jones, 2000; Deb et Trivedi, 2006 for an excellent review of these models). A simple OLS model was rejected due to skew sensitivity; a concern given 8.75% of the population had zero health expenditure and acute care consumption. A sample-selection or "hekit" model (Heckman, 1979) was rejected due to its treatment of zero expenditures as missing values rather than effective consumer choices. And a "hurdle" or joint-decision model (Mullahy, 1986), which presumes that consumers estimate personal expenditure prior to seeking care, was rejected given its lack of fit with the French health care system. In the French system, the family physician is the gatekeeper to whom a citizen must present to obtain health care. The physician then decides how much the system will spend on the patient by allocating health care resources including drug prescriptions and by

orienting them towards relevant health services. This sequential two-part process, with the consumer acting as principal and the physician acting as agent, is best captured by the two-part model, which presumes that consumers seek care prior to determining expenditure.

The first part of the model, the probability to seek care, was estimated through a Logit. The log-transformed level of expenditure (which addressed the skewness problem) was then estimated with an OLS model using one smearing factor to correct for heteroscedasticity (see Buntin et Zaslavsky, 2004 for a detailed explanation about the way to choose a particular technique to forecast health expenditures). The resulting parameter estimates are presented in table 2.

As shown in table 1, health status was the strongest predictor of care seeking behavior, followed by age, gender, and private health insurance. The ill, elderly, women, and privately insured were the most likely to engage with the health system. Similar trends were observed for expenditure, health status remained the strongest determinant, age and gender, followed by private health insurance, accounted for the main observable variations in expenditure.

Table 28: Probability to seek care and level of expenditure: two part model estimation (full sample)

Variables	Label	Parameter Estimates
Part 1 : Probability to seek care		
Intercept		1.8199***
Morbidity index	0: Healthy	-0.2381***
Age	Age	-0.2044***
Age²	Age square	0.00269**
Age³	Age cube	-0.00001*
Gender	1: Male	-0.1847***
Private Health Insurance	0: Not Insured	-0.1187*
Part 2 : Level of expenditure		
Intercept		6.4428612***
Morbidity index	0: Healthy	-0.7486539***
Age	Age	-0.0125888**
Age²	Age square	0.0007854***
Age³	Age cube	-0.0000055***
Gender	1: Male	-0.3209244***
Private Health Insurance	0: Not Insured	-0.0669482*

*Significant at 10%; **significant at 5%; ***significant at 1%.

4. Family structures: two scenarios for the future of family support

The goal of this paper is to test the relative impact of change in family composition to change in epidemiological trends. Indeed assumptions of divortiality and potential family support are important within the framework of modelling family choices for long term care between formal and informal care (Delbes, Duchesne et al., 2003). Thus we designed two alternatives scenarios (scenarios 1 and 2) to the 2004 observed situation (scenario 0). Obviously, an elderly who live alone will not have the same demand for LTC than those who have a partner (spouse). In the same way, dependant people whose children are living far from their parent's home will have a different need for formal and informal care.

- The first scenario models a world where children are no longer available to care for their dependant parents. This is a strong assumption which attempts to deal with the possible job market evolution in France, that is to say a work span lengthening. Indeed, as noted in introduction, the labor market will probably have to evolve in France to sustain the new population burden. The retirement age is actually between 55 and 60 years old, while the lifespan is around 85 years old. With baby boomers reaching the old age, France could have to reform labor law and younger French people could have to work longer in their life cycle. Thus careers might be no longer available as they would have to work until 70 years old. Moreover as dependency occur later in life, caring for parents occur later in life too, when the ability to deal with such care may became difficult.

- The second scenario intends to deal with the change in people marital behavior. In this case we suppose that amount of people living alone is twice higher than in 2004. We essentially capture by this way possible changes in care-giving behavior given by the spouse of the disable person. We assume that this figure is the net effect of increasing divorce and (possible) family recomposition at old age.

5. Pricing

ESPS data give acute care and a small part of long term care (those linked to medicalized home care) expenses for each individual of the data basis in Euros for year 2000. The forecasting is given without actualization that is to say with the 2000 medical goods and services prices. Thus, to price formal and informal care we used the 2000 prices. In 2000 the reimbursement basis of the PSD was 18 Euros per hour (as mentioned before, PSD is the public insurance system covering disability risk, by the way of co-payment subsidies for LTC uses). So we chose it as the reference cost of one hour of formal care in these simulations. In this study we consider informal care only as care given by every person who doesn't live in the household which imply that careers are likely to be children of the dependant person. We decided to value the cost of informal care by the opportunity cost of the career in the labor market. According to the economic theory on long term care, people with a high wage rate would prefer substituting money (formal) to time (informal), since their own wage is higher than the price of formal care. Then we assume that the cost of informal care might be the minimum gross wage in France in 2000, 15 Euros per hour.

C. Results

1. 2030 French population.

Simulations of the ageing scenarios enable us to appreciate the effects of epidemiologic changes first on the demographic structure of the population.

Figure 2: Healthy and Unhealthy Population in each Ageing Scenario

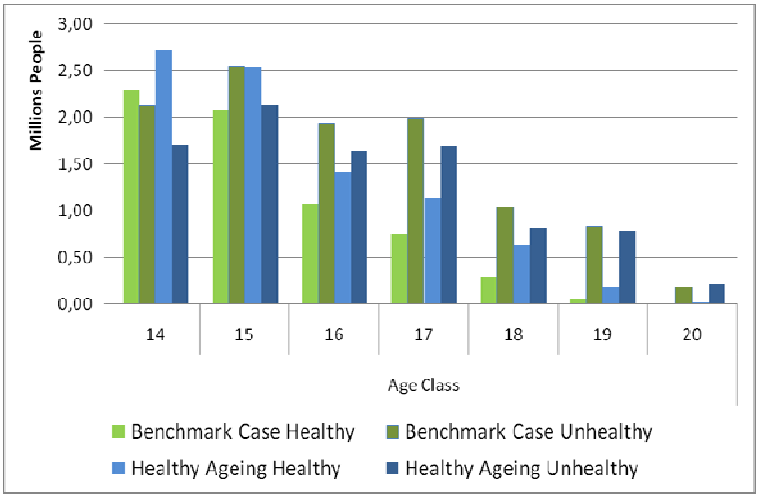
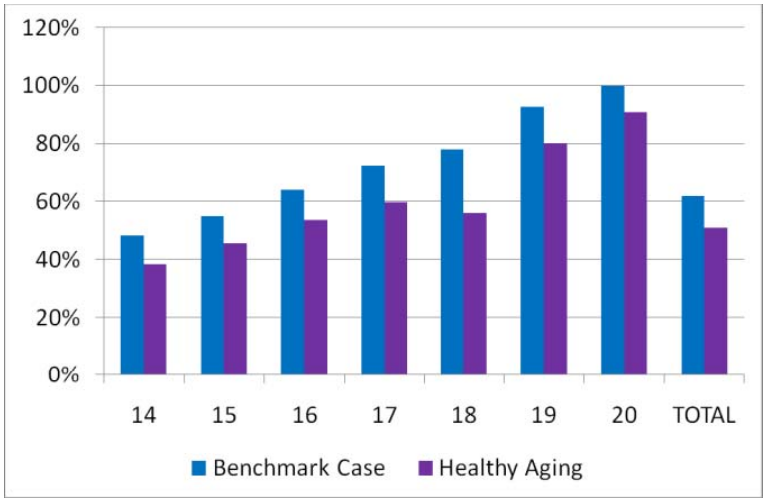


Figure 3: Share of Chronically Sick People according to Ageing Scenarios



When compared to the tendency scenario (BMC), the healthy ageing scenario will potentially reduce the share of unhealthy people among the older (65 plus) population by 11 points. But the expected number of 65 plus people would be higher than in BM. This is due to the second order effect; the fall of morbidity involves a fall of mortality (Cf scenarios description).

Figure 4: BMC Age Pyramid

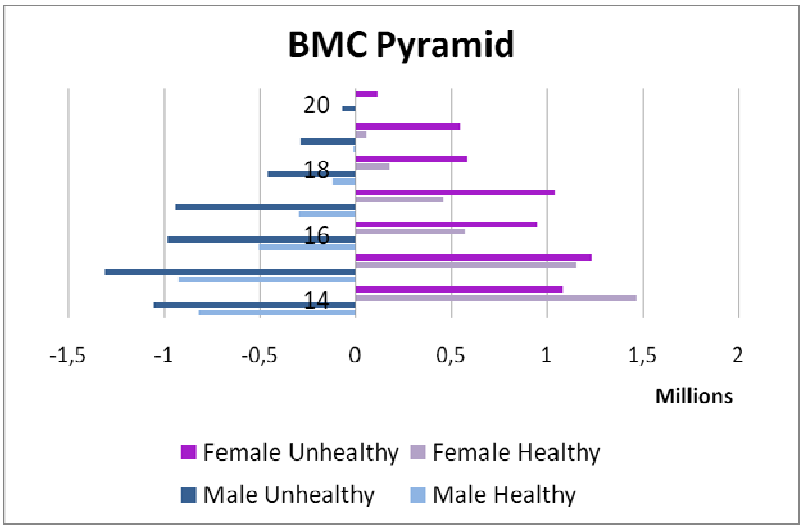
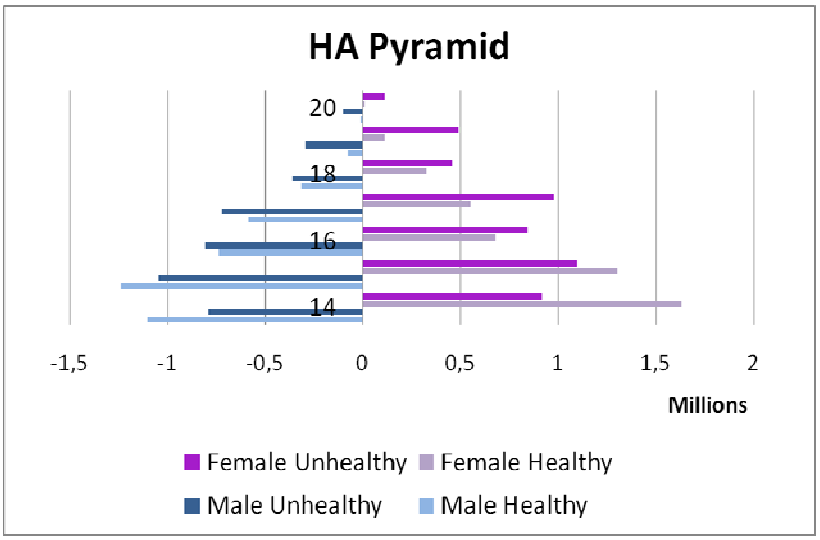


Figure 5: HA Age Pyramid



The lifespan lengthening creates two new age groups while comparing to the year 2000. In 2030, 100th birthday celebrations will have almost become common. Population ageing under these conditions will have a significant impact on the expenditure level, especially if the higher age groups consist of many people in poor health. Healthy ageing keep people healthy longer and so keep them alive longer. The effect of healthy ageing is dual: it could reduce the expenditures by reducing the share of unhealthy people but at the same time the number of people needing LTC would be higher and so the expense in this scenario may be higher.

2. Probabilities to Seek Formal and Informal housing Care by Age

The first result of the simulation comes from the modelling of the probabilities to seek formal and informal care.

Figure 6 shows the evolution across age group of these probabilities. Both kind of care are increasing with age, at 65 years old a few people would purchase formal care and about 10% would require the help of a member of the family while reaching 95 years old people would need formal care with 80% chance and 70% chance for informal care. Informal care is more likely to be purchased between 65 and 89 years old than formal care. After 90 years old dependant people have to seek formal rather than informal care. That is probably because potential carers, children and especially spouses, are becoming disable themselves or dead.

Figure 6: Probabilities to Seek Formal and Informal Housing Care by Age Groups

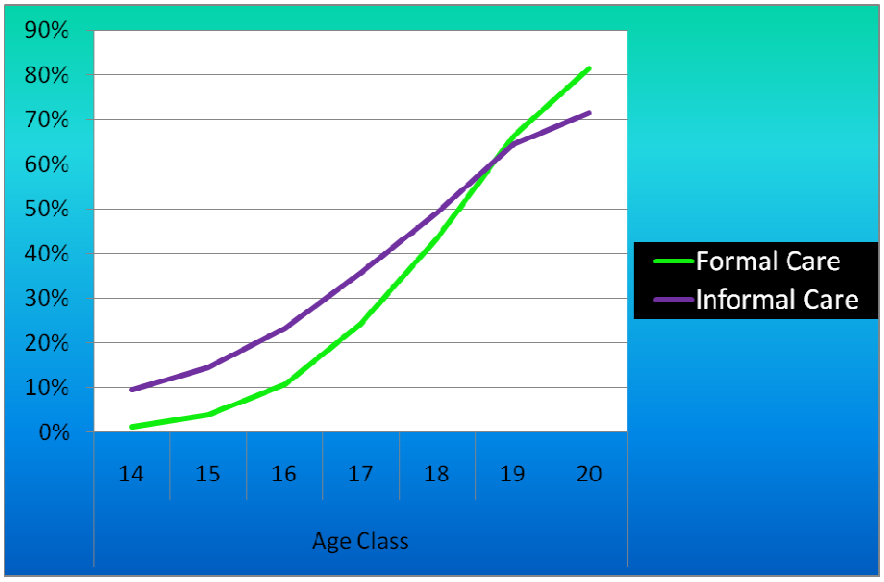


Figure 7: Forecasted Probabilities to Seek for Formal Care

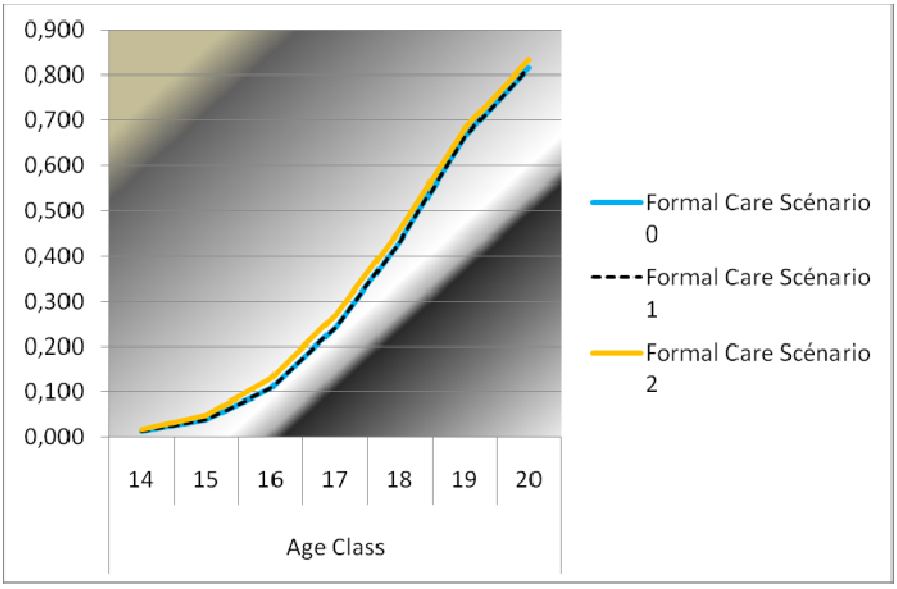
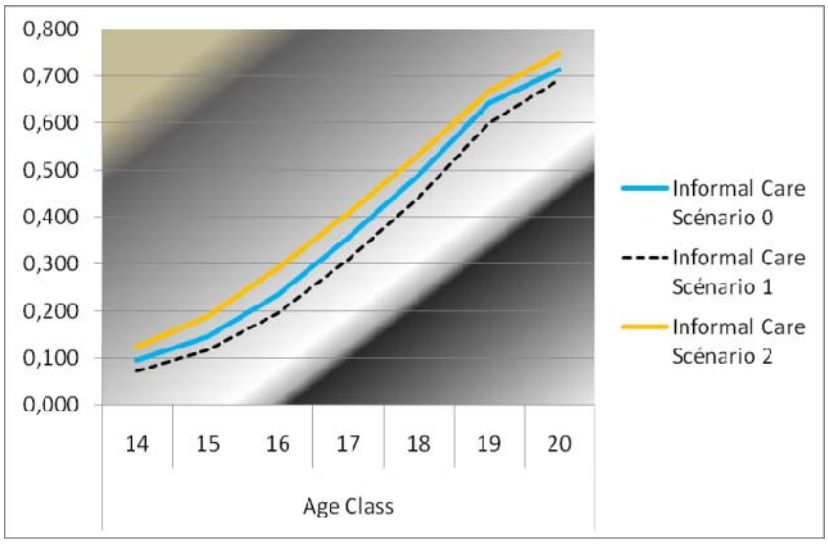


Figure 8: Forecasted Probabilities to Seek for Informal Care



The probability to seek formal care is slightly different between family structure scenarios. The increase in the divorce (or widowed) rates lead to a higher need for formal care. As expected, the impacts of family changes are more obvious for informal care. When people can't be helped by children (scenario 1) they are less likely to get informal care. But when elder are living alone their likelihood to get informal care is increasing. That is due to the fact that informal care is accounted only when help does not come from the household itself. So being single increase the chance to be cared for by people living out the elder home.

3. 2030 Long Term Care Expenditures

The outcomes of the microsimulation model would give us the impact of healthy ageing on LTC expenses compare to the impact of family changes. First we look at the effect of healthy ageing.

Figure 9: Total Housing Care Expenses by Age Groups

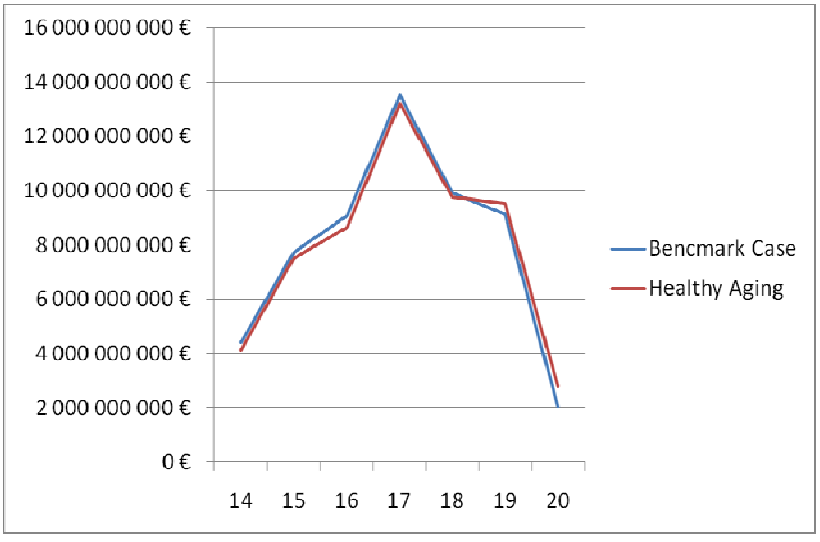


Figure 10: Total Medical Expenses by Age Groups

Figure 11: Total Expenses by Age Groups

The aggregating housing care expenses point out the high cost related to the baby boomers reaching age 75 to 85 (age groups 16 and 17). As shown in the Figure 9 this population will create a large generational expense imbalance. The 17th group will generate the largest (13,5 billion Euros) spending over all other groups. The size of this age group is almost as big as the younger classes but spending are increasing with age. After the group 17, the forecasted cost of housing care is decreasing, because of the size of these older populations. Finally the cost of formal and informal care is a lot higher than medical expenses. As seen in figure 13 the shape of total expenditures is dominated by the cost of formal and informal care, while accounting for the opportunity cost of children in the labor market.

In both kind of spending, the healthy ageing reduces their amount until age class 19. Until this point people are slightly more numerous in the healthy ageing scenario. The "second order effect of healthy ageing" (more surviving people) is of greater

magnitude while reaching the highest age groups having been aggregated over the life cycle of individuals**.**

Table 29: Forecasted LTC Expenditures According to Scenarios

		Scenario 0	Scenario 1	Scenario 2
Benchmark Case	Formal Care	15 102 008 118 €	16 073 680 212 €	16 364 337 354 €
	Medical Expenses	35 331 964 766 €	35 331 964 766 €	35 331 964 766 €
	TOTAL	**50 433 972 884 €**	**51 405 644 978 €**	**51 696 302 120 €**
	+Informal Care	32 230 376 220 €	20 135 246 835 €	35 880 569 700 €
Healthy Ageing	Formal Care	14 790 884 544 €	15 723 209 232 €	16 205 145 120 €
	Medical Expenses	33 841 025 969 €	33 841 025 969 €	33 841 025 969 €
	TOTAL	**48 631 910 513 €**	**49 564 235 201 €**	**50 046 171 089 €**
	+ Informal Care	31 980 413 175 €	19 828 250 505 €	35 475 064 950 €

Table 29 makes it appear that healthy ageing is cost saving for the proper medical expenses as well as for housing care. In the scenario 0, where nothing change in family structures compare to 2004, the improvement in health status would allow a saving in formal care cost of about 300 million Euros. In term of productivity in the labour market (informal care) 250 million Euros would be saved, and 1, 5 billion Euros for medical consumption. That drives to a total of 2 billion Euros saving from the improvement in health assumption.

Scenario 1, with the assumption of no child available, increases the formal care demand (900 million Euros for BMC and 1 billion for HA). Scenario 2, where the rate of person who are living alone is twice higher than in 2004, lead to an increasing need of both kind of care. If we add formal care + medical expenditures (TOTAL is the part currently insured by the French Social Security), saving from healthy ageing would be wiped out by divorce and decrease in children's support.

We also add figures regarding "informal care", valued at their opportunity cost on the labor market. Disability of elders could largely interact with the labour market. Indeed the cost of informal care is almost equal to the cost of medical care for French society when assuming that children have to substitute working time to caring time. The lost of informal carer is not found back in the formal care consumption. So the unmet needs of dependant people may increase dramatically if children stop caring for their parents.

D. Conclusion

The main result lies in the comparison of amounts spent in care by older people when we deal with all types of expenditures: acute care and LTC. Of course, better health status (healthy aging) gives a substantial saving in spending (2 billions Euros). But the main part of this saving is located in acute cares, which are directly linked to health status, although LTC are not really benefiting from the same movement, because the demand for this type of care is more correlated to non-health related factors. An interesting thing is to remark that gains in LTC due to healthy aging are almost nil for the last age-classes, when biological aging is so great that, anyway, bad –or good- health is no more determining LTC (the need for aid exists in all cases). For that reason, healthy aging could even be counterproductive for total expenditures gains, because of a "second order" effect: the number of surviving very old people (classes 19 and 20) increases thanks to the health improvements, giving a growing number of people needing LTC, but without any real gains in medical expenses.

The final comment is to point out the importance of family decision in the whole picture. Our results show that alternative scenarios on divorce and child-support could totally counterbalance expected gains due to HA.

E. References

Bebbington, A. et J. Shapiro (2005). "Aging, Health Status and Determinants of Health Expenditure (A.H.E.A.D.)." Personal Social Services Research Unit. University of Kent PSSRU Discussion Paper 2219.

Buntin, M. B. et A. M. Zaslavsky (2004). "Too much ado about two-part models and transformation? Comparing methods of modeling Medicare expenditures." Journal of Health Economics 23: 525- 542.

Deb, P. et P. K. Trivedi (2006). Empirical models of health health care use. The Elgar Companion to Health Economics. A. Jones, Edward Elgar Publishing.

Delbes, C., L. Duchesne, et al. (2003). "Les situations familiale et domestique : Une approche générationnelle." Gérontologie et société 107: 33-47.

Di Matteo, L. (2005). "The macro determinants of health expenditure in the United States and Canada: assessing the impact of income, age distribution and time." Health Policy 71: 23-42.

Dormont, B., M. Grignon, et al. (2006). "Health Expenditures Growth: Reassessing the Threat of Aging." Health Economics(15): 947-963.

EC-EconomicPolicyCommittee (2005). "The 2005 EPC projection of age-related expenditure: agreed underlying assumptions and projections methodologies." European Economy Occasional Papers no. 19.

EC-EconomicPolicyCommittee (2006). Europpean Competitiveness Report 2006. Brussels.

Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error." Econometrica(47): 153 - 162.

Jacobzone, S. (1999). "The Interplay of Health Policy, Incentives and Regulations in the Treatment of Aging-Related Diseases." Oecd Aging Related Disease Study.

Jones, A. (2000). Health Econometrics. Handbook of Health Economics. Newhouse. 1: 285-299.

Manning, W. G., C. N. Morris, et al. (1981). A Two-Part Model of the demand for medical care: preliminary results from the health insurance study. Health, Economics, and Health Economics. Amsterdam: North-Holland.

Mullahy, J. (1986). "Specification and testing of some modified count data models." Journal of econometrics 33: 341- 365.

Nichols, A. et M. Schaffer (2007). Clustered errors in Stata. United Kingdom Stata users. Group meetings 2007.

OECD (2006). Projecting OECD Health and Long Term Expenditures: What are the Main Drivers? . OECD Economics Department Working Papers: no. 477.

Robine, J.-M. (2007). Research issues on human longevity. Human longevity, individual life duration, and the growth of the oldest-old population, Springer. Chapter 1: 7- 42.

Robine, J.-M. et J.-P. Michel (2004). "Looking forward to a general theory on population aging." Journal of gerontology 59A: 590-597.

VanImhoff, E. et W. Post (1997). "Méthodes de micro-simulation pour des projections de population." Population (French Edition) 4: 889- 932.

Verbrugge, L. M. et A. M. Jette (1994). "The Disablement Process." Social Science & Medicine 38(1): 1- 14.

V. Conclusion

Alors qu'en 2008, l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA), accordée aux personnes âgées de 60 ans et plus en situation de dépendance, bénéficie à 695 000[17] personnes à domicile, les résultats issus de l'enquête Handicap-Santé de 2008 montrent qu'en adoptant une définition moins cumulative des besoins pour des activités essentielles de la vie quotidienne et indispensables au maintien à domicile, la population éligible serait beaucoup plus nombreuse, s'élevant à quasiment 2 millions de Français (soit 15% de la population française des 60 ans et plus).

Dans un contexte de ressources publiques limitées, l'aide privée apportée par l'entourage sous forme pratique et/ou sous forme monétaire dans la prise en charge des personnes âgées est donc capitale. Les analyses conduites dans cette étude confirment l'importance de l'aide informelle dans le soutien apportée aux personnes âgées. En effet, plus de 1,5 million de Français ayant besoin d'aide reçoit l'aide de l'entourage pour les activités quotidiennes. Ainsi, l'entourage reste encore aujourd'hui l'acteur majeur de la prise en charge de la dépendance, même si depuis quelques années, l'aide devient de plus en plus mixte, grâce à l'intervention plus courante de professionnels à domicile. Cela permet aux personnes isolées socialement et/ou économiquement de pouvoir continuer à habiter en ménage ordinaire.

La valorisation monétaire, même approximative, à partir des données de l'enquête, permet de chiffrer l'aide informelle annuelle à hauteur de 7,4 milliards d'euros minimum, soit plus de 60% des dépenses liées à la dépendance, ce qui confirme le rôle

[17] Cf le site du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé, http://www.sante-sports.gouv.fr/l-allocation-personnalisee-d-autonomie-apa.html.

primordial de l'entourage. Les dépenses publiques annuelles allouées actuellement à la dépendance au titre de l'emploi versée aux personnes âgées vivant à domicile s'élevant à environ 3 milliards d'euros, celles-ci sont bien en-deçà de l'aide effective requise.

Enfin, qu'il s'agisse de l'évaluation des besoins d'aide, de l'aide reçue, ou de la sous/non-satisfaction des besoins, les caractéristiques ont à chaque étape un rôle significatif, faisant ressortir l'existence d'inégalités sociales liées à la fois à l'état de santé et à la façon de faire face aux conséquences qu'il entraîne dans la vie quotidienne. Il semble que l'intégration des ces éléments dans l'évaluation des moyens à allouer soit encore plus largement à prendre en compte.

VI. Annexes

A. Jeu de pondérations redressées

Le jeu de pondérations redressées est calculé au moyen des 45 strates de population et du jeu de pondérations nationales fournis par l'enquête.

D'une part, on calcule, pour l'échantillon des 9960 individus âgés de 60 ans et plus, le taux de sondage global (appelé « tauxG ») dans la population totale française. Cette population totale correspond à l'effectif calculé sur le jeu de pondérations nationales fourni par l'Insee pour l'enquête (variable « POIDSHS_FIN »). La somme des pondérations nationales des 9960 individus est de 13 185 285 Français. Ainsi, le tauxG est égal au rapport de 9960 sur 13 185 285. Le taux de sondage global est donc de 0,076%.

D'autre part, on calcule le taux de sondage dans chacune des 45 strates fournies par l'Insee. Par exemple, en considérant la strate 39 (« Rhône, groupe VQS 3 »), on obtient un taux de sondage dans cette strate de 0,265%. Ce taux est obtenu en calculant le rapport entre le nombre d'individus présents dans cette strate (318 parmi les 9960 individus) et la somme des pondérations nationales des 318 individus de cette strate (119 869).

Enfin, la pondération redressée affectée à un individu correspond à l'inverse du rapport entre le taux de sondage de la strate à laquelle il appartient et le taux de sondage global. Ainsi, un individu de la strate 39 aura pour pondération redressée 0,285. Tous les individus de cette strate ont la même pondération redressée. Par ailleurs, la somme des pondérations redressées de l'échantillon des 9960 individus est, par construction, égale à 9960.

B. Articles publiés dans des revues à comité de lecture

Ces articles sont reproduits en fin de rapport dans l'ordre anti-chronologique tel que mentionné ci-après.

Gannon B, Davin B. Use of formal and informal care services among older people in Ireland and France, *European Journal of Health Economics* 2010, 11(6): 499-511

Davin B, Paraponaris A, Verger P. Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire, *Management et Avenir* 2009 ; 26 : 190-204

Davin B, Paraponaris A, Verger P. Determinants and economic valuation of formal and informal care for French disabled elderly living at home. *The Journal of Nutrition, Health and Aging* 2009, 13 (Suppl 1), S529.

Davin B, Joutard X, Paraponaris A, Verger P. Endogénéité du statut du répondant dans les enquêtes en santé : quelles implications pour la mesure des besoins d'aide ? *Revue Economique* 2009, 60 (2), 275-291.

Davin B, Paraponaris A, Verger P. Socioeconomic determinants of the need for personal assistance reported by community-dwelling elderly. Empirical evidence

from a French national health survey. *The Journal of Socio-Economics* 2009, 38(1), 138-146.

Davin B, Paraponaris A, Verger P. Entraide formelle et informelle : quelle prise en charge pour les personnes âgées dépendantes à domicile ? *Gérontologie et Société* 2008*,* 127, 49-65.

Davin B, Paraponaris A, Verger P. L'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées à domicile. *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique* 2008*,* 56(6) Suppl 1, S356-357.

Davin B, Joutard X, Paraponaris A, Verger P. Le recours à un répondant proxy importe-t-il dans les enquêtes sur la santé ?, in *Méthodes de sondage : applications aux enquêtes longitudinales, à la santé, aux enquêtes électorales et aux enquêtes dans les pays en développement*, Guilbert P, Haziza D, Ruiz-Gazen A, Tillé Y (dir), Dunod Sciences Sup, 2008, 380 p.

En plus de ces publications, un article intitulé « Formal and informal care for disabled elderly living in the community: An appraisal of French care composition and costs » (auteurs: Davin B, Paraponaris A, Verger P.) a été soumis à la revue European Journal of Health Economics. La révision est entre les mains de l'éditeur de la revue à la date du rendu du présent rapport.

C. Liste des séminaires ou colloques en rapport avec le projet financé

Sauf mention contraire, les présentations sont des communications orales en session plénière ou parallèle.

The hidden iceberg face: informal care received by people with dementia aged 75 years and older. Empirical evidence from the French National Survey *Handicap-Santé Ménages 2008*, *Tenth Workshop on Costs and Assessment in Psychiatry, Mental Health Policy and Economics*, Venise, 25-27 mars 2011

Une évaluation des besoins d'aide et de l'aide reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire à partir des enquêtes Handicap-Santé Ménages et Handicap-Santé Aidants 2008, *Conférence « Aidants » du Collège des Economistes de la Santé*, Paris, 8 février 2011

Informal care received by people with dementia aged 75 years and older. Empirical evidence from the French National Survey Handicap-Santé Ménages 2008, *20th Alzheimer Europe Conference*, Luxembourg, 30 septembre-2 octobre 2010

Because they're worth it! The contingent valuation method applied to informal care in France, *8th European Conference on Health Economics*. Helsinki, 7-10 juillet 2010

Determinants and economic valuation of formal and informal care for French disabled elderly living at home (poster). *19th IAGG World Congress*. Paris, 5-9 juillet 2009.

Health Expenditures and Demographic Changes: microsimulation for France in 2030, *2nd General Conference of the International Microsimulation Association, Microsimulation : bridging data and policy*, Ottawa (Canada), 8-10 juin 2009.

Economic valuation of formal and informal care for French disabled elderly living at home. *19th Alzheimer European Conference*. Brussels, 28-30 mai 2009.

Use of informal and formal care among older people in Ireland and France, *Second Belgian SHARE Conference*, mai 2009.

Use of formal and informal care: a comparison between Ireland and France. *23rd Annual Conference of the Irish Economic Association*. Cork, 24-26 avril 2009.

Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire. *Journée de l'Unité de Démographie Economique de l'INED « Les transferts intergénérationnels »*. Paris, 17 mars 2009.

Use of formal and informal care: a comparison between Ireland and France. *Séminaire du LEGOS*. Paris, 04 mars 2009.

La place de l'usager et l'évaluation globale de ses besoins. *Séminaire de recherche et de travail sur l'évaluation de la situation et des besoins de compensation des personnes en perte d'autonomie*. CNSA, Paris, 11 février 2009.

Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire. *30èmes Journées des Economistes de la Santé Français*. Paris, 4-5 décembre 2008.

Between families and market: formal and informal care for dependant old persons living home. *Séminaire scientifique de la Caisse des Dépôts et Consignations, Bordeaux*, 17 novembre 2008.

Determinants and economic valuation of formal and informal care for French disabled elderly living at home. *ICSG Seminar*, Galway, Ireland, 17 novembre 2008.

Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire. *Conférence CES-Fondation Caisse d'Epargne pour la solidarité-CNSA « Vieillissement et dépendance : quel financement ? »*. Paris, 12 novembre 2008.

L'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées à domicile. *Congrès National des ORS, Les inégalités de santé : nouveaux savoirs, nouveaux enjeux politiques*. Marseille, 16-17 octobre 2008.

Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire. *Colloque Euromed, Le vieillissement et la dépendance : quelles nouvelles frontières de conception, de coordination et de régulation ?* Marseille, 6-7 mai 2008.

D. Publications scientifiques

Eur J Health Econ (2010) 11:499–511
DOI 10.1007/s10198-010-0247-1

ORIGINAL PAPER

Use of formal and informal care services among older people in Ireland and France

Brenda Gannon · Bérengère Davin

Received: 2 July 2009 / Accepted: 7 April 2010 / Published online: 15 May 2010
© Springer-Verlag 2010

Abstract This paper focuses on current use of elderly care services in Ireland and France. In light of health care resource allocation problems, it is important to know the level of current use of home care on which future projections may be based. With the availability of SHARE (Survey of Health Ageing and Retirement in Europe) data, it is now possible to analyse this process and estimate the relationship between formal and informal care, and our econometric model tests for endogeneity of informal care. Previous research has not included Ireland into the analysis. Given that Ireland has a younger population base, lessons could be learned from countries with older populations, such as France. Results suggest informal care is endogenous and negatively linked with formal care in the pooled (France and Ireland) model. There is a higher unmet need for care in Ireland. These results have important policy implications for Ireland as the demographic makeup will change from 11 per cent to 15 per cent of older people over the next 10 years.

Research was conducted at NUI Galway while B. Davin was a visiting post-doctoral fellow under the FLARE (Future Leaders of Ageing Research in Europe) scholarship.

B. Gannon (✉)
Department of Economics, Irish Centre for Social Gerontology, National University of Ireland, Galway, Ireland
e-mail: brenda.gannon@nuigalway.ie

B. Davin
INSERM, U912 (SE4S), Marseille, France

B. Davin
Université Aix Marseille, IRD, UMR-S912, Marseille, France

B. Davin
Observatoire Régional de la Santé, Provence Alpes Côte d'Azur, Marseille, France

Keywords Formal and informal care · Unmet needs · Older people

JEL Classifications J14 · I11 · C31

Introduction

Knowledge of the determinants of use of care among older people is of particular importance in predicting the need for and cost of care in the future. This paper focusses on current use of elderly care services in Ireland and France. In light of health care resource allocation problems, it is important to know the level of current use of home care on which future projections may be based. Until recently, little data were available on formal and informal home care. But now with the availability of SHARE (Survey of Health Ageing and Retirement in Europe) data, it is possible to analyse this process and estimate the relationship between formal and informal care. Previous research has not included Ireland into the analysis (see Bonsang [1] or Bolin et al. [2]) because the data in Ireland were only collected from Wave 2 of SHARE. Given that Ireland has a younger population base, lessons could be learned from countries with older populations, such as France. Hence, we follow the strategy of this earlier research but focus specifically on these two countries.[1]

Earlier literature (e.g. Van Houtven and Norton, [3]) has explored whether or not informal care is a substitute for or

[1] Ireland was not included in the first wave of SHARE, and hence this is the first time to explore the data. France was chosen as a comparator as the two countries are relatively similar in terms of focus on family, yet in France there is a more structured process in terms of family vis-à-vis the state. Furthermore, in Ireland 11 per cent of people are currently over 65, compared to over 16 per cent in France.

complement to formal care. Informal care may be preferable and can reduce medical expenditure if it substitutes for formal care. Van Houtven and Norton [3] found that informal care is a substitute for formal home care and nursing home care. Bolin et al. [2] also found this effect for formal home care. They used pooled data from the SHARE survey from several European countries. The overall impact was quite low. Results would suggest significant differences with lower substitution rates in central countries compared to southern European countries. This analysis does not, however, look at countries individually. Similarly, Bonsang [1] looked at the relationship between formal and informal care by severity of disability, but pooled data from all countries. The contribution of our paper is to hone in on two different countries, in terms of central and Nordic countries, looking specifically at Ireland and France. The additional contribution is that the results are presented for the first time for Ireland, since Wave 1 of the data was not collected for Ireland.

Recent research looked at the issue of determination of formal care in the US [3] and in Europe [1], and [2]. Van Houtven and Norton [3] address how informal care by all children affects formal care. Using data from the US, they estimate instrumental variables models to control for simultaneity of informal and formal care. Their results show that informal care reduces formal home health care use and delays nursing home entry. Bolin et al. [2] use the same framework and also look at the relationship between formal and informal care among single living households in several European countries. They define formal care as occurring in the household, with a doctor, specialist or hospital care.

Informal care provision may result from a joint decision between parent and child and hence may be endogenous to formal care provision. There may also be unobserved factors that influence both types of care, and this is another source of endogeneity. Estimation methods must account for this endogeneity. Our econometric model tests for endogeneity of informal care using the standard IV approach followed by Van Houtven and Norton [3]. Results suggest informal care is negatively linked with formal care in the pooled (France and Ireland) model. There is a higher unmet need for care in Ireland. These results have important policy implications for Ireland, as the demographic makeup will change from 11 per cent to 15 per cent of older people over the next 10 years.

Context

Demographics

The population of Ireland is currently over 4 million and has increased by over half a million in the last 20 years. There are about 470,000 people in the 65 and over age group, and this has increased by almost 8% since 2002, in line with the overall population trend. It is expected that by 2031, there will be 1.04 million people aged 65 and above. In France, the current proportion of older people is higher. In 2008, 10.4 million persons were aged 65 and over in France, representing 16.3% of the total population. This proportion is expected to reach 26% by the year 2050. Persons aged 85 and older are predicted to increase by a factor of 3, their number rising from 1.2 to 4.2 million [4–6].

The consequences of these changing demographics are very important to the future of formal and informal care provision. This raises questions regarding the health status of the elderly, especially functional health and disability, which are frequently associated with old age. According to recent reports, French men aged 65 years old may expect to live a further 17.1 years, of which 13.5 years will be without disability. At the same age, women's life expectancy is 21.5 years, of which 16.1 years is without disability [7].

The growth in the number and the share of the oldest people gives rise to a concern about the increasing expenditure on long-term care (LTC) over the next few decades, even if people reach older age in better health. Currently, the total expenditure for LTC represents 1.1% of the French GDP. Although estimated shares of GDP on spending for the elderly are sensitive to assumptions about the development of overall productivity, labour market participation and the availability of informal caregivers [2], it is expected to range between 2 and 2.8% in 2050 [8].

Health services

Given that morbidity, chronic illnesses and disability increase with advancing age, the ageing of the population is expected to lead to larger numbers of people in need of LTC. In Ireland, almost 19,500 people were in residential long-term care in 2004, representing 4.3% of the older population. At present, home help services are the core services in place to support people to remain in the home, at an approximate cost of €120 million for an average of 5 h per week. The Home Care Support Scheme is operated by the Health Service Executive and provides care in the home, mainly for older people who are at risk of admission to long-term care. Each package is tailored to the needs of the individual, based on their medical condition and level of care required. There is no automatic right to avail of this scheme, and provision varies across the country.

In France, different LTC services are available to the elderly, either at their own home, in the community or in institutions. Three types of institutions exist in France: long-term care units (LTCU), retirement homes and residential homes. The LTCUs are publicly funded hospital-based institutions dedicated to LTC of severely disabled

persons. Retirement homes are public or private institutions that offer older adult collective housing with special facilities, housework and different levels of health care. The residential homes are independent flats in buildings specifically designed for relatively independent persons. Services consist of housekeeping support and collective catering. One out of three French disabled elderly lives in such LTC settings [9], and this proportion increases with both age and level of disability.

Thus, the bulk of old people, even when they are disabled, live at home where they can benefit from community care, consisting mostly of home care and nursing or personal care. Care arrangements are usually a mix of informal and formal assistance. Informal care is usually defined as unpaid assistance provided by family, friends or neighbours. Formal care is professionally organised paid help, financed mostly by national insurance systems or directly by the individuals. Today, even in countries with extensive formal care supply, the majority of care is still informal and plays a major role in the support of older populations [10]. Studies in France or abroad showed that informal care represents between two-thirds and three quarters of total care provided to older people [11–13].

Nevertheless, social changes (rise in female labour force participation rates, longer distances between children and their parents, more frequent divorces, changes in older people's living arrangements) are expected to reduce the number and the availability of potential informal caregivers. This could affect the economic and physical well-being of the elderly and their families [14–16].

Current policies

In response to increasing demand for LTC, decreasing abilities to provide informal care and the need to contain public expenditure, many Western countries have recently introduced major reforms in LTC policies. In Ireland, the care of elderly has been highlighted in the media in recent times, particularly with reference to payments for formal care in residential homes. The Mercer group [17] believes that the role of the family in providing long-term care is central to the future of older people. Currently, the National Economic and Social Forum (NESF) are reviewing the home care support package and will publish recommendations in the near future.

In France, many steps have led to the development of policy regarding the frail elderly. Until the 1990s, LTC used to be traditionally based on family solidarity. In the mid-1990s, a specific non-insurance-based care allowance (called *PSD*, *Prestation Spécifique Dépendance*) was created in order to support older disabled people. Many criticisms led to reform that first scheme and to create, in 2002, a less restrictive allowance (named *APA, Allocation Personnalisée d'Autonomie*). It is based on a universal principle. Thus, it is delivered to each person aged 60 and over who lives either at home or in institutions and who needs help with daily activities. Below a fixed income threshold, the recipient does not contribute at all to the funding of care services. Above this threshold, the recipient contributes to them according to his/her level of income and may have to pay up to 90%. In 2008, 1.1 million elderly get the APA allowance: 62% living at home and 38% living in an institution [18]. Although the implementation is managed by local authorities, the State guarantees the same benefit levels and access to the same services everywhere in France [19].

Since 2003, several plans have been defined to allow elderly people to stay at home as long as possible. A variety of community support services (home care services, nurse care services, temporary accommodation, day care services) has been developed, which both tries to extend the number of formal services and to relieve informal care. More recently, some political measures have been passed towards informal caregivers. Care leave has been introduced, so that relatives can take leave to care for their parents for a period of 3 months. This can be renewed up to 1 year, although with no earnings and a risk of leaving the labour market [19].

The issue of the LTC policy is still being debated in France, especially regarding its financing. In order to limit public expenditure—assessed to be about 19 billion euros—policy-makers try to find new solutions. The measures outlined above are partly funded by the abolition of a bank holiday—so that people work an extra day without pay—plus a percentage of a tax on income that finances social security, and the transfer of credits for frail elderly and disabled people from the social security fund [19]. Currently, the creation of a new social risk is under discussion among the Parliament [20]. Policy-makers are also interested in promoting private insurance. The French private LTC insurance market is the second after the United States, with approximately 3 million policyholders. They are also aware that such policy needs to pay greater attention to informal care.

Theoretical framework

In order to identify interactions among health, socio-economic status, use of care and unobservable heterogeneity, we employ a static model based on the theoretical framework of demand for health proposed by Grossman [21] and altered to include informal caregiving by Van Houtven and Norton [3]. In this model, the focus is on parent's choice of medical formal care and how it changes with supply of informal care. In our paper we apply this model to discuss the use of formal care for personal care, home help and other tasks.

The model is well developed in Van Houtven and Norton [3] so we do not expand on this theoretical aspect. In summary, the person decides on whether or not to use formal care, and this depends in turn on another person (most likely children) to provide informal care. Both individuals wish to maximise utility. The decisions are made simultaneously, and informal care is endogenous to formal care utilisation. Informal care may impact on use of formal care and vice versa. Endogeneity bias may also arise if there is unobserved individual heterogeneity that is correlated with these decisions. Van Houtven and Norton [3] develop a model that suggests informal care may be a complement or substitute for formal care and find that informal care is a substitute for home health care and nursing home care, but a complement to outpatient surgery.

The next question is whether or not either formal care or informal care use is adequate. Individuals may have a need for care, but supply may not meet demand. In this paper, we look at individuals that are not receiving care, analyse if they have a need for care and if these needs are being met by current supply of care. Figure 1 describes the process involved in this analysis.

Empirical model

Our econometric models focus on (1) estimating factors that influence the use of formal care and impact of informal care and (2) estimating the demand for care and unmet needs. First, the use of formal care is assessed using a simple probit model, including informal care as an explanatory variable. But, the interdependence of formal and informal care decisions and possible unobserved heterogeneity may cause endogeneity bias that has to be taken into account in the econometric model. Endogeneity of informal care is likely to be present for at least two reasons [1]: the decision taken by informal caregivers to provide care to a disabled person and the decision taken by this one to use formal care are simultaneously determined. Moreover, there may be unobserved factors affecting both informal and formal care, such as unobserved health characteristics, which are likely to increase the demand for both formal and informal care, or to unobserved preferences for care affecting both formal and informal care use.

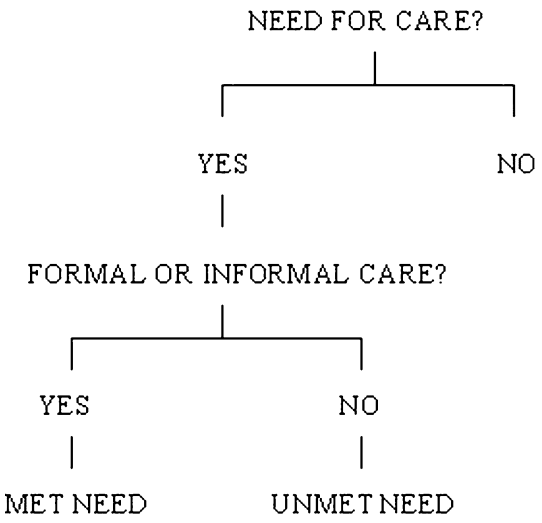


Fig. 1 Care pathways and unmet need

To address these sources of endogeneity, we therefore use an instrumental variables method. Appropriate instruments should be (1) correlated with the potentially endogenous variable and (2) orthogonal to the error process. Variables assumed to affect the amount of informal care received, but not directly the amount of formal care, are used as instruments. The computations were performed using the *ivprobit* programme in Stata, which provides asymptotically efficient standard errors. In the first-stage regression, the endogenous explanatory variable is treated as a linear function of the instruments and the exogenous variables. In the second stage, the prediction from the first stage is included as an explanatory variable in the main equation, instead of the potentially original endogenous variable.

To test for exogeneity, a Wald test tests the correlation between the error term in the first equation and the error term in the structural equation. To identify if the instruments used are relevant and valid, the F-test is used to test the null hypothesis that the coefficients on the instruments are jointly zero.[2] It has been suggested, as a rule of thumb, that an F-statistic below 10 is a cause of concern, since it signals a problem of weak instruments. Estimators can perform poorly when instruments are weak [22]. One advantage to over identified models is that they allow a test of the validity of the instruments and see whether there is any association between the instruments and the error term in the second equation. A lack of association between the instruments and the error term provides some indication that the instruments are valid. The Amemiya–Lee–Newey test results for over identifying restrictions were generated using the *overid* programme, after estimation by the Newey two-stage estimation option of Stata's *ivprobit* command.

For estimation of unmet need for care, two types of measures have been used in previous research [23]: (1) respondent's subjective self-assessment of whether needs are met or not and (2) respondent's report of whether or not he/she receives any help with activities for which he/she

[2] Test between the instrument and the endogenous variable is provided through the *F*-test. If the coefficients are not jointly zero then the instruments are relevant and valid. Our instruments are significantly associated with the endogenous variable in the OLS equation and passed the *F*-test (Table 3).

needs assistance. In this paper, we follow the latter approach, and Fig. 1 describes the care pathways and how we derive unmet need. If individuals report having a functional limitation or difficulty with either ADL or IADL, we consider them as needing care. If they subsequently do not obtain either formal or informal care, we define them as having unmet needs. Unmet needs are conditional on requiring care in the first place.

Given that there may be unmeasured or unobservable factors—such as factors related to individuals' perceptions—associated with both need for care and unmet need, we estimate a bivariate probit model with sample selection [24]). Following, Davin et al. [25] we define need* as the latent variable indicating the individual actual need for care with daily activities, specified as:

$$need^* = b_1 x_1 + u_l \quad (1)$$

where b_1 is a vector of coefficients, x_1 is a vector of explanatory variables and u_1 is an error term. Although *need** is unobservable, it relates to an observable dichotomous variable, *need*, that takes the value 1 if $need^* \geq 0$ and the value 0 if $need^* < 0$. We then observe unmet need for those who need assistance (i.e. $need = 1$). We assume that *unmet** is the latent variable associated with the situation of unmet need for care. This can be expressed as:

$$unmet^* = b_2 x_2 + u_2 \quad (2)$$

where b_2 is a vector of coefficients, x_2 is a vector of explanatory variables and u_2 is a random error. We know that *unmet** is not observed. We only observe a dichotomous variable, *unmet*, that takes the value 1 if $unmet^* \geq 0$ and the value 0 if $unmet^* < 0$.

This model is based on two simultaneously estimated equations, which allows for correlation between the error terms in each equation, resulting in parameter estimates that are more efficient than those obtained from estimating the two equations separately. Thus, error terms are assumed to be normally distributed: $(u_1, u_2) \approx N(0, 0, 1, 1, \rho)$ where $\rho = corr(u_1, u_2)$.

In addition, modelling the probability of unmet need conditional on reported need helps to prevent the heterogeneity bias that may exist when individuals reporting no need for care and those having met need are both classified in the same group of individuals who report no unmet need, compared with those who face unmet need. The second-stage equation (unmet need) must include at least one variable different from the first-stage equation (need), in order to allow the identification of the selection effect. Otherwise, it would be entirely parametric, depending exclusively on untestable assumptions about the unobserved heterogeneity [24]. The *heckprobit* command in Stata is used to estimate the model.

Data

The SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement) survey is used for the analyses. It is a multidisciplinary and cross-national micro-database including more than 38,000 Europeans over the age of 50 years. SHARE only covers the non-institutionalised population [26]. The database comprises information on health status, socioeconomic characteristics, housing and social support. Moreover, SHARE contains detailed information on the utilisation of both informal and formal care. In this paper, we use data from the second wave, collected in 2006–2007 for France and Ireland.

First, we define our main variables of interest. Formal care indicates whether or not the respondent had received for the past 12 months either professional or paid nursing or personal care, professional or paid home help for domestic tasks, or meals-on-wheels. Likewise, informal care is defined as receiving assistance with either personal care, or practical household help or help with paperwork. We consider informal care provided by people from outside the household, either a family member, or a friend or a neighbour. In the survey, the respondent was first asked about the frequency with which he/she had received informal care during the past 12 months (almost every day/almost every week/almost every month/less often). Next, the respondent was asked to give an estimate of the number of hours of informal care received (on a typical day/in a typical week/in a typical month/in the last 12 months). In order to make the answers comparable between respondents, we created a variable indicating for each respondent the number of hours in the past year that he/she received informal care [2]. This variable was constructed as follows: if the respondent answered that he/she received informal care almost every day, we multiplied the number of hours received on a typical day by 365. If the respondent answered almost every week, the number of hours per week was multiplied by 52. Similarly, if the respondent answered almost every month, the number of hours per month was multiplied by 12. Finally, if the respondent answered that he/she received informal care less often than each month, he/she was asked to give an estimate of the total number of hours of informal care received in the past year. In SHARE, information regarding the amount of informal care received is collected for only up to three potential informal caregivers. So, if the respondent has more than three caregivers, it is possible that our variable of informal care underestimates the amount of informal care.

Secondly, given that informal care may be endogenous, we used instrumental variables. We follow the strategy used by previous studies, by using children's characteristics as instruments for informal care [1–3]. Two variables

are included in the equation for informal care: having at least one child living less than 5 km away and whether or not the oldest child is a daughter.

In terms of unmet need we first define need for care as having reported difficulty with at least one functional limitation or ADL or IADL (see below for a description of the activities) that lasts more than 3 months because of a physical, mental, emotional or memory problem. Unmet need indicates when people reported needing assistance with at least one functional limitation or ADL or IADL but report at the same time not receiving care, either formal or informal—in other words we say they have 'unmet need'.

Thirdly, we control for observed characteristics, in particular age (65–69; 70–74; 75–79; 80+), gender, living arrangement (alone; with spouse only; with spouse and others; with others only) and years of education. The question on having 'difficulty making ends meet' was used as a proxy for income. This variable has been used in order to avoid problems of comparison between the economic references of the two countries. Another reason to explain the use of this variable as a proxy for income is that imputed variables on household wealth (due to many missing values) were not yet available. Hank and Shaan [27] showed that an adequate income to make ends meet was positively correlated with better health outcomes.

Moreover, this variable can give a more general (and subjective) appreciation of the economic resources of the households than reported income or wealth. In their analysis on this variable from the SHARE Survey, Litwin and Sapir concluded that it is "a robust indicator of financial capacity in older age and can be used (…) to gain meaningful information" [28]. These authors used this variable in one of their studies, recoding it in a dichotomous variable (reported difficulty in making ends meet versus little or no such difficulty). We follow a similar approach. Their analysis showed that this variable was a main factor of reduced health care due to cost, revealing that financial uncertainty may lead to under-utilisation of health services [29].

Given that a quarter of the respondents did not provide any answer to this question, we create a specific item "missing". An alternative approach is to exclude the missing values and this approach has been followed in many papers. But, when the proportion of missing values is quite high, the exclusion may be too restrictive and may cause biased results [30]. Hence, many authors have chosen to include missing values as a specific category in their model (see for example [31–34]).

According to Kim et al. [30], "researchers analysing data typically handle missing income information in one of three ways: (1) excluding observations with missing income information, either by deleting the observations prior to analysis or by dropping them when statistical procedures include income; (2) using "missing information" as one of the income categories; or (3) using various techniques to impute income based on other individual- or geographic-level information on the participants. These methods, however, are often applied without careful consideration of their implications. Deleting observations with missing income results in less precise estimates due to decreased statistical power, and estimates may be biased if respondents with missing income are not a random subset of the original sample but instead are clustered within particular social subgroups, for example, by socioeconomic status/position (SES), race/ethnicity and/or nativity". They recommend to compare the two groups (those with missing values and those with reported values), and then to include a distinct category of respondents with missing values. Although they focus on income, whereas our variable is "difficulty making ends meet", we can apply their approach to our variable. Indeed, they wrote that "these concerns related to missing information may extend to other variables when (1) the variable is likely to be associated with the outcome of interest, (2) information is missing for a substantial proportion of subjects overall, and (3) individuals with missing information are differentially distributed across subgroups defined by other important variables in the study", which is the case in our study. The comparison between people with missing values to the variable "Difficulties making ends meet" and people with a reported value shows significant differences according to age (people with missing value are younger), household composition (more often with spouse), country (more often in France) and memory score (better score). Conversely there is no difference according to gender, health status and education. Excluding these individuals would have considerably contorted and reduced our sample (by nearly a quarter), which can have non-negligible impact on our analyses (bias, statistical power).

Health status was measured through the number of health symptoms (0–12: pain in back, knees, hips or any other joint/heart trouble or angina, chest pain during exercise/breathlessness, difficulty breathing/persistent cough/swollen legs/sleeping problems/falling down/fear of falling down/dizziness, faints or blackouts/stomach or intestine problems, including constipation, air, diarrhoea/incontinence or involuntary loss of urine/other), the number of chronic conditions (0–15: heart attack/high blood pressure or hypertension/high blood cholesterol/stroke or cerebral vascular disease/diabetes or high blood sugar/chronic lung disease/asthma/arthritis/osteoporosis/cancer or malignant tumour/stomach or duodenal ulcer, peptic ulcer/Parkinson's disease/cataracts/hip fracture or femoral fracture/other), the number of functional limitations (0–10: walking 100 m/sitting for about 2 h/getting up from a chair/climbing several flights of stairs without resting/

climbing one flight of stairs without resting/stooping, kneeling, or crouching/reaching or extending your arms above shoulder level/pulling or pushing large objects/lifting or carrying weights over 10 lb/5 k/picking up a small coin from a table), the number of ADL restrictions (0–6: dressing/walking across a room/bathing or showering/eating/getting in or out of bed/using the toilet), and the number of IADL restrictions (0–7: using a map/preparing a hot meal/shopping for groceries/making telephone calls/taking medications/doing work around the house or garden/managing money). Cognitive functions were assessed through the number of recalled words from a ten list. Most of these health variables were subjective responses and self-reported by the respondent. There is a plethora of research that suggests self-reported health may be mis-reported. For example, Gannon [35] found that disability status was mis-reported by a certain proportion of people who did not wish to work. Similarly, health status may be mis-reported if a respondent thought that his/her answer would be related to the possibility of receiving formal public supported home care. In this study, a country dummy is included to capture some of the unobserved factors at the country level, such as the institutional frameworks, that vary between France and Ireland and that may affect care use.

In this paper, the sample is restricted to people living either in France or in Ireland who are 65 years old and over ($n = 1{,}624$). The standard old age dependency ratio is the ratio of people age 65+ to the number of people aged 20–64 [13]. Hence, we focus on all people aged 65 and over, which is more relevant in terms of resource allocation for care for older people. Another useful indicator is to look at those aged 80 and over, but the sample size is not sufficiently large enough to justify analysis of people aged 80 and over. Summary statistics are provided in Table 1.

Results

The proportions receiving formal and informal care are set out in Table 2. The percentage receiving formal care is much lower in Ireland at 9.4 per cent, compared to France where 23.8 per cent of people aged 65 and over get formal care. Nonetheless, the duration of care is higher in Ireland, with annual average hours of 49.9, compared to 36.5 in France. Conditional on receiving care, the duration in Ireland is significantly higher. In terms of informal care, a higher percentage in Ireland receives care and the duration of care is again much higher.

In Table 3, Model 1 shows that those aged 80 and over are significantly higher users of informal care, those who live in larger households are less likely to receive informal care from outside the household compared to single households, people with more functional limitations or IADL restrictions receive more informal care, and those with higher cognitive function are less likely to receive this care. Individuals with at least one child living less than 5 km away or having a daughter as oldest child are more likely to get informal care. Compared to France, older people in Ireland receive significantly higher levels of care, even after we control for individual observed factors. For the formal care (model 2), we first show estimates on use of formal care using a simple probit model. It is of interest to see whether or not use of informal care is associated negatively (i.e. a substitute) or positively (i.e. a complement) with formal care, even after we control for individual characteristics. Equally, it is interesting to see if the lower use of formal care of Ireland is significantly different. Our initial probit model indicates that people aged 75 and over will be higher users of this care; people in single households will be higher users of care. Furthermore, health status is an important factor in use of care. People in Ireland are less likely to receive formal care, even after we control for observed individual characteristics. In this model, we show that people who get informal care are more likely to receive formal care. However, we have not yet considered the impact of endogeneity between formal and informal care.

In Table 3, we also present results from the Instrumental Variables model where we control for endogeneity (model 2). This shows a negative and significant link with formal care, suggesting that those who get informal care are less likely to receive formal care. The change in sign and magnitude on the informal care variable warrants some discussion. It is possible that informal care was endogenous and hence the result from the probit model would be biased. We test for this using the Wald test of exogeneity, and results show that we can reject the null hypothesis of exogeneity of informal care. Thus, an IV probit model is required in order to have reliable estimation. In some cases, this hypothesis can be rejected if the instruments are weak. Hence, we provide results from the F-test on the instrumental variables and find these instrument are not weak. Our instruments are significantly associated with the endogenous variable. Therefore, as previously done [2, 36, 37], we conclude that the effect in the IV probit model is robust and that informal care acts as a substitute for formal care. This result is similar to that found by Van Houtven and Norton [3], as well as those of Bolin et al. [2] and Bonsang [1], using the first wave of the SHARE data with some different samples and definitions. We also find that in Ireland people have a lower probability of receiving formal care, even after we control for observed characteristics and endogeneity of informal care. Moreover, the instruments passed the test for over-identifying restrictions.

Table 1 Sample characteristics of people aged 65 and over living at home in Ireland or France

Variable	Ireland ($n = 458$)	France ($n = 1,166$)	All ($n = 1,624$)
Sociodemographics			
Gender			
Male	46.7	42.9	44.0
Female	53.3	57.1	56.0
Age			
Mean	73.7	74.3	74.1
65–69 years	31.0	29.8	30.2
70–74 years	27.5	26.2	26.5
75–79 years	21.6	21.6	21.6
80 years and over	19.9	22.4	21.7
Household***			
Lives alone	33.6	35.2	34.8
Lives with spouse only	43.0	58.5	54.1
Lives with spouse and others	13.3	3.2	6.0
Lives with others only	10.1	3.1	5.1
Number of children***			
Mean	3.3	2.2	2.5
Number of sons***			
Mean	1.6	1.1	1.2
Number of daughters***			
Mean	1.6	1.1	1.2
Years of education***			
Mean	11.4	10.4	10.7
Difficulties making ends meet[a]			
Yes	27.7	26.1	26.6
No	51.1	47.9	48.8
Missing	21.2	26.0	24.6
Health status			
Symptoms***			
At least one	64.6	81.6	76.8
Mean number (0–12)	1.5	2.2	2.0
Chronic conditions			
At least one	84.7	84.6	84.6
Mean number (0–15)	1.9	1.9	1.9
Functional limitations			
At least one	58.9	59.9	59.7
Mean number (0–10)	1.9	1.9	1.9
ADL restrictions			
At least one	16.4	14.7	15.2
Mean number (0–6)	0.3	0.3	0.3
IADL restrictions			
At least one	24.4	23.9	24.1
Mean number (0–7)	0.5	0.5	0.5
Cognitive functions***			
Mean memory score delayed (0–10)	3.2	2.7	2.9

Share 2006–2007, France and Ireland, $n = 1,624$

Difference between Ireland and France significant at: * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

[a] Variable used as proxy for income

In terms of unmet need, Table 4 shows that in general the same proportions have a need for care in Ireland and France (more than 60%), but the unmet need is higher in Ireland (63%) compared to France (51.4%). We present results from the bivariate probit model in Table 5. The null hypothesis of the LR test (no correlation between equation

Table 2 Formal and informal care used by people aged 65 and over living at home in Ireland or France

Variable	Ireland ($n = 458$)	France ($n = 1{,}166$)
Formal care[a]		
% Receiving FC***	9.4 [6.7; 12.0]	23.8 [21.4; 26.3]
Annual hours of FC	49.9 [8.1; 91.8]	36.5 [19.2; 53.8]
Annual hours | FC > 0	539.7 [95.4; 983.9]	156.2 [83.7; 228.8]
Informal care[b]		
% Receiving IC**	22.7 [18.9; 26.5]	17.0 [14.8; 19.1]
Annual hours of IC	146.1 [82.6; 209.7]	64.0 [41.4; 86.5]
Annual hours | IC > 0	643.6 [382.6; 904.7]	376.7 [251.9; 501;5]

Share 2006–2007, France and Ireland, $n = 1{,}624$

Difference between Ireland and France significant at: * 0.05; ** 0.01; *** 0.001

[a] Formal care received with personal care or home help or meals-on-wheels

[b] Informal care (from outside) received with personal care or home help or paperwork

residuals) was rejected. Thus, the use of the bivariate probit model with sample selection is appropriate.

Table 5 shows that people in Ireland have a higher probability of unmet need compared to those in France, even after we control for observed characteristics and need for care. Unmet need is also higher among those who have difficulty making ends meet. The difference between those who receive formal care in Ireland and France is (23.8–9.4) 14.4 percentage points. In terms of unmet need, the difference is (63–51.4) 11.6 percentage points. Hence, there almost seems to be a one-to-one relationship between unmet need and formal care.

Discussion/conclusions

In light of current resource allocation problems in health care, it is pertinent that we understand who receives care, who pays for care and the relationship between formal and informal care. The proportion of older people receiving care in Ireland is much lower than in France, 9 per cent compared to 23 per cent. For informal care, the proportion receiving care is the same but there are more hours on average received in Ireland. The results will be of much interest to health care policy makers in Ireland, particularly as more people receive care in France and on average people appear to have less unmet needs.

The context of care delivery can affect the formal/informal care relationship [38]. Furthermore, the total quantity of help received by older people was found to be greater in countries that had well-developed formal services [39]. For example, France has a particular interest in the role of the family vis à vis the state. Family policy is highly structured and legitimated through specific institutions and administrations. The state guarantees the same benefit levels and access to the same services everywhere in France [19]. In Ireland, there is no automatic right to home care, and care is provided on an ad hoc basis. It is difficult to conclude whether or not this is a good reason for unmet needs overall, compared to France, but is certainly something that should be explored further.

In Ireland, approximately half the population has private health insurance—35% of older people have such insurance. Health insurance, either private or public, can impact the use of health care [40], but there is less evidence regarding the impact on long-term care [41]. Nevertheless, it could be useful to control it in our model. Unfortunately, the information on health and long-term care insurance is not available for Ireland in SHARE. Indeed, questions on health insurance were asked in the first wave of the SHARE survey. Given that Ireland did not take part in the first wave, but only in the second wave, these data are not available for Irish people. Previous studies did not use this variable in their model [1, 2], but this would be a nice advancement in our study—unfortunately, the data are not available.

In terms of cost effectiveness, informal care of the elderly by their adult children is the most common form of LT care, is often preferred by the elderly to formal care and can reduce medical expenditures if it substitutes for formal care [3]. Van Houtven and Norton found informal care is a net substitute for home health care, nursing home care and hospital care, and the cost implications of their findings are represented in their policy simulations. The savings to Medicare/Medicaid from increasing adult/child intensive and/or extensive care giving margins ranged from $300 to $1,000 for caregivers not previously working. The authors acknowledge the use of average costs only and note that the next step in analysing cost-effectiveness of caregiver support policy is to carefully assess how informal care affects public health expenditure. Only then can they examine tradeoffs between funding caregiver support programs or public insurance programs. OECD [13] also notes that informal care is less costly but will only lower long-term care expenditure if informal care is an effective substitute for formal care. In Ireland, the formal home care package costs on average €525 per week. Long-term care costs will only be lower if informal care is a complete substitute. This is generally the case. But in some cases informal care and formal care are not substitutes. For instance, Bonsang showed that the substitution effect tends to disappear as the level of disability of the elderly increases, and that informal care is a weak complement to nursing care, independently of the level of disability [1].

Work in progress includes interaction terms between the country variables and informal care, to give us a more

Table 3 Probability of receiving formal care among people aged 65 and over living at home in Ireland or France

Variable	Informal care (Model 1)	Formal care (Model 2)	
	OLS	Probit	IV Probit
Age			
65–69			
70–74	0.055 (0.113)	0.141 (0.119)	0.181 (0.142)
75–79	0.177 (0.124)	0.239 (0.124)**	0.356 (0.157)**
80+	0.579 (0.133)***	0.464 (0.125)***	0.836 (0.225)***
Gender			
Male	−0.140 (0.094)	0.049 (0.091)	−0.055 (0.120)
Female			
Household			
Lives alone			
Lives with spouse only	−0.674 (0.112)***	−0.256 (0.106)***	−0.674 (0.226)***
Lives with spouse and others	−0.823 (0.204)***	−0.290 (0.234)	−0.716 (0.329)**
Lives with others only	−0.639 (0.205)***	−0.160 (0.193)	−0.507 (0.283)*
Years of education	−0.008 (0.012)	0.007 (0.011)	−0.001 (0.014)
Difficulties making ends meet[a]			
Yes	−0.198 (0.106)*	0.014 (0.100)	−0.112 (0.134)
No			
Missing	−0.208 (0.116)*	0.057 (0.116)	−0.081 (0.153)
Number of functional limitations (0–10)	0.089 (0.025)***	0.093 (0.022)***	0.154 (0.039)***
Number of ADL restrictions (0–6)	0.083 (0.070)	0.024 (0.057)	0.078 (0.078)
Number of IADL restrictions (0–7)	0.419 (0.054)***	0.245 (0.047)***	0.521 (0.136)***
Cognitive functions [0–10 (memory score delayed)]	−0.057 (0.024)***	−0.022 (0.024)	−0.061 (0.033)*
Country dummy			
Ireland	0.335 (0.099)***	−0.836 (0.114)***	−0.603 (0.169)***
France			
Informal care[b]		0.083 (0.021)***	−0.574 (0.292)**
At least one child living less than 5 km[c]			
Yes	0.291 (0.091)***		
No			
The oldest child is a daughter[c]			
Yes	0.167 (0.088)**		
No			
Constant	0.845 (0.197)***	−1.256 (0.189)***	−0.579 (0.377)
F	33.31		
R^2	0.2607	0.2416	

F test on IV: $F(2, 1{,}601) = 8.19$, Prob $> F = 0.0003$

Test of over identifying restrictions: Amemiya–Lee–Newey statistic $\chi^2(1) = 0.00$, p value $= 0.9853$

Wald test of exogeneity: $\chi^2(1) = 7.42$, Prob $> \chi^2 = 0.0065$

Share 2006–2007, France and Ireland, $n = 1{,}624$

Significant at: * 0.1; ** 0.05; *** 0.01

[a] Variable used as proxy for income

[b] Log (1 + annual number of hours)

[c] Instrumental variables

precise estimate of the relationship of formal and informal care in each country. Furthermore, we will include country characteristics where possible, and differences in health systems and approaches or attitudes to informal care giving. The analysis is limited by the data available, and in some cases the sample sizes are too small to infer detailed

Table 4 Need and unmet need for care among people aged 65 and over living at home in Ireland or France

Variable	Ireland ($n = 458$)	France ($n = 1,166$)
Need[a] with at least one functional[b] limitation or ADL[c] or IADL[d]	61.3 [56.9; 65.8]	61.6 [58.8; 64.4]
Unmet need among those needing help	63.0 [57.3; 68.6]	51.4 [47.7; 55.0]

Share 2006–2007, France and Ireland, $n = 1,624$

[a] Difficulty because of a physical, mental, emotional or memory problem that lasts for more than 3 months

[b] Walking 100 m; sitting for about 2 h; getting up from a chair; climbing several flights of stairs without resting; climbing one flight of stairs without resting; stooping, kneeling or crouching; reaching or extending your arms above shoulder level; pulling or pushing large objects; lifting or carrying weights over 10 lb/5 k; picking up a small coin from a table

[c] Dressing; walking across a room; bathing or showering; eating; getting in or out of bed; using the toilet

[d] Using a map; preparing a hot meal; shopping for groceries; making telephone calls; taking medications; doing work around the house or garden; managing money

Table 5 Probability of having unmet need for care among people aged 65 and over living at home in Ireland or France

Variable	Bivariate probit with sample selection	
	Need for care	Unmet need among those needing care
Age		
65–69		
70–74	0.227 (0.094)***	0.213 (0.132)
75–79	0.528 (0.106)***	−0.048 (0.141)
80+	0.922 (0.116)***	−0.121 (0.148)
Gender		
Male	−0.457 (0.080)***	0.200 (0.108)*
Female		
Household		
Lives alone		
Lives with spouse only	0.214 (0.097)**	0.025 (0.119)
Lives with spouse and others	0.140 (0.170)	0.181 (0.245)
Lives with others only	0.007 (0.191)	−0.192 (0.209)
Years of education	−0.020 (0.010)**	0.005 (0.013)
Difficulties making ends meet[a]		
Yes	0.287 (0.093)***	0.254 (0.111)**
No		
Missing	0.029 (0.099)	0.027 (0.129)
Number of symptoms (0–12)	0.370 (0.030)***	
Number of chronic conditions (0–15)	0.202 (0.032)***	
Number of functional limitations (0–10)		−0.068 (0.028)***
Number of ADL restrictions (0–6)		−0.126 (0.079)
Number of IADL restrictions (0–7)		−0.684 (0.070)***
Cognitive functions [0–10 (memory score delayed)]	−0.079 (0.020)***	
Country dummy		
Ireland	0.358 (0.087)***	0.446 (0.110)***
France		
Constant	−0.665 (0.170)***	0.291 (0.236)

Log pseudo-likelihood = −1255.8

$\rho(1.2) = 0.349$ (0.142)

LR Test ($\rho = 0$): $\chi^2(1) = 4.73$, Prob > $\chi^2 = 0.0296$

Share 2006–2007, France and Ireland, $n = 1,624$

Significant at: * 0.1; ** 0.05; *** 0.01

[a] Variable used as proxy for income

results, for example the number of people 85+ in the survey is quite low in Ireland. It is hoped that by using wave 3 of the data we can analyse the process of moving into formal care, particularly for those who do not benefit from informal care.

Acknowledgments Funding gratefully acknowledged from CNSA (Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie). This paper uses data from SHARE release 2.3.0, as of 13 November 2009. SHARE data collection in 2004–2007 was primarily funded by the European Commission through its 5th and 6th framework programmes (project numbers QLK6-CT-2001- 00360, RII-CT- 2006-062193, CIT5-CT-2005-028857). Additional funding was by the US National Institute on Aging (Grant numbers U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, Y1-AG-4553-01, OGHA 04-064, R21 AG025169). Irish SHARE sample was collected with the funding support of the Irish Research Council for Humanities and Social Sciences.

References

1. Bonsang, E.: Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? J. Health Econ. **28**, 143–154 (2009)
2. Bolin, K., Lindgren, B., Lundborg, P.: Informal and formal care among single-living elderly in Europe. Health Econ. **17**, 393–409 (2008)
3. Van Houtven, C.H., Norton, E.C.: Informal care and health care use of older adults. J. Health Econ. **23**, 1159–1180 (2004)
4. Pla, A.: Bilan démographique 2007. Des naissances toujours très nombreuses. INSEE Première. **1170** (2008)
5. Robert-Bobée, I.: Projections de population pour la France métropolitaine à l'horizon 2050. La population continue de croître et le vieillissement se poursuit. INSEE Première. **1089** (2006)
6. Robert-Bobée, I.: Projections de population 2005–2050. Vieillissement de la population en France métropolitaine. Economie et Statistique **408–409**, 95–112 (2007)
7. Cambois, E., Clavel, A., Romieu, I., Robine, J.: Trends in disability-free life expectancy at age 65 in France: consistent and diverging patterns according to the underlying disability measure. Eur. J. Ageing **5**, 287–298 (2008)
8. Organisation for Economic Cooperation and Development: Projecting OECD health and long-term care expenditures: what are the main drivers? OECD Economic Department, Paris (2006)
9. Joël, M.E.: Les conditions de vie des personnes âgées vivant à domicile d'après l'enquête HID. Revue Française des Affaires Sociales **1–2**, 103–122 (2003)
10. Portrait, F., Lindeboom, M., Deeg, D.: The use of long-term care services by the Dutch elderly. Health Econ. **9**, 513–531 (2000)
11. Breuil-Genier, P.: Caring for the dependent elderly: more informal than formal. INSEE Studies **39**, 1–22 (1999)
12. Norton, E.C.: Long-term care. In: Culyer, A.J., Newhouse, J.P. (eds.) Handbook of Health Economics. Elsevier Science, Amsterdam (2000)
13. Organisation for Economic Cooperation, Development: Long-term care for older people. OECD Publishing, Paris (2005)
14. Gaymu, J., Ekamper, P., Beets, G.: Future trends in health and marital status: effects on the structure of living arrangements of older Europeans in 2030. Eur. J. Ageing **5**, 5–17 (2008)
15. Pickard, L., Wittenberg, R., Comas-Herrera, A., Davies, B., Darton, R.: Relying on informal care in the new century? Informal care for elderly people in England to 2031. Ageing Soc. **20**, 745–772 (2000)
16. Spillman, B.C., Pezzin, L.E.: Potential and active family caregivers: changing networks and the "sandwich generation". Millbank Q **78**, 347–374 (2000)
17. Mercer Ltd.: Study to Examine the Future Financing of Long-term Care in Ireland. Department of Social and Family Affairs, Dublin (2002)
18. Espagnol, P., Lo, S.H., Debout, C.: L'allocation personnalisée d'autonomie et la prestation de compensation du handicap au 30 juin 2008. DREES Etudes et Résultats. **666** (2008)
19. Da Roit, B., Le Bihan, B., Österle, A.: Long-term care policies in Italy, Austria and France: variations in cash-for-care schemes. Soc. Pol. Adm. **41**, 653–671 (2007)
20. Vasselle, A.: Rapport d'information fait au nom de la mission commune d'information sur la prise en charge de la dépendance et la création du cinquième risque. Sénat, Paris (2008)
21. Grossman, M.: On the concept of health capital and demand for health. J. Political Econ. **80**, 223–255 (1972)
22. Staiger, D., Stock, J.: Instrumental variables regression with weak instruments. Econometrica **65**, 557–586 (1997)
23. Kemper, P., Weaver, F., Short, P.F., Shea, D., Kang, H.: Meeting the need for personal care among the elderly: does Medicaid home care spending matter? Health Serv. Res. **43**, 344–362 (2008)
24. Greene, W.: Econometric Analysis, 5th edn. Prentice Hall, New Jersey (2003)
25. Davin, B., Paraponaris, A., Verger, P.: Socioeconomic determinants of the need for personal assistance reported by community-dwelling elderly. Empirical evidence from a French national health survey. J. Socio-Econ. **38**, 138–146 (2009)
26. Börsch-Supan, A., Jürges, H. (eds.): The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe–Methodology. MEA, Mannheim (2005)
27. Hank, K., Schaan, B.: Cross-national variations in the correlation between frequency of prayer and health among older Europeans. Res. Aging **30**, 36–54 (2008)
28. Litwin, H., Sapir, E.: Perceived income adequacy among older adults in 12 countries: findings from the survey of health, ageing, and retirement in Europe. The Gerontologist. **49**, 397–406 (2009)
29. Litwin, H., Sapir, E.: Forgone health care due to cost among older adults in European countries and in Israel. Eur. J. Ageing **6**, 167–176 (2009)
30. Kim, S., Egerter, S., Cubbin, C., Takahashi, E.R., Braveman, P.: Potential implications of missing income data in population-based surveys: an example from a postpartum survey in California. Public Health Rep. **122**, 753–763 (2007)
31. Barnes, L., Mendes de Leon, C., Bienias, J., Evans, D.: A longitudinal study of Black–White differences in social resources. J. Gerontol. Ser. B: Psychol Sci. Soc. Sci. **59**, S146–S153 (2004)
32. Eng, K., Feeny, D.: Comparing the health of low income and less welleducated groups in the United States and Canada. Popul. Health Metr. (2007) doi:10.1186/1478-7954-1185-1110
33. McGarry, K., Schoeni, R.: Transfer behaviour in the health and retirement study: measurement and the redistribution of resources within the family. J. Hum. Resour. **30**, S184–S226 (1995)
34. Subramanian, S.V., Lochner, K., Kawachi, I.: Neighborhood differences in social capital in the US: compositional artefact or a contextual construct? Health Place **9**, 33–44 (2003)
35. Gannon, B.: The influence of economic incentives on reported disability status. Health Econ. **18**, 743–759 (2009)
36. Greve, J.: Obesity and labour market outcomes in Denmark. Econ. Hum. Biol. **6**, 350–362 (2008)
37. Park, C., Kang, C.: Does education induce healthy lifestyle? J. Health Econ. **27**, 1516–1531 (2008)

38. Albertini, M., Kohli, M., Vogel, C.: Intergenerational transfers of time and money in European families: common patterns—different regimes? J. Eur. Soc. Pol. **17**, 319–334 (2007)
39. Motel-Klingebiel, A., Tesch-Roemer, C., Von Kondratowitz, H.J.: Welfare states do not crowd out the family: evidence for mixed responsibility from comparative analyses. Ageing Soc. **25**, 863–882 (2005)
40. Hurd, M., McGarry, M.: Medical insurance and the use of health care services by the elderly. J. Health Econ. **16**, 129–154 (1997)
41. Weaver, F., Stearns, S.C., Norton, E.C., Spector, W.: Proximity to death and participation in the long-term care market. Health Econ. **18**, 867–883 (2008)

Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire[79]

par Bérengère Davin, Alain Paraponaris, Pierre Verger

Résumé

Une personne sur quatre, âgée de 60 ans ou plus, et vivant à domicile, reçoit une aide humaine pour la réalisation des activités de la vie quotidienne. Dans 75% des cas, cette aide provient, en tout ou partie, de l'entourage. Outre l'état de santé et la sévérité de la perte d'autonomie, elle dépend de l'insertion sociofamiliale et du statut socioéconomique. Elle représenterait 63,5 % des 9,6 milliards d'euro à consacrer à l'aide aux personnes âgées en domicile ordinaire.

Abstract

One elderly out of four aged 60 or older living in the community receives personal assistance with activities of daily living. Care is provided in 75% of cases by relatives. The use of informal care is explained by the health status and the functional decline but also by the sociofamilial integration and the socioeconomic status. It would represent 63.5% of the 9.6 billion euro to be funded for the personal care of elderly living in the community.

Les évolutions démographiques et sociales liées au vieillissement de la population posent la question du financement et de l'organisation de l'aide et des soins de longue durée à apporter aux personnes âgées (Karlsson *et al.*, 2006). Actuellement, le total des dépenses consacrées à ces soins représente 1,1 % du PIB en France. Les projections suggèrent que leur part pourrait atteindre entre 2 et 2,8 % en 2050, sous l'effet de différents facteurs (OCDE, 2006). D'un côté, l'augmentation du nombre de personnes souffrant de polypathologies, de maladies chroniques, ayant besoin d'aide pour les activités quotidiennes et leur souhait de continuer à vivre à leur domicile contribuent à accroître la demande de soins de long terme. De l'autre, l'augmentation de l'activité féminine, l'éloignement

79. Cette recherche a bénéficié du soutien financier du programme Jeunes Chercheuses-Jeunes Chercheurs 2006 de l'Agence Nationale pour la Recherche (contrat ANR-06-JCJC-0022-01) et du projet Handicap 2007 du Groupement d'Intérêt Scientifique de l'Institut de Recherches en Santé Publique (CNSA-INSERM-HAS-MiRe-DREES). Bérengère Davin est titulaire d'une allocation de recherche post-doctorale FLARE (*Future Leaders of Ageing Research in Europe*) du programme ERA-AGE (*European Research Area in Ageing*), financée par la Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie (CNSA). Elle remercie particulièrement la Fondation Médéric Alzheimer, qui lui a attribué le Prix de thèse 2008, pour les travaux présentés en partie dans cet article.

géographique entre enfants et parents, la séparation plus fréquente des couples, mais aussi les contraintes budgétaires qui pèsent sur les systèmes de santé, viennent modifier le niveau et les configurations de l'offre d'aide et de soins (Joël, 2007).

Ces changements mettent sous pression les systèmes de santé (Joël et Dufour-Kippelen, 2002), animant le débat portant sur le partage entre financement public et/ou privé de la prise en charge des soins aux personnes âgées dépendantes (Hoerger *et al*., 1996; Norton, 2000; Rice, 1989). Les dépenses publiques de soins de longue durée peuvent être maîtrisées par divers moyens : participation importante des usagers aux coûts (généralement ciblée sur ceux qui peuvent le supporter), limitation de la couverture publique aux personnes à faibles revenus, exclusion ou limitation de la couverture publique pour les personnes ne souffrant que de restrictions légères, prévention. La prise en charge de la dépendance entraîne des coûts pour la collectivité, mais aussi des coûts privés pour les personnes âgées elles-mêmes et leurs familles. Or, ces coûts sont difficiles à évaluer. En France, la considération, notamment économique, de la contribution des aidants informels est quasi-inexistante et sa reconnaissance par la collectivité largement embryonnaire. La majeure partie de l'aide apportée aux personnes âgées vivant à domicile échappe ainsi à toute forme de considération dans les comptes de la dépendance, alors même que les proches sont en première ligne. L'examen de la structure d'aide apportée aux personnes âgées révèle en effet la prédominance de l'aide informelle apportée par l'entourage (Breuil-Genier, 1998; Norton, 2000). La mise en place de l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) en 2002 a induit une plus grande mixité de l'aide, mais elle n'est pas pour autant synonyme de retrait des aidants informels. Pour plus de huit bénéficiaires sur dix, l'APA n'a pas modifié les interventions des proches. Seuls 17 % des bénéficiaires ont vu le contenu de l'aide fournie par leur entourage évoluer. Pour la moitié d'entre eux, l'aide de l'entourage s'est accrue, pour un quart elle s'est transformée, et pour le dernier quart elle s'est restreinte, surtout au niveau des tâches ménagères (Petite et Weber, 2006).

Dans ce contexte, comprendre les facteurs qui déterminent le type d'aide utilisée est important pour projeter les recours futurs et développer des politiques de santé adaptées. Cet article cherche dans cette perspective à identifier ces facteurs dans le contexte français, en utilisant les données de l'enquête Handicaps-Incapacités-Dépendance (HID), qui renseignent sur l'aide reçue (informelle, formelle ou mixte) par les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile. Il essaie ensuite de fournir une valorisation économique de l'implication des aidants informels auprès de ces personnes.

1. Méthodes

1.1. Données

L'enquête HID vise à mesurer le retentissement des problèmes de santé sur la vie quotidienne et la vie sociale des personnes (Mormiche, 2003). Elle s'est déroulée en deux étapes. Dans un premier temps, un questionnaire-filtre sur la santé (enquête Vie Quotidienne et Santé) a été remis à 400 000 individus lors du recensement général de la population française de 1999. L'échantillon de l'enquête HID a ensuite été tiré à partir de taux de sondage allant de 1/15 000 parmi les personnes ne présentant aucun handicap à 1/440 parmi celles souffrant d'un handicap sévère. Au total, 16 945 individus de tous âges vivant à domicile ont été interrogés. Le questionnaire couvre un certain nombre d'informations sociodémographiques (composition du ménage, niveau d'éducation, revenu), une description des conditions de vie (aide reçue, équipement de la maison, usage de dispositifs techniques) ainsi que des données sur l'état de santé (déficiences, incapacités et handicaps).

L'échantillon a été pondéré - selon l'âge, le sexe et le niveau d'incapacité - de manière à le rendre représentatif de la population française. Ainsi les individus âgés de 60 ans et plus enquêtés (n = 8 769) sont représentatifs des 11,6 millions de personnes du même âge vivant en domicile ordinaire. Dans ce travail, on ne considère que les personnes âgées ayant déclaré recevoir de l'aide, en raison de problèmes de santé, pour les activités essentielles de la vie quotidienne (n = 2 277). On distingue six activités de la vie quotidienne personnelles (AVQ : faire sa toilette, s'habiller, aller et utiliser les toilettes, se nourrir, se déplacer du lit ou du fauteuil, sortir du domicile - Katz et al., 1963), et trois activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ : faire les courses, préparer les repas, faire les tâches ménagères - Lawton et Brody, 1969).

1.2. Modèle

Chaque personne interrogée peut recevoir une aide exclusivement informelle, lorsque seul son entourage (famille, amis, voisins) intervient ; elle peut bénéficier d'une aide exclusivement formelle, lorsque des professionnels sont l'unique source d'aide ; elle peut enfin recevoir une aide mixte lorsque les deux types d'aide se coordonnent. Dans le modèle estimé, la variable dépendante a ainsi trois modalités non ordonnées et mutuellement exclusives, ce qui requiert l'estimation d'un modèle à choix discrets prenant la forme d'un modèle probit où c'est la probabilité d'avoir recours à un type d'aide plutôt qu'un autre qui se trouve expliquée.

Parmi les variables explicatives figurent l'âge (60-64 ans, 65-69 ans, 70-74 ans, 75-79 ans, 80-84 ans, 85 ans et plus), le sexe, le niveau d'éducation (avoir ou non un diplôme quelque soit son degré - primaire, secondaire ou universitaire), le revenu par unité de consommation (inférieur au minimum vieillesse de 540 euro en 1999, compris entre une et deux fois ce montant, supérieur à deux fois ce montant) et la zone d'habitation (rurale ou urbaine - qui peut servir de marqueur de l'offre collective de services et de professionnels disponibles, les organismes et réseaux d'aide étant plus nombreux et développés dans les zones urbaines de taille importante). Le réseau de proches potentiellement disponible est mesuré par la présence d'un conjoint, la présence d'autres personnes au sein du ménage, le nombre de fils, de filles et de frères et sœurs. Sont retenus comme facteurs marqueurs de l'état de santé, le nombre de déficiences dont souffrent les personnes, le nombre d'AVQ et d'AIVQ pour lesquelles elles ont déclaré avoir besoin d'aide.

1.3. Evaluation des coûts

L'évaluation économique de l'aide apportée aux personnes âgées se fait en deux étapes. La première consiste à estimer le nombre d'heures d'aide apportées aux personnes. La seconde convertit ces volumes horaires en coûts monétaires en appliquant un taux de salaire horaire, selon la méthode des *biens proxy.*

A l'origine, les données de l'enquête HID ne contiennent aucune information sur le nombre d'heures d'aide reçue par les personnes âgées. Afin de quantifier les efforts faits par les aidants, par l'entourage des personnes âgées notamment, les informations disponibles sur l'aide dans l'enquête ont été converties en volumes horaires, à partir d'une méthodologie établie par des experts du champ médico-social (Pampalon *et al*., 1991). Ceux-ci ont défini le nombre d'heures d'aide hebdomadaires nécessaires à l'accomplissement des différentes AVQ et AIVQ[80]. L'enquête HID permet en outre de distinguer la qualité de l'aidant, formel ou informel.

On se sert ensuite de ces volumes horaires pour parvenir à une évaluation monétaire de l'implication des aidants auprès des personnes âgées, selon la méthode dite des *biens proxy*, également appelée méthode des coûts de remplacement (van den Berg *et al.*, 2004). Cette méthode permet d'évaluer sous forme monétaire le temps consacré à apporter de l'aide informelle en fonction du salaire sur le marché du travail. Bien que présentant plusieurs inconvénients (van den Berg et al., 2004), la méthode des *biens proxy* permet d'obtenir assez simplement une évaluation du coût de l'aide informelle. Cependant, comme toute valorisation monétaire d'un objet qui ne s'insère pas dans le cadre d'un échange

80. D'après cette méthodologie, une personne ayant besoin d'aide pour faire sa toilette nécessite 4 heures d'aide par semaine ; pour s'habiller : 4,67 heures ; pour aller aux toilettes : 7 heures ; pour s'alimenter : 14 heures ; pour s'asseoir ou se lever du lit ou du fauteuil : 4,67 heures ; pour faire les courses : 3,25 heures ; pour préparer les repas : 7 heures ; pour faire les tâches ménagères : 13 heures et pour sortir du domicile : 3,5 heures (Pampalon et al., 1991).

monétaire, tels que le travail domestique ou le bénévolat, les résultats sont à interpréter avec précaution (Prouteau et Wolff, 2004). Dans ce travail, les heures d'aide fournies par les aidants formels et informels ont été valorisées à hauteur du SMIC horaire sans réduction de charge pour l'employeur en 1999, soit 11,05 euro. L'idéal eût été de disposer du salaire d'un *bien proxy* équivalent à l'aide informelle, par exemple, le salaire d'une aide ménagère professionnelle. Mais dans les faits, les conditions de rémunération de ce type d'acteurs de l'aide à domicile apparaissent proches du SMIC horaire. Cette option permet par ailleurs de donner une évaluation économique basse de la contribution des aidants informels. Cette évaluation constitue ainsi le scenario le plus optimiste quant au coût de remplacement des aidants informels.

2. Résultats

2.1. Caractéristiques de l'échantillon

Les caractéristiques de l'échantillon des personnes âgées de 60 ans et plus, vivant à domicile et recevant de l'aide pour les AVQ et AIVQ, sont présentées dans le tableau 1. Plus de 60 % des individus sont âgés de 75 ans et plus, dont 30 % ont au moins 85 ans. Les hommes constituent un tiers de l'échantillon. La moitié des individus vit avec son conjoint, et un quart avec un autre membre au sein du ménage. Environ un tiers n'a pas de descendance ni de fratrie.

VARIABLE	Modalités	Aide informelle	Aide formelle	Aide mixte	Ensemble
Age	*60-64 ans*	14,5	4,4	3,5	9,8
	65-69 ans	17,3	7,1	7,0	12,7
	70-74 ans	16,3	12,8	11,9	14,5
	75-79 ans	20,6	20,4	17,6	20,0
	80-84 ans	10,1	19,0	17,6	13,8
	85 ans et plus	21,2	36,2	42,4	29,1
Sexe	*Homme*	44,5	19,5	25,5	34,5
	Femme	55,5	80,5	74,5	65,5
En couple	*Oui*	61,9	30,0	39,9	49,5
	Non	38,1	70,0	60,1	50,5
Autres personnes dans le ménage	*Oui*	32,8	8,8	25,6	25,2
	Non	67,2	91,2	74,4	74,8
Nombre de fils	*Aucun*	31,1	44,1	36,0	35,4
	Un	33,6	28,2	35,5	32,6
	Deux	21,5	17,3	18,2	19,8
	Trois et plus	13,8	10,4	10,3	12,2
Nombre de filles	*Aucun*	25,0	45,1	33,9	31,9
	Un	33,1	28,5	35,6	32,4
	Deux	26,7	17,6	20,5	23,2
	Trois et plus	15,2	8,8	10,0	12,5

Nombre de frères et sœurs	*Aucun*	28,5	43,1	44,1	35,2
	Un	26,3	28,2	26,1	26,7
	Deux	22,9	12,5	15,9	18,9
	Trois et plus	22,3	16,2	13,9	19,2
Diplôme	*Oui*	49,1	61,0	57,6	53,8
	Non	50,9	39,0	42,4	46,2
Revenu par unité de consommation (euro 1999)	*RUC ≤ 540*	16,8	17,9	19,1	17,5
	540 < RUC ≤ 1080	56,8	48,1	50,5	53,4
	RUC > 1080	26,4	34,0	30,4	29,1
Lieu de résidence	*Rural*	38,0	24,8	33,6	33,8
	Urbain	62,0	75,2	66,4	66,2
Nombre de déficiences	*Une*	13,5	10,2	9,4	11,8
	Deux	22,0	23,5	22,4	22,4
	Trois	25,6	25,2	23,2	25,1
	Quatre	16,9	20,8	18,5	18,2
	Cinq et plus	22,0	20,3	26,5	22,5
Nombre de besoins pour les AVQ	*Aucun*	44,6	63,5	22,2	45,2
	Un	31,3	16,7	23,6	26,1
	Deux et plus	24,1	19,8	54,2	28,7
Nombre de besoins pour les AIVQ	*Aucun*	10,5	11,3	5,2	9,7
	Un	46,4	63,9	18,8	45,6
	Deux et plus	43,1	24,8	76,0	44,7

Tableau 1. Caractéristiques des personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile et recevant de l'aide pour les AVQ et AIVQ (HID 99, n=2 277)

Plus de 50 % ont un diplôme, mais près de deux personnes sur dix vivent avec un revenu individuel inférieur au montant du minimum vieillesse. Un tiers vit en milieu rural. Quatre personnes sur dix ont déclaré souffrir d'au moins quatre déficiences. Plus de la moitié des individus ont besoin d'aide pour une ou plusieurs des AVQ considérées. Cette proportion s'élève à 90 % pour les AIVQ. La comparaison des personnes en fonction du type d'aide reçue (informelle, formelle ou mixte) fait apparaître une proportion plus importante de personnes âgées de 80 ans et plus, de femmes, de personnes moins entourées (par la présence d'un conjoint, d'autres personnes dans le ménage, d'enfants ou de frères et sœurs), de personnes diplômées ou ayant des ressources élevées, de personnes vivant en milieu urbain, et de personnes en mauvaise santé, parmi les personnes bénéficiant de l'intervention de professionnels, de façon exclusive ou mixte.

2.2. Type d'aide reçue et facteurs associés

D'après les données de l'enquête HID, l'aide apportée aux personnes âgées provient exclusivement de l'entourage dans 55 % des cas, uniquement de professionnels dans 25 % des cas et des deux sources d'aide dans deux cas sur dix (figure 1). Le type d'aide reçue évolue avec le degré de sévérité de la dépendance, mesuré par le nombre de besoins pour les AVQ et AIVQ. Alors

que près de 60 % des personnes qui ont déclaré avoir besoin d'aide pour une seule de ces activités reçoivent une aide informelle, cette proportion diminue au fur et à mesure que le nombre de besoins augmente : elle n'est plus que de 45 % pour les personnes ayant six besoins et de 30 % pour celles ayant besoin d'aide pour les neuf activités retenues. Inversement, la part de l'aide mixte croît avec la sévérité de la dépendance. Respectivement 20 % des personnes ayant besoin d'aide pour deux activités, 35 % de celles ayant cinq besoins, et 60 % de celles ayant neuf besoins bénéficient d'une aide mixte. Enfin, la proportion de personnes recevant exclusivement de l'aide formelle est plus importante lorsque le nombre de besoins est plus faible.

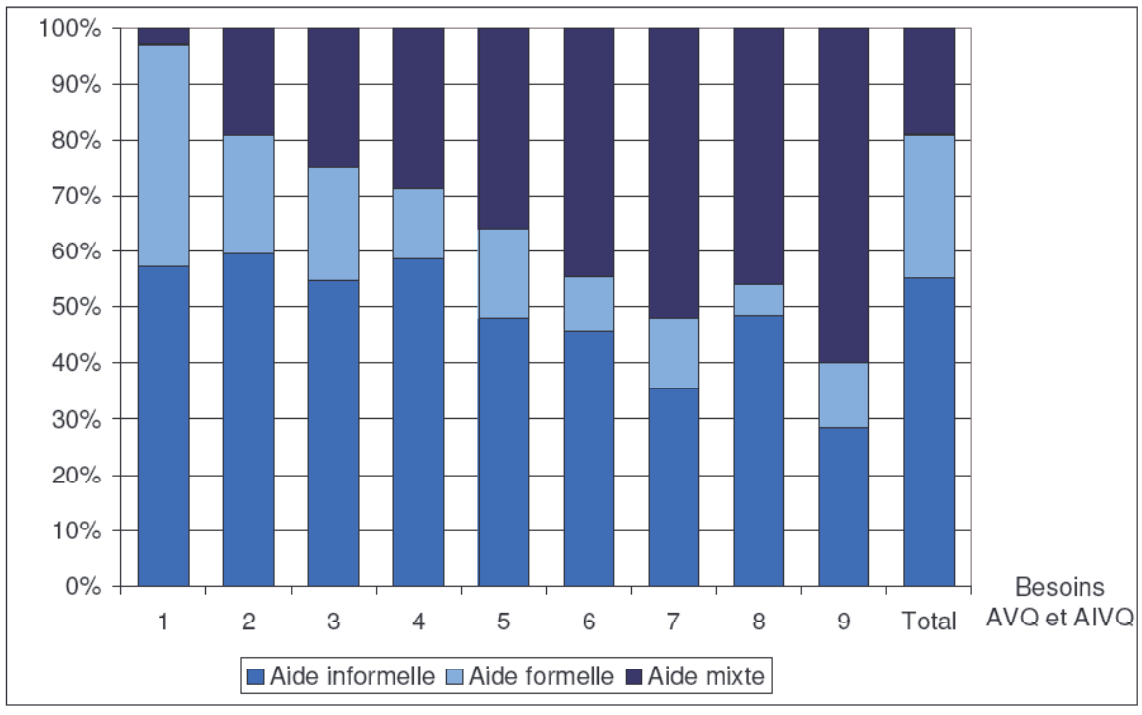


Figure 1. Type d'aide reçue par les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile en fonction du nombre de besoins pour les AVQ et AIVQ (HID 99, n=2 277)

La probabilité de recevoir une aide exclusivement informelle, par rapport à une aide mixte, diminue avec l'avancée en âge et la sévérité de la dépendance, mesurée par le nombre de besoins pour les AVQ et AIVQ (tableau 2). En revanche, elle augmente avec la présence et l'étendue du réseau familial (présence d'un conjoint et/ou d'autres personnes au sein du ménage, nombre de filles et de frères et soeurs). Les hommes âgés sont plus susceptibles d'être aidés uniquement par leur entourage, de même que les personnes non diplômées. La probabilité de bénéficier d'une aide exclusivement formelle diminue lorsque les besoins d'aide sont plus nombreux, lorsque les personnes ont un entourage familial relativement important, lorsqu'elles ne disposent que de faibles revenus ou vivent en milieu rural.

VARIABLE	*Modalités*	Aide informelle seule	Aide formelle seule
Age	*60-64 ans*	Réf	Réf
	65-69 ans	ns	ns
	70-74 ans	---	ns
	75-79 ans	----	ns
	80-84 ans	----	ns
	85 ans et plus	----	ns
Sexe	*Homme*	++++	ns
	Femme	Réf	Réf
En couple	*Oui*	++++	----
	Non	Réf	Réf
Autres personnes dans le ménage	*Oui*	++++	----
	Non	Réf	Réf
Nombre de fils		ns	ns
Nombre de filles		+++	--
Nombre de frères et sœurs		++	ns
Diplôme	*Oui*	Réf	Réf
	Non	++++	ns
Revenu par unité de consommation (euro 1999)	*RUC ≤ 540*	ns	-
	540 < RUC ≤1080	ns	ns
	RUC > 1080	Réf	Réf
Lieu de résidence	*Rural*	ns	-
	Urbain	Réf	Réf
Nombre de déficiences		ns	ns
Nombre de besoins pour les AVQ		----	----
Nombre de besoins pour les AIVQ		----	----

Tableau 2. Facteurs associés au type d'aide reçue parmi les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (HID 99, n=2 277, modèle probit multinomial)

Contribution positive et statistiquement significative à : 10% : +, 5% : ++, 1% : +++, 0,1% : ++++
Contribution négative et statistiquement significative à : 10% : -, 5% : --, 1% : ---, 0,1% : ----
Contribution statistiquement non-significative : ns

2.3. Evaluation économique de l'aide apportée

La valorisation monétaire de l'aide apportée, par application du coût horaire du SMIC sans réduction de charges en 1999 (soit 11,05 euro) révèle l'importance de l'effort financier consenti par les proches pour subvenir aux besoins d'aide des personnes âgées vivant en domicile ordinaire (tableau 3). Il apparaît, d'après les calculs faits selon la méthode des *biens proxy*, que cette aide représenterait entre 5,8 et 6,6 milliards d'euro, dans un total compris entre 9 et 10,4 milliards d'euro. Pour un euro d'aide formelle valorisée, près de deux euro seraient nécessaires à la provision d'aide informelle.

	SMIC horaire
Aide informelle	6,1 [5,8; 6,6]
Aide formelle	3,5 [3,2; 3,8]
Total	**9,6 [9,0; 10,4]**

Tableau 3. Evaluation économique de l'aide apportée aux personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile (calculs à partir des données HID 99, milliards d'euro, [intervalle de confiance à 95%]).

3. Discussion

3.1. Aide informelle, formelle ou mixte

La répartition des différents types d'aide au sein de la population âgée, obtenue à partir des données de l'enquête HID, s'accorde avec les travaux de la littérature. Ainsi, dans une étude canadienne menée parmi les personnes âgées de 65 ans et plus vivant à domicile et recevant de l'aide pour les AVQ et AIVQ, le partage était le suivant : 42 % ont reçu exclusivement une aide informelle, 34 % une aide formelle et 24 % une aide mixte (Carrière et al., 2002). En Suède, une étude portant sur les personnes de 75 ans et plus, vivant à domicile et recevant de l'aide pour les ADL, a abouti à une répartition de 45 % pour l'aide informelle, 15 % pour l'aide formelle et 40 % pour l'aide mixte (Hellstrom et Hallberg, 2004). D'autres études, en France (Breuil-Genier, 1998) ou à l'étranger (Hébert *et al.*, 2001; Norton, 2000), ont montré que la part de l'aide informelle représentait entre deux tiers et trois quarts de l'aide apportée aux personnes âgées, de façon exclusive ou mixte. D'après les données HID, le partage se modifie néanmoins avec le degré de sévérité de la dépendance : plus ce dernier est important, plus l'aide apportée devient de moins en moins exclusivement informelle et fait intervenir de pair l'entourage et les aidants professionnels (Désesquelles et Brouard, 2003 ; Dutheil, 2001).

3.2. Facteurs associés et inégalités sociales

Comme l'ont mis en évidence de précédents travaux, les résultats de l'analyse économétrique font ressortir le rôle de l'état de santé, fonctionnel notamment, de l'âge et du sexe sur le type d'aide reçue (Breuil-Genier, 1998; Carrière et al., 2006). Plus les personnes cumulent des difficultés à réaliser les activités de la vie quotidienne, plus leur probabilité de recevoir l'aide couplée de l'entourage et de professionnels augmente. La fragilité et les limitations fonctionnelles s'amplifiant avec l'âge, y compris pour les conjoints qui apportent une aide informelle, les plus âgés ont plus souvent recours à l'aide de professionnels (Portrait *et al.*, 2000). Compte tenu du partage des tâches ménagères entre les hommes et les femmes dans la population âgée, la probabilité qu'une personne a d'être aidée, par son

conjoint notamment, est supérieure pour les hommes (Katz *et al*., 2000; Portrait *et al*., 2000). Par conséquent, les femmes, lorsqu'elles sont dépendantes, ont plus fréquemment recours à l'intervention de professionnels, à cause notamment de différences de besoins, de disponibilité du conjoint, de normes culturelles et de préférences (Mutchler et Bullers, 1994).

La littérature a également explicité le lien entre caractéristiques socioéconomiques et type d'aide reçue. Les personnes diplômées ont une plus forte probabilité de bénéficier d'une aide formelle ou mixte (Breuil-Genier, 1998). Plusieurs explications ont été avancées. Les personnes instruites sont plus susceptibles d'avoir des enfants instruits, pour qui les coûts d'opportunité pour fournir de l'aide informelle sont plus importants (Portrait *et al.*, 2000). Elles peuvent aussi davantage tenir à demeurer indépendantes de leurs enfants et se sentir plus à l'aise de faire appel à des services professionnels ou de payer pour en obtenir. De l'autre côté, les personnes âgées moins instruites peuvent avoir un moindre accès à l'information concernant les services disponibles, ou être plus hésitantes à recourir au réseau formel (Portrait *et al.,* 2000). L'impact négatif d'un faible revenu sur la probabilité de recevoir de l'aide formelle semble mettre en évidence des inégalités de recours aux services professionnels. N'y ont accès que celles dotées de suffisamment de ressources pour payer de leur poche l'intervention de professionnels. Les précédentes études n'ont pas toujours réussi à mettre en évidence un effet revenu. Il semble que les personnes âgées dépendantes fassent généralement appel à des professionnels si elles sont soit suffisamment pauvres pour pouvoir bénéficier d'une aide publique, soit suffisamment riches pour payer cette aide de leur poche (Breuil-Genier, 1998; Portrait *et al.*, 2000).

L'existence et la disponibilité de l'entourage sont parmi les facteurs les plus importants pour expliquer le type d'aide reçue. Les personnes seules au sein des ménages, ne pouvant s'appuyer sur l'aide de leur conjoint, de leurs enfants ou d'autres personnes, sont plus souvent amenées à recourir à des professionnels. Parmi les aidants informels potentiels, le nombre d'enfants joue un rôle majeur (Carrière et al., 2006). De même, l'offre collective de services d'aide semble jouer un rôle dans le type d'aide reçue. Le lieu de résidence, rural ou urbain, a été utilisé comme variable *proxy* servant à mesurer l'étendue des services professionnels disponibles (Portrait et al., 2000), qui sont en général moins présents ou accessibles en zone rurale. D'après les résultats obtenus, vivre en milieu rural est négativement associé à la probabilité de recevoir de l'aide formelle, soulevant le problème des inégalités d'accès et de recours aux soins de longue durée dans les territoires isolés.

3.3. Valorisation économique de l'aide apportée.

La monétarisation de l'aide informelle est un exercice qui souffre d'un certain nombre d'écueils méthodologiques renvoyant plus généralement aux problèmes

posés par l'évaluation monétaire d'activités non marchandes (Prouteau et Wolff, 2004). Les calculs, faits à partir des données HID en utilisant la méthode des biens *proxy*, offrent cependant l'opportunité de donner une première quantification des coûts supportés indirectement par les aidants informels. Les résultats chiffrent à plus de six milliards d'euro (sur la base du SMIC horaire) l'aide apportée par les proches aux personnes âgées vivant à domicile, pour un certain nombre d'activités quotidiennes. D'après le chiffrage effectué par la Cour des Comptes, l'ensemble des dépenses au bénéfice des personnes âgées dépendantes était de l'ordre de 15,5 milliards d'euro en 2003, dont quatre milliards d'euro liés aux aides publiques spécifiquement consacrées à la compensation de la perte d'autonomie et onze milliards d'euro pour les autres dépenses publiques dont bénéficient les personnes âgées dépendantes (au travers de l'assurance-maladie notamment). Plus récemment, les dépenses au titre de l'APA à domicile ont représenté près de trois milliards d'euro en 2006 (Espagnol, 2007), montant finalement assez proche de la valorisation monétaire des heures d'aide formelle, estimée à 3,5 milliards d'euro pour 1999, à partir du SMIC horaire. Mais, il est aussi près de deux fois moins élevé que le coût estimé de l'aide informelle.

Aux Etats-Unis, des travaux ont évalué à environ 257 milliards de dollars le montant des aides fournies de façon informelle par les proches des personnes âgées alors que le financement des institutions représentait 83 milliards de dollars et celui des soins à domicile 32 milliards (Arno et al., 1999; Cowan et al., 2002; LaPlante et al., 2002). L'aide informelle est présentée communément comme une option de prise en charge peu onéreuse, en tout cas bien moins coûteuse que celle consistant à rémunérer une aide professionnelle (O'Shea et Blackwell, 1993). Mieux, la disponibilité d'une épouse comme aidant principal générait une économie annuelle moyenne de plus de 21 600 euro par personne dépendante aidée dans les dépenses de soins de longue durée de quinze pays de l'OCDE en 1995 (Yoo et al., 2004). En France, le coût annuel de la prise en charge d'une personne dépendante à domicile serait de 14 700 euro (Cour des Comptes, 2005), celui d'une personne souffrant de la maladie d'Alzheimer en ménage ordinaire de l'ordre de 15 000 euro, contre 21 000 à 24 500 euro en institution (Caisse des Dépôts et Consignations, 2003). L'explication tient dans le fait que, dans la prise en charge à domicile, le temps d'aide informelle est beaucoup plus important que le temps d'aide professionnelle, et que son coût apparent est nul.

Or, aider n'est pas neutre pour les familles. La littérature sur ce sujet fait notamment état des coûts liés à l'emploi, qu'il s'agisse de la perte de productivité pour les employeurs ou de la perte de revenus pour les salariés qui viennent en aides (Lai et Leonenko, 2007). Les coûts financiers peuvent être importants, surtout si les aidants sont obligés de diminuer leur temps de travail, d'interrompre leur carrière ou d'anticiper leur départ en retraite afin d'apporter leur aide (Carmichael et Charles, 2003; Heitmueller et Inglis, 2007). Le temps nécessaire pour prendre

soin d'une personne âgée fragile dépasse souvent un emploi à temps plein (Schulz et al., 2003), obligeant les aidants informels à procéder à des arbitrages. Certaines études américaines (National Alliance for Caregiving, 1997) montrent à ce titre que 11 % des aidants informels ont dû interrompre momentanément leur activité pour fournir de l'aide à une personne dépendante et 7 % ont réduit leur temps de travail ; 10 % ont cessé définitivement toute activité ; 3 % ont été amenés à refuser une promotion et 39 % ont dû répéter les périodes d'absence. Ces pertes de productivité ont été évaluées à 11,4 milliards de dollars. Enfin et surtout, apporter une aide informelle peut aussi avoir des répercussions sur l'état de santé physique, affectif et psychologique des aidants (Heitmueller et Inglis, 2007; Joël *et al.*, 2000; Navaie-Waliser *et al.*, 2002; Schulz et Beach, 1999).

Conclusion

Ce travail constitue une contribution visant à mieux appréhender les facteurs influençant la nature de l'aide reçue par les personnes âgées vivant en domicile ordinaire et à délimiter les ordres de grandeur financière associables aux différents types d'intervention humaine. Il reste cependant soumis à un certain nombre de limites qui doivent être considérées notamment pour modérer l'exploitation des résultats. Tout d'abord, il est soumis à un effet de sélection d'échantillon, puisque seules les personnes vivant à domicile sont considérées ici. Or, des travaux ont montré que l'institutionnalisation dépend notamment de la perception par l'entourage des personnes dépendantes des problèmes rencontrés dans la vie quotidienne et du type d'aide reçue à domicile (Andrieu *et al*., 1997; Gramain, 1997). L'isolement socio-familial est associé à un plus fort risque d'institutionnalisation, toutes choses égales par ailleurs (Metzger *et al.*, 1997). De plus, certaines informations pouvant expliquer le recours à un type d'aide particulier sont absentes des données de l'enquête HID et donc des analyses présentées. Il est fort probable que la connaissance du patrimoine des personnes âgées, de la proximité géographique entre les personnes et leur entourage - leurs enfants notamment -, de l'offre de services d'aide existant dans l'environnement (la commune) des personnes enquêtées, auraient permis d'avoir une appréciation plus précise des phénomènes en jeu. Enfin, cette analyse ne prend pas en compte la possible endogénéité de certaines des variables, notamment la composition du ménage et l'état de santé (Portrait *et al.*, 2000). La recohabitation (Eideliman et Gojard, 2008) et l'évolution de la dépendance sont ainsi vraisemblablement influencés par l'aide reçue. Pour mieux comprendre l'articulation et la dynamique entre l'aide formelle et informelle, il faudrait de ce point de vue disposer de données longitudinales. L'exercice de valorisation monétaire présente également plusieurs limites, inhérentes aux méthodes d'estimation et aux hypothèses parfois fortes posées pour établir les calculs. A cet effet, l'estimation effectuée sous-évalue certainement les coûts réels de l'aide formelle et informelle.

Malgré cela, le travail monte assez bien que, à état de santé comparable, le statut socioéconomique est discriminant vis-à-vis du recours à l'aide de professionnels. Les personnes appartenant aux catégories sociales moins favorisées semblent avoir un moindre recours à l'aide formelle. Ces constats interpellent sur les problèmes d'informations, de connaissance et de moyens financiers pour accéder aux services d'aide professionnelle, ce qui peut avoir des répercussions sévères sur la façon dont sont soignées les personnes âgées. Plus généralement, ils sont à mettre en lien avec les inégalités sociales de santé, qui, dans le cas de la dépendance, ne sont pas seulement dues à des différences socio-professionnelles d'exposition, mais aussi à des différences dans les ressources humaines et matérielles mobilisables pour y faire face (Cambois, 2004; Ravaud et Mormiche, 2000). La question de l'équité et de l'égalité est aussi liée à celle de l'accès aux aides et aux soins. Or, les résultats montrent des différences entre les personnes vivant en milieu rural ou urbain. Dans le contexte actuel de réorganisation de l'offre territoriale de soins, ce constat vient renforcer la question de l'accessibilité des services d'aide aux personnes âgées dépendantes.

Enfin, ce travail contribue à la reconnaissance de l'implication majeure des aidants au quotidien auprès d'une part croissante de la population. Le coût estimé de cette aide s'élèverait à plus de six milliards d'euro, un montant deux fois supérieur au coût estimé de l'aide formelle, ainsi qu'aux dépenses publiques au titre de l'APA à domicile. Il en dit long sur l'effort auquel la collectivité devrait consentir si spontanément les aidants informels venaient à disparaître. Pourtant, ces derniers n'ont recueilli jusqu'à présent en France que peu d'attention dans les politiques et les dispositifs publics consacrés à la dépendance par comparaison aux aidants professionnels, que ces derniers interviennent en ville ou en institution. La déconsidération de cette catégorie majeure d'aidants risque de fausser considérablement la mesure de l'effort que la société entière, et plus seulement les familles, devra consentir au titre des solidarités intergénérationnelles.

Bibliographie

Andrieu S., Gramain A., Berthier F., Bocquet H. et Pous J. (1997), « Facteurs prédictifs de la rupture de la prise en charge à domicile des personnes âgées dépendantes », Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique, Vol. 45, No. 5, p. 400-406.
Arno P.S., Levine C. et Memmott M.M. (1999), « The economic value of informal caregiving », Health Affairs (Millwood), Vol. 18, No. 2, p. 182-188.
Breuil-Genier P. (1998), « Aides aux personnes âgées dépendantes : la famille intervient plus que les professionnels », Economie et Statistique, Vol. 316-317, p. 21-43.
Caisse des Dépôts et Consignations (2003), Rapport annuel, Cour des Comptes, Paris.
Cambois E. (2004), « Problèmes fonctionnels et incapacités chez les plus de 55 ans : des différences marquées selon les professions et le milieu social », DREES Etudes et Résultats, Vol. 295.
Carmichael F. et Charles S. (2003), « The opportunity costs of informal care: does gender matter? », Journal of Health Economics, Vol. 22, No. 5, p. 781-803.
Carrière Y., Martel L., Légaré J. et Morin L. (2002), « Nouvelles tendances démographiques et utilisation des services de maintien à domicile », In Bélanger A. (Ed.), Rapport sur l'état

de la population du Canada 2001, Statistique Canada, Ottawa.
Carrière Y., Martel L., Légaré J. et Morin L. (2006), « Socio-demographic factors associated with the use of formal and informal support networks among elderly Canadians », In Zeng Y. et al. (Eds.), Longer Life and Healthy Aging, Springer International Studies in Population, Heidelberg.
Cour des Comptes (2005), Les personnes âgées dépendantes : rapport au Président de la République suivi des réponses des administrations et des organismes intéressés, Direction des Journaux officiels, Paris.
Cowan C.A., McDonnell P.A., Levit K.R. et Zezza M.A. (2002), « Burden of health care costs: businesses, households, and governments, 1987-2000 », Health Care Financing Review, Vol. 23, No. 3, p. 131-159.
Désesquelles A. et Brouard N. (2003), « Le réseau familial des personnes âgées de 60 ans ou plus vivant à domicile ou en institution », Population, Vol. 58, No. 2, p. 201-228.
Dutheil N. (2001), « Les aides et les aidants des personnes âgées », DREES Etudes et Résultats, No. 142.
Eideliman J.S. et Gojard S. (2008), « La vie à domicile des personnes handicapées ou dépendantes : du besoin d'aide aux arrangements pratiques », Retraite et Société, Vol. 53, p. 89-111.
Espagnol P. (2007), « L'allocation personnalisée d'autonomie au 31 décembre 2006 », DREES Etudes et Résultats, No. 569.
Gramain A. (1997), « Décisions de recours au système de soins dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes : un modèle de choix discret dynamique », Economie et Prévision, Vol. 129-130, No. 3-4, p. 239-254.
Hébert R., Dubuc N., Buteau M., Desrosiers J., Bravo G., Trottier L., St-Hillaire C. et Roy C. (2001), « Resources and costs associated with disabilities of elderly people living at home and in institutions », Canadian Journal of Aging, Vol. 20, No. 1, p. 1-21.
Heitmueller A. et Inglis K. (2007), « The earnings of informal carers: wage differentials and opportunity costs », Journal of Health Economics, Vol. 26, No. 4, p. 821-841.
Hellstrom Y. et Hallberg I.R. (2004), « Determinants and characteristics of help provision for elderly people living at home and in relation to quality of life », Scandinavian Journal of Caring Sciences, Vol. 18, No. 4, p. 387-395.
Hoerger T.J., Picone G.A. et Sloan F.A. (1996), « Public subsidies, private provision of care and living arrangements of the elderly », Review of Economics and Statistics, Vol. 78, No. 3, p. 428-440.
Joël M.E., Gramain A., Cozette E. et Colvez A. (2000), « Situation économique et qualité de vie des aidants aux malades atteints de démence sénile de type Alzheimer », Revue Economique, Vol. 51, p. 163-184.
Joël M.E. et Dufour-Kippelen S. (2002), « Financing systems of care for older persons in Europe », Aging Clinical and Experimental Research, Vol. 14, No. 4, p. 293-299.
Joël M.E. (2007), « Solidarités familiales », In Barnay T. et Sermet C. (Eds.), Le vieillissement en Europe. Aspects biologiques, économiques et sociaux, La Documentation Française, Paris.
Karlsson M., Mayhew L., Plumb R. et Rickayzen B. (2006), « Future costs for long-term care: cost projections for long-term care for older people in the United Kingdom », Health Policy, Vol. 75, No. 2, p. 187-213.
Katz S.J., Ford A.B., Moskowitz R.W., Jackson B.A. et Jaffe M.W. (1963), « Studies of illness in the aged: the index of ADL, a standardized measure of biological and psychosocial function », Jama, Vol. 185, p. 914-919.
Katz S.J., Kabeto M. et Langa K.M. (2000), « Gender disparities in the receipt of home care for elderly people with disability in the United States », Jama, Vol. 284, No. 23, p. 3022-3027.
Lai D.W. et Leonenko W. (2007), « Effects of caregiving on employment and economic

costs of Chinese family caregivers in Canada », Journal of Family and Economic Issues, Vol. 28, No. 3, p. 411-427.
LaPlante M.P., Harrington C. et Kang T. (2002), « Estimating paid and unpaid hours of personal assistance services in activities of daily living provided to adults living at home », Health Services Research, Vol. 37, No. 2, p. 397-415.
Lawton M.P. et Brody E.M. (1969), « Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living », Gerontologist, Vol. 9, No. 3, p. 179-186.
Metzger M.H., Barberger-Gateau P., Dartigues J.F., Letenneur L. et Commenges D. (1997), « Facteurs prédictifs d'entrée en institution dans le cadre du plan gérontologique du département de Gironde (France) », Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique, Vol. 45, No. 3, p. 203-213.
Mormiche P. (2003), « L'enquête «Handicaps, Incapacités, Dépendance» : apports et limites », Revue Française des Affaires Sociales, Vol. 1-2, p. 13-29.
Mutchler J. et Bullers S. (1994), « Gender differences in formal care use in later life », Research on Aging, Vol. 16, No. 3, p. 235-250.
National Alliance for Caregiving (1997), The MetLife study of employer costs for working caregivers, MetLife Mature Market Institute, Westport.
Navaie-Waliser M., Feldman P.H., Gould D.A., Levine C., Kuerbis A.N. et Donelan K. (2002), « When the caregiver needs care: the plight of vulnerable caregivers », American Journal of Public Health, Vol. 92, No. 3, p. 409-413.
Norton E.C. (2000), « Long-term care », In Culyer A.J. et Newhouse J.P. (Eds.), Handbook of Health Economics., Elsevier Science, Amsterdam.
O'Shea E. et Blackwell J. (1993), « The relationship between the cost of community care and the dependency of old people », Social Science and Medecine, Vol. 37, No. 5, p. 583-590.
OCDE (2006), Projecting OECD health and long-term care expenditures: what are the main drivers?, OECD Economic Department, Paris.
Pampalon R., Colvez A. et Bucquet D. (1991), « Etablissement d'une table de passage de la dépendance des personnes âgées au besoin d'aide à domicile », Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique, Vol. 39, No. 3, p. 263-273.
Petite S. et Weber A. (2006), « Les effets de l'allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées », DREES Etudes et Résultats, No. 459.
Portrait F., Lindeboom M. et Deeg D. (2000), « The use of long-term care services by the Dutch elderly », Health Economics, Vol. 9, No. 6, p. 513-531.
Prouteau L. et Wolff F.C. (2004), « Le travail bénévole : un essai de quantification et de valorisation », Economie et Statistique, Vol. 373, p. 33-56.
Ravaud J.F. et Mormiche P. (2000), « Handicaps et incapacités », In Leclerc A. et al. (Eds.), Les inégalités sociales de santé, INSERM, La Découverte, Paris.
Rice D.P. (1989), « Health and long-term care for the aged », American Economic Review, Vol. 79, No. 2, p. 343-348.
Schulz R. et Beach S.R. (1999), « Caregiving as a risk factor for mortality: the Caregiver Health Effects Study », Jama, Vol. 282, No. 23, p. 2215-2219.
Schulz R., Mendelsohn A.B., Haley W.E., Mahoney D., Allen R.S., Zhang S., Thompson L. et Belle S.H. (2003), « End-of-life care and the effects of bereavement on family caregivers of persons with dementia », New England Journal of Medecine, Vol. 349, No. 20, p. 1936-1942.
van den Berg B., Brouwer W.B. et Koopmanschap M.A. (2004), « Economic valuation of informal care. An overview of methods and applications », European Journal of Health Economics, Vol. 5, No. 1, p. 36-45.
Yoo B.K., Bhattacharya J., McDonald K.M. et Garber A.M. (2004), « Impacts of informal caregiver availability on long-term care expenditures in OECD countries », Health Services Research, Vol. 39, No. 6 Pt 2, p. 1971-1992.

found in assessment of care stressors, and family care relationships. Controlling for gender and kinship tie, different variables were associated with depressive mood and self-rated health of caregivers or care recipients. Depressive mood of each dyad member was significantly associated with the other's depressive mood and with own appraisal of care load. The care recipient's decision making about care was significantly associated only with own depressive mood or SRH but not with that of the caregiver's. Conclusion: The findings highlight the importance of understanding the perspective in family caregiving of non-demented care recipients. By identifying patterns of family care relationships that are amenable to change, interventions may be tailored to responding to the needs of both members of the dyad.

PD7 779 DETERMINANTS AND ECONOMIC VALUATION OF FORMAL AND INFORMAL CARE FOR FRENCH DISABLED ELDERLY LIVING AT HOME

B. DAVIN* (Inserm U912 (SE4S), Marseille, France)
A. PARAPONARIS(1), P. VERGER(1) - (1) Inserm U912 (SE4S) (Marseille, France)

Introduction: Population ageing raises challenging issues about management and financing of long-term care. Although informal care is the main source of assistance, its economic value remains puzzling. The study aims at assessing its cost, and at identifying factors associated with the type of care (either informal, formal, mixed or no care at all) received by disabled elderly. Methods and materials: The analysis uses data from a French representative survey on disability, gathered in 1999 among people living at home. The sample is about 3,500 older persons aged 60 and over, who reported needing help with activities of daily living. A multinomial probit model is performed to determine factors associated with type of care. Cost of care is valued according to the proxy good method. Results: A third of disabled elderly do not receive any care. Among those who are helped, 55% receive informal care, 25% formal care, and 20% mixed care. The socioeconomic status plays an important role, and shows difficulties that some people face to access formal care services. The economic value of informal care would lie between 6.1 and 8.3 billion euro, and would represent more than 60% of the total cost of care. Conclusion: The public financing of care for disabled elderly still remains insufficient to cover the whole costs. It may have serious implications on the health of the elderly and their carers.

PD7 780 SOCIAL ENGAGEMENT OF OLDER RURAL CANADIANS: CONSTRAINTS AND FACILITATORS OF CHOICE.

J. ROZANOVA* (Brown University , Providence, United States)
N. KEATING(1), H. NORTHCOTT(2), S. MCDANIEL(3) - (1) (Edmonton, Canada); (2) (Edmonton, Canada); (3) (Edmonton, United States of America)

Introduction: Social engagement in later life has advanced to the forefront of research and policy agendas as a pathway to aging well and resource for community development. By engaging in meaningful volunteer activities older adults are assumed to accumulate positive health outcomes while providing a service to their community. Yet underprivileged older adults may engage in helping one another or volunteer work not by choice but under conditions of duress and poverty. Methods and materials: Using a critical gerontology and a feminist political economy perspective, this paper examined whether or not older adults can choose the kind and extent of their social engagement. The data from 55 in-depth qualitative interviews conducted in 2004-2005 in three communities in rural Canada were analyzed using the method of constant comparison. Results: The analyses uncovered five factors that constrain or facilitate choices of social engagement for older adults. Two of these factors (profound engagement in care work and compulsory altruism) make older adults volunteer and help others to a greater extent than they would like, thereby crowding out other meaningful activities. The other three factors (individual resources; opportunities for social engagement; and barriers and facilitators around desired activities) selectively exclude some older adults from participating in activities they value while affording other older adults wider choices for social engagement. Conclusion: The intersectionality of gender and class determines whether these factors facilitate or constrain choices for social engagement in later life. As the market economy uploads the costs of onerous care work on persons disadvantaged by age, gender, and class characteristics, low-income older women from remote or declining rural communities experience the least choice and the most constraints to social activities they value. Meanwhile greater individual economic resources and social capital facilitate choices for social engagement for older adults from more privileged

PD7 781 "MEMORIES ARE LIKE A DARK CLOUD": AN EVIDENCE-BASED AGED-CARE MODEL FOR OLDER SURVIVORS OF MASS TRAUMA

W. YVONNE* (La Trobe University, Melbourne, Australia)
K. TESHUVA(1), Y. WELLS(1) - (1) La Trobe University (Melbourne, Australia)

Introduction Clinical studies have shown that older people with a past history of mass trauma often require specialized attention in aged care environments. Few studies have identified successful ways to provide care for older people from such backgrounds. This project developed an evidence-based model for training aged care workers to provide services that are sensitive and responsive to the special needs of older trauma survivors. Methods and materials Qualitative research methods were used to investigate the experiences of both older trauma survivors using aged care services and staff providing this care. The study focused on two groups of older survivors in Melbourne, Australia: Holocaust survivors and older Cambodians. Ten focus groups and 20 semi-structured interviews were conducted with direct care staff and managers from residential facilities and community care agencies. Twenty in-depth interviews were conducted with older survivors or their primary family carer. Interview data were analyzed for themes. Results Providing sensitive and responsive care for older survivors is complex and multi-faceted. It requires staff to understand both historical events and the uniqueness of each survivors experience. It also involves person-centered and culturally sensitive care. The core elements of the training model include: Knowledge (e.g., of the diversity in past trauma experiences and the impacts of trauma on older clients' lives and behaviors); Communication (e.g., developing trust), and Skills (e.g., in responding to distress and problem behaviors and avoiding triggers). Conclusion We are using the study's findings to develop staff training resources designed to improve aged care workers' responsiveness to the needs of older trauma survivors. The significance of the project for Australias aged care sector is highlighted by government figures showing that 70% of humanitarian immigrants in the last two decades had experienced torture or trauma.

PD7 782 FAMILY PRACTICES AND INTRA-GENERATIONAL RELATIONSHIPS IN LATER LIFE: OLDER SIBLINGS

P. CHAMBERS* (Keele University, Staffordshire, United Kingdom)

Research on the everyday experience of 'doing family' and 'being in' older families is rather scarce. Detailed information of the way in which individual and/or familial biography and cohort differences impact on the multiple roles and complex relationships that are played out within families is sorely lacking. Instead, the research focus has increasingly been on a welfare model of older families, particularly in relation to inter-generational relationships, in which 'family support' has been dominant. Whilst such research is unquestionably of vital importance, it has nonetheless been to the detriment of exploration and appreciation of the qualitative experience of family life for older people as they, and their families, age together. This paper by focusing on intra-generational 'family practices' in later life, with particular reference to the author's study of relationships between older siblings, argues for a more holistic approach to the study of older families. Biographical interviews were conducted with 20 older siblings. Secondary analysis of 20 narratives of later life widowhood was also undertaken, with specific reference to family relationships. Drawing on key themes that were elicited from the data, the paper addresses the following areas: personal and collective biography; ageing together; sibling relationships in later life as 'something special'. Being' or 'having' a sibling is potentially an important contributory to the maintenance of both identity and well-being at a time when identity may be perceived to be under threat. Significantly, it would seem also that for some older people their current relationship with siblings enables them to better manage their own ageing process and ultimately their own future mortality. By contrast, for others a lack of collective reminiscence, different perspectives on the past, or broken bonds impacts on well-being and perhaps makes the past, present and future even more uncertain.

PD7 783 END-OF-LIFE PROCESS IN A NURSING HOME IN JAPAN BY CASE STUDY

C. SHIMADA* (Komonenosato care center, Itabashi-ku, Tokyo, Japan)

Introduction: In Japan, the number of deaths at places other than hospitals is increasing. My purpose is to describe the end-of-life process of elderly living in a nursing home. Methods: Case study of 22 elderly, who died between April 2007 and December 2008 in a nursing home in Tokyo. The cases were analyzed with following parameters: 1) the conditions diagnosed as 'end-of-life', 2) the physical changes until death, 3) medical treatments in the nursing home, etc. Additionally, a questionnaire was sent by mail to their families about satisfaction. Results: Mean age was 84 (72-98). Main diseases were Alzheimer's, cerebrovascular disorder, and schizophrenia. All had dementia. The number of years living in the nursing home was from 5 months to 11 years. End-of-life care started when swallowing had deteriorated in twelve cases. In four separate cases, swallowing deteriorated after acute care for serious disease. All families preferred a natural death course, so they did not request any medical treatment such as PEG. Six cases died suddenly, or were admitted to hospital because of acute change in physical conditions. The social worker or the nurse in the nursing home explained end-of-life care to the families before starting. Ten persons returned a questionnaire: two persons answered 'satisfied', and eight persons answered 'satisfied but imperfectly'. Discussion: End-of-life care in the nursing home started when swallowing function deteriorated. Nursing home care was selected by families who wished to die naturally. For satisfied end-of-life care, it is necessary for families to confront end-of-life decisions. Families must be informed of patient's conditions, and what care we can and cannot provide in a nursing home without a regular doctor or nurse on duty at night, in order to make appropriate choices.

PD7 784 LONG-TERM CARE INSURANCE SYSTEM AND FACTORS RELATED TO STABLE CARE RELATIONS IN JAPANESE ELDERS

R. TAKAHASHI* (Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology, Tokyo, Japan)
R. CAMPBELL(1), S. LONG(2), Y. YAMADA(3), H. KODAMA(4), C. NISHIMURA(5), Y. SUDA(6) - (1) University of Tokyo (Tokyo, Japan); (2) John

Endogénéité du statut du répondant dans les enquêtes sur la santé

Quelles implications pour la mesure des besoins d'aide ?

Bérengère Davin*
Xavier Joutard**
Alain Paraponaris***
Pierre Verger****

Dans les enquêtes sur la santé en population générale, lorsque l'état de santé des personnes interrogées est trop dégradé pour que l'information soit recueillie directement auprès d'elles, il est fréquent de les aider ou de les remplacer par un répondant proxy, *ce qui fait naître un risque d'endogénéité du statut du répondant à l'état de santé du sujet interrogé. Cet article propose une modélisation permettant de tenir compte de la double endogénéité potentielle du recours à un* proxy *dans l'estimation de deux équations probit de la déclaration, par des personnes âgées vivant en domicile ordinaire, de besoins d'aide d'une part et de besoins d'aide non satisfaits ou insuffisamment satisfaits d'autre part. À la différence des résultats publiés en la matière, il apparaît que les répondants* proxy *n'ajoutent aucune subjectivité dans l'évaluation des besoins des personnes âgées vivant en domicile ordinaire mais que leur subjectivité semble bien réelle lors de l'évaluation de la satisfaction de ces mêmes besoins.*

* INSERM, U912 (SE4S) et Université Aix-Marseille, IRD, UMR-S912 et ORS PACA (Observatoire régional de la santé Provence-Alpes-Côte-d'Azur), 23 rue Stanislas-Torrents, 13006 Marseille. Courriel : berengere.davin@inserm.fr

** UFR Sciences Économiques et de Gestion, Université de la Méditerranée (Aix-Marseille II) et GREQAM-CNRS, 2 rue de la Charité, 13236 Marseille cedex 02. Courriel : xavier.joutard@univmed.fr

*** INSERM, U912 (SE4S) et Université Aix-Marseille, IRD, UMR-S912 et ORS PACA (Observatoire régional de la santé Provence-Alpes-Côte-d'Azur), 23 rue Stanislas-Torrents, 13006 Marseille. Courriel : alain.paraponaris@inserm.fr

**** INSERM, U912 (SE4S) et ORS PACA (Observatoire régional de la santé Provence-Alpes-Côte-d'Azur), 23 rue Stanislas-Torrents, 13006 Marseille. Courriel : pierre.verger@inserm.fr

Cette recherche a bénéficié du soutien financier du programme 2006 Jeunes Chercheuses-Jeunes Chercheurs de l'Agence Nationale pour la Recherche (contrat ANR-06-JCJC-0022) et du projet *Handicap* 2007 du Groupement d'Intérêt Scientifique de l'Institut de Recherches en Santé Publique (CNSA-INSERM-HAS-MiRe-DREES). Bérengère Davin est titulaire d'une allocation de recherche post-doctorale FLARE (*Future Leaders of Ageing Research in Europe*) du programme ERA-AGE (*European Research Area in Ageing*), financée par la Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie (CNSA).

Les auteurs remercient particulièrement Esen Erdogan Ciftci, Brenda Gannon, William Greene, Florence Jusot, Thierry Magnac, Edward Norton et François-Charles Wolff ainsi que deux rapporteurs anonymes de la Revue pour leurs remarques et commentaires qui ont permis d'améliorer très substantiellement la teneur de l'article. Les participants au *16th Workshop on Econometrics and Health Economics* (Bergen, 5-8 septembre 2007) et aux *Journées des Économistes de la Santé Français* (Lille, 6-7 décembre 2007) sont également remerciés.

ENDOGENEITY OF THE RESPONDENT STATUS IN HEALTH SURVEYS: HOW DOES IT MATTER FOR THE ASSESSMENT OF NEED FOR CARE?

Most of population health surveys appeal to proxy respondents, when surveyed persons with poor health are not able or do not want to answer the questionnaire by themselves. Yet, it may give rise to a strong endogeneity problem since the use of a proxy respondent is likely to be linked to subjects' health status. That paper aims at giving a convenient and tractable way to cope with the twofold potential endogeneity of the respondent status in the estimation of two probit equations concerning the need for care with daily activities and unmet or undermet need reported by people aged 60 years and over living in the community. Unlike previous papers dealing with that topic, evidence is found that proxy respondents do not entail any subjectivity when they assess old people's need for care but they seem to overestimate undermet and unmet need.

Classification *JEL* : C35 ; I12 ; J14.

INTRODUCTION

Dans les enquêtes sur la santé, il est souvent difficile d'interroger les personnes dont l'état de santé est particulièrement dégradé. Dans de tels contextes, la corrélation peut être forte entre la non-réponse et l'état de santé des sujets interrogés. L'hypothèse d'indépendance entre la participation de ces personnes et les variables d'intérêt doit être alors levée. Les estimations tirées de modèles dans lesquels les individus se retrouvent écartés par l'enquêteur (biais de sélection) ou refusent de répondre (biais de participation), pour des raisons liées à leur état de santé ou aux incapacités en découlant, peuvent ainsi être particulièrement obérées par des erreurs de mesure (Bound *et al.* [2001]). Ces biais peuvent être traités à l'aide des méthodes popularisées par Heckman [1979]. Mais pour obtenir tout de même une information sur l'état de santé des individus les plus malades, la stratégie usuelle consiste à recourir à un répondant, le plus souvent issu de la famille ou de l'entourage, qui puisse aider ou remplacer dans ses réponses le sujet initialement interrogé (Moore [1988]). Implicitement, le biais introduit dans l'estimation par le recours à un répondant *proxy* est supposé faible devant celui qu'aurait entraîné le fait de n'interroger que des personnes en bonne santé.

Si la littérature s'est très tôt emparée des problèmes liés à l'interrogation d'un *proxy* à la place du sujet initialement pressenti (Cartwright [1957] ; Elinson et Trussell [1957]), elle a surtout porté sur les différences de jugements pouvant caractériser l'appréciation d'un même état de santé par plusieurs répondants (le sujet lui-même, le répondant *proxy* ou un professionnel de santé) (Benitez-Silva *et al.* [2004]). Elle s'est plus rarement préoccupée du fait que le recours à un *proxy* puisse conduire à des évaluations biaisées de l'état de santé et des besoins des personnes enquêtées. À cet effet, les travaux antérieurs suggèrent l'existence de subjectivité de la part des répondants *proxy* dans leur appréciation de l'état de santé et des incapacités des personnes qu'ils assistent dans leurs réponses

(Corder *et al.* [1996] ; Iezzoni *et al.* [2000] ; Todorov et Kirchner [2000]). Dans la mesure où, le plus souvent, les répondants *proxy* sont des aidants, ils peuvent en effet être tentés d'exagérer les besoins d'aide par rapport à ceux que les sujets interrogés auraient spontanément déclarés eux-mêmes (Ball *et al.* [2001] ; Dorevitch *et al.* [1992] ; Rothman *et al.* [1991]). Dans leurs déclarations, les répondants *proxy* mettraient ainsi en exergue l'état de santé altéré et les incapacités des sujets interrogés (Epstein *et al.* [1989] ; Iezzoni *et al.* [2000] ; Sprangers et Aaronson [1992]) en même temps que leur rôle d'aidant (Neumann *et al.* [2000] ; Sprangers et Aaronson [1992]). Or, pour les responsables des politiques sanitaires et sociales chargés d'offrir des réponses correctement dimensionnées aux besoins de la population, *a fortiori* dans un contexte budgétaire contraint, les décisions doivent se fonder sur les mesures les plus fidèles possibles de l'état de santé et des difficultés à réaliser les activités essentielles de la vie quotidienne que rencontrent les personnes âgées, dont certains événements récents, comme la canicule de 2003, ont tragiquement souligné l'importance (Hémon et Jougla [2004]).

Malgré les injonctions de certains auteurs (Hill et Pylypchuk [2006] ; Norton *et al.* [2003]) réclamant une meilleure considération du statut du répondant dans les enquêtes sur la santé, le recours à un *proxy* demeure essentiellement traité à l'aide de variables indicatrices. C'est notamment le cas pour la mesure de la consommation de soins, des limitations fonctionnelles (Iezzoni *et al.* [2000] ; Todorov et Kirchner [2000]) et de leurs conséquences sur la satisfaction des besoins d'aide pour la réalisation des activités de la vie quotidienne (Desai *et al.* [2001] ; Lima et Allen [2001]). Mais comme le recours à un *proxy* est expliqué par les mêmes raisons que celles qui fondent la détérioration de l'état de santé des sujets ou l'apparition des incapacités (Drivsholm *et al.* [2006]), cette option reste soumise à un biais d'endogénéité qui demande à être traité correctement (Krasker et Pratt [1986]).

À cet effet, cet article propose une modélisation spécifique prenant en compte la manière dont les données ont été colligées. Il prend pour contexte la déclaration, par les personnes âgées de 60 ans ou plus vivant à domicile, de besoins d'aide dans la réalisation d'activités de la vie quotidienne (AVQ, Katz *et al.* [1963]) et/ou d'activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ, Lawton et Brody [1969]). Le cadre général est donné par l'estimation d'un modèle récursif de trois équations probit au sein desquelles le recours à un répondant *proxy* est modélisé dans la première équation et apparaît comme potentiellement endogène dans les deux suivantes, où se trouvent estimées respectivement la probabilité de déclarer un besoin d'aide pour une AVQ ou une AIVQ et la probabilité que ce besoin soit non satisfait ou insuffisamment satisfait. Les estimations ont été réalisées sur la base d'un sous-échantillon de 8 727 personnes âgées, interrogées dans le cadre de l'enquête nationale Handicaps-Incapacités-Dépendance (HID) de l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE), menée en 1999 en ménages ordinaires.

L'article est organisé comme suit. Tout d'abord, le modèle économétrique est présenté et les données décrites. Ensuite, les paramètres tirés de l'estimation du modèle récursif de trois équations probit sont calculés. Les résultats économétriques sont alors discutés, les déterminants sanitaires et socioéconomiques des besoins d'aide et de leur satisfaction identifiés et le recours à un *proxy* replacé dans une perspective de mesure des besoins et de politique publique. La dernière section récapitule les résultats principaux et clôt l'article.

MODÈLE ET DONNÉES

Le modèle

On considère trois variables indicatrices y_1, y_2 et y_3 qui représentent respectivement le statut du répondant, la déclaration de besoins d'aide et la déclaration de besoins d'aide non satisfaits ou insuffisamment satisfaits pour la réalisation d'AVQ et/ou d'AIVQ. Chaque variable est supposée avoir été générée par une variable latente :

$$y_1^* = \mathrm{X}_1\beta_1 - u_1 \tag{1}$$

$$y_2^* = \mathrm{X}_2\beta_2 + y_1\alpha_2 - u_2 \text{ où } y_j = 1 \text{ si } y_j^* \geqslant 0, y_j = 0 \text{ sinon, } \forall j = 1,2,3 \tag{2}$$

$$y_3^* = \mathrm{X}_3\beta_3 + y_1\alpha_3 - u_3 \text{ si } y_2 = 1. \tag{3}$$

Les variables indicatrices peuvent être interprétées de la manière suivante. y_1^* est une variable représentant la propension à recourir à un répondant *proxy*, déterminée notamment par les problèmes de santé, mais aussi par des facteurs caractérisant la possibilité ou l'incitation à recourir à un *proxy*, telles que le statut du ménage ou les conditions d'enquête (si l'enquêteur suggère à la personne de se faire aider pour répondre). y_2^* représente une mesure réelle des besoins d'aide pour différentes AVQ et/ou AIVQ. y_3^* établit enfin si au moins un besoin d'aide parmi ceux déclarés n'est pas satisfait, ou l'est insuffisamment.

Les X_j sont des vecteurs de variables individuelles observées, supposées exogènes (*cf. infra* pour une description). La variable de recours à un *proxy* y_1 (le sujet interrogé répond ou ne répond pas de façon autonome) est introduite dans les équations (2) et (3) afin de mesurer l'influence du recours au *proxy* à la fois sur la déclaration de besoins d'aide et sur la satisfaction de ces besoins. La dernière variable latente n'est définie (et y_3 observée) que lorsque la personne interrogée a exprimé un besoin. Cela prend explicitement en considération la sélection d'échantillon qui intervient dans l'équation (3).

Les termes non observables dans ce modèle à choix discret et à variables latentes sont générés selon une structure normale. Les termes d'erreur sont spécifiés suivant une décomposition à facteur commun (Aakvik *et al.* [2005] ; Heckman [1981]) qui présente l'avantage d'une spécification parcimonieuse, tout en évitant de contraindre la structure de corrélation entre les termes d'erreur composés :

$$\left.\begin{array}{l} u_1 = \gamma_1 v + \varepsilon_1 \\ u_2 = \gamma_2 v + \varepsilon_2 \text{ où} \\ u_3 = \gamma_3 v + \varepsilon_3 \end{array} \right| \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ v \end{pmatrix} \mathrm{X}_1, \mathrm{X}_2, \mathrm{X}_3 \approx \mathrm{IIN}\left(0, \mathrm{I}_4\right).$$

Étant donné l'information disponible, des contraintes de normalisation doivent être imposées pour assurer l'identification du modèle. Si, comme c'est l'usage pour les modèles probit, on impose une variance unitaire pour chaque

terme d'erreur, on doit alors aussi ajouter la contrainte $\gamma_1 = 1$. On déduit des hypothèses précédentes les corrélations entre les termes d'erreur :

$$corr(u_1, u_2) = \frac{\gamma_2}{\sqrt{2 + 2\gamma_2^2}},\ corr(u_1, u_3) = \frac{\gamma_3}{\sqrt{2 + 2\gamma_3^2}},$$

$$corr(u_2, u_3) = \frac{\gamma_2 \gamma_3}{\sqrt{(1 + \gamma_2^2)(1 + \gamma_3^2)}}.$$

Il est intéressant de concevoir ce facteur commun *v* comme représentant principalement la partie non observable d'une équation de santé sous-jacente. On peut alors développer un modèle où l'état de santé représenté par un indicateur continu jouerait un rôle explicatif central dans chacune des trois équations. Si l'état de santé est suffisamment dégradé, il rend en effet nécessaire le recours à un répondant *proxy*, en même temps qu'il est à l'origine de l'expression d'un besoin d'aide et d'une possible insuffisance de l'aide apportée face à l'ampleur des besoins exprimés, la multiplication des besoins et la présence de comorbidités majorant le risque d'une réponse insuffisante aux besoins exprimés (Kennedy [2001]). Aucune mesure précise sur l'état de santé objectif des individus enquêtés n'étant réellement disponible, on est *de facto* contraint de se ramener à un système de forme semi-réduite à trois équations où, dans les équations (1) à (3), les variables explicatives de l'état de santé sont substituées à la variable *état de santé* qui n'est pas observable. Il devient alors naturel pour chacune de ces équations de disposer de la présence à la fois de certaines variables observables contribuant à décrire l'hétérogénéité des situations de santé, telles que la présence de déficiences physiques ou psychologiques, et de ce facteur commun. Ce dernier se trouve ainsi être la source première du caractère endogène de la variable recours à un *proxy*.

Depuis Maddala [1983], une identification conventionnelle des modèles probits récursifs consiste à imposer des contraintes d'exclusion : dans le cas d'espèce, des variables présentes dans la première équation sont exclues des équations déterminant à la fois les besoins d'aide et l'insatisfaction des aides apportées en cas de besoin. Ces variables instrumentales doivent être corrélées avec le statut du répondant, mais pas avec les termes d'erreur des deux autres équations et en particulier le facteur commun issu de l'équation de santé sous-jacente. Remarquons néanmoins qu'à la suite du travail de Wilde [2000], Balia et Jones [2008] indiquent qu'une variabilité suffisante des régresseurs exogènes suffit à identifier les paramètres du modèle sans avoir besoin de recourir aux conditions d'exclusion.

Outre les problèmes d'endogénéité, soulignons finalement que la sélection d'échantillon est explicitement prise en considération dans l'équation (3), puisque la variable latente n'est définie que lorsque la personne interrogée a exprimé un besoin. Cette stratégie permet d'éviter le risque de biais d'hétérogénéité, découlant du fait qu'en n'opérant pas de sélection d'échantillon, les individus n'ayant pas signifié de besoin et ceux ayant reçu une aide satisfaisante en réponse à un besoin exprimé se seraient trouvés rangés dans la même catégorie.

Le modèle est présenté en deux temps. La fonction de vraisemblance est d'abord construite conditionnellement à *v*, avant d'intégrer ce facteur commun dans un second temps.

Les contributions individuelles conditionnelles au facteur *v* concernent simultanément les valeurs prises par les trois ou deux variables indicatrices suivant

l'expression ou non d'un besoin d'aide (on introduit l'indice relatif à l'individu *i* dans les notations) :

$$\Pr\left(y_{1i}, y_{2i} = 0 \,|\, v_i\right) = \Pr\left(y_{2i} = 0 \,|\, y_{1i}, v_i\right)\Pr\left(y_{1i} \,|\, v_i\right)$$

$$\Pr\left(y_{1i}, y_{2i} = 1, y_{3i} \,|\, v_i\right) = \Pr\left(y_{3i} \,|\, y_{2i} = 1, y_{1i}, v_i\right)\Pr\left(y_{2i} = 1 \,|\, y_{1i}, v_i\right)\Pr\left(y_{1i} \,|\, v_i\right).$$

La première égalité représente ainsi la contribution d'un individu – caractérisé par le facteur *v* – ayant ou non recours à un *proxy* $\left(y_1\right)$ et n'exprimant aucun besoin d'aide $\left(y_2 = 0\right)$. La seconde égalité concerne la contribution d'un individu ayant ou non recours à un *proxy* $\left(y_1\right)$ et exprimant cette fois un besoin d'aide $\left(y_2 = 1\right)$, indiquant alors si ce besoin d'aide a été satisfait ou non $\left(y_3\right)$.

Il est ensuite naturel de décomposer systématiquement ces probabilités jointes en une séquence (de produits) de probabilités marginales/conditionnelles :

$$\Pr\left(y_{1i} = 1 \,|\, v_i\right) = \Phi\left(\mathrm{X}_{1i}\beta_1 - v_i\right)$$

$$\Pr\left(y_{2i} = 1 \,|\, y_{1i}, v_i\right) = \Phi\left(\mathrm{X}_{2i}\beta_2 + y_{1i}\alpha_2 - \gamma_2 v_i\right)$$

$$\Pr\left(y_{3i} = 1 \,|\, y_{2i} = 1, y_{1i}, v_i\right) = \Phi\left(\mathrm{X}_{3i}\beta_3 + y_{1i}\alpha_3 - \gamma_3 v_i\right)$$

où Φ représente la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite.

Enfin, la fonction de vraisemblance doit être intégrée en *v* par rapport à la fonction de densité φ de la loi normale (0,1) et prend la forme :

$$\mathrm{L} = \prod_{i/y_{2i}=0} \int \Pr\left(y_{1i}, y_{2i} = 0 \,|\, v\right)\ddot{\mathrm{o}}(v)\,dv \prod_{i/y_{2i}=1} \int \Pr\left(y_{1i}, y_{2i} = 1, y_{3i} \,|\, v_i\right)\varphi(v)\,dv.$$

Les paramètres d'intérêt sont, pour l'essentiel, les paramètres α, qui indiquent l'effet de la présence d'un répondant *proxy*, ainsi que les paramètres γ, qui permettent indirectement de calculer les corrélations entre les termes d'erreur et déduire ainsi le sens des biais d'estimation qui surviendraient si ce modèle récursif n'était pas mis en œuvre.

Les données

L'enquête HID, menée en ménages ordinaires en 1999, est dédiée au retentissement des problèmes de santé des personnes sur leurs capacités physiques et psychologiques ainsi que sur leur vie sociale (Mormiche [2000]). 16 945 individus de tous âges vivant à domicile ont été interrogés en face à face, dont cet article considère le sous-échantillon de 8 727 personnes âgées de 60 ans ou plus (à comparer à la population de référence de 11,6 millions). Lorsque cela s'est avéré nécessaire, le sujet interrogé a pu désigner une tierce personne de son entourage pour être aidé ou remplacé dans ses réponses[1]. Le questionnaire couvre un certain nombre d'informations sociodémographiques (composition du ménage, niveau d'éducation, revenu, aide formelle et informelle reçue de

1. Lorsque le questionnaire est entièrement renseigné par le répondant *proxy*, on pourrait craindre que d'autres variables et notamment les indicateurs observables de santé introduites dans les régressions soient, elles aussi, entachées d'endogénéité. Ces indicateurs « objectifs » relèvent en fait de données vérifiées par des médecins « recodeurs » (Ralle [2003]) ou d'informations avérées telles que le sexe ou l'âge, et ne devraient pas être soumis à la subjectivité du répondant *proxy*.

la part de professionnels et de proches, équipement de la maison et usage de dispositifs techniques), ainsi que les incapacités et les handicaps, définis et classés selon la classification internationale des handicaps (CIH) de l'Organisation mondiale de la santé. Le besoin d'aide a été construit pour les AVQ et les AIVQ les plus couramment considérées dans la littérature (Desai *et al.* [2001] ; Lawton et Brody [1969] ; Lima et Allen [2001]) : se laver, s'habiller, manger, se lever, utiliser les toilettes, contrôler son élimination urinaire et fécale, se déplacer à l'intérieur du logement, sortir, faire des achats, faire le ménage, cuisiner, gérer son argent, utiliser les transports, prendre ses médicaments, utiliser le téléphone, porter un sac, utiliser les escaliers, utiliser l'ascenseur, se baisser, s'orienter et communiquer.

Pour chaque activité, le sujet devait répondre à la question : « Faites-vous cette activité sans aide ? » par : « 1. Oui, sans aucune difficulté ; 2. Oui, mais avec quelques difficultés ; 3. Oui, mais avec beaucoup de difficultés ; 4. Non, il me faut une aide. » Le besoin d'aide a été défini pour les situations où le répondant a choisi la réponse 4 pour au moins une AVQ ou une AIVQ[1].

Dans le même temps, il a été demandé aux individus de déclarer s'ils obtenaient une aide jugée suffisante au regard des besoins exprimés. S'ils répondaient « oui », les besoins d'aide étaient supposés satisfaits. S'ils répondaient « non », les besoins d'aide étaient considérés comme non satisfaits ou insuffisamment satisfaits. La séparation des deux cas (non-satisfaction ou sous-satisfaction) n'a pas été possible car l'enquête ne permettait pas de déterminer, activité par activité, si les sujets recevaient une aide.

Les variables explicatives ont été classées selon le modèle socio-comportemental d'Andersen et Newman (Andersen [1995] ; Andersen et Newman [1973]). À l'origine construit pour étudier les caractéristiques liées au recours à certains services de santé, ce modèle a aussi été utilisé pour étudier les facteurs associés au type d'aide reçue (Broese Van Groenou *et al.* [2006]). Il distingue trois types de facteurs : les facteurs prédisposant *(predisposing factors)*, favorisant *(enabling factors)* et de besoin *(need factors)*. Les facteurs prédisposant désignent les caractéristiques individuelles susceptibles d'influencer le recours aux soins, directement (âge, sexe), ou indirectement par une exposition ou une réaction différente aux risques de santé (sexe, niveau d'éducation), ou encore par certaines opinions sur la santé (efficacité des soins, des professionnels et du système de santé en général) (de Klerk *et al.* [1997]). Les facteurs favorisant correspondent aux ressources, individuelles ou sociales, qui encouragent ou, au contraire, freinent l'utilisation des services de santé (revenus, environnement socio-familial, assurance santé) (Bass et Noelker [1987]). Enfin, les facteurs de besoin renvoient aux caractéristiques de l'état de santé objectif ou subjectif (santé physique et mentale, incapacités fonctionnelles, bien-être, etc.) (Branch *et al.* [1981] ; Davey [1999]).

Dans notre analyse, le recours à un *proxy* (équation 1) est modélisé à l'aide d'une équation probit dont les régresseurs sont l'âge, le genre, la composition du ménage, la détention d'au moins un diplôme de l'enseignement primaire, le revenu par unité de consommation (RUC) et le nombre de déficiences (motrices, visuelles, auditives, de la parole et du langage, métaboliques, cognitives, neuro-

1. L'élargissement de la définition du besoin aux situations où le répondant a donné la réponse 3 accroît de fait la prévalence du besoin d'aide pour les AVQ et AIVQ mais ne change pas la philosophie générale des résultats économétriques présentés dans la section 3.

psychiatriques ou autres) déclarées par le répondant. De plus, pour tenir compte du caractère potentiellement endogène de la variable y_1 mentionné *supra*, le fait d'avoir une fille au moins a été utilisé comme instrument[1] dans cette première équation. En effet, cette variable est corrélée avec le recours à un *proxy* mais pas à la déclaration d'un besoin d'aide ni à sa satisfaction. C'est effectivement chez les filles des personnes âgées que l'on trouve le plus fréquemment, après le conjoint, les aidants informels (Norton [2000]), bien avant les autres membres du cercle familial et amical.

Les régresseurs du besoin d'aide (équation 2) sont les mêmes que dans l'équation (1), plus l'introduction du statut du répondant. Ceux du besoin d'aide non satisfait (équation 3) sont les mêmes que dans l'équation (2), hormis le nombre de déficiences et avec en plus le nombre de besoins d'aide pour les AVQ d'une part, les AIVQ d'autre part, ainsi que la disponibilité d'une aide formelle, informelle ou mixte.

RÉSULTATS

Caractéristiques de l'échantillon

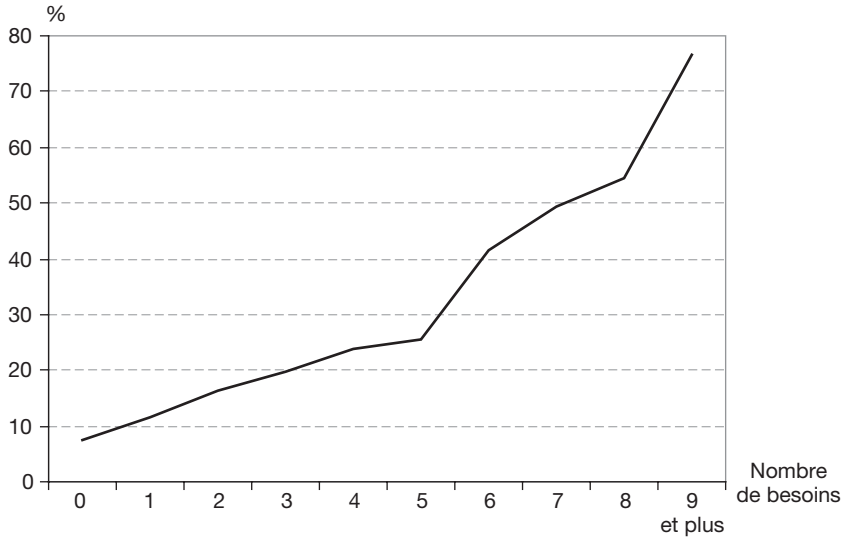
Le recours à un répondant *proxy* paraît fortement lié au niveau de dépendance mesuré par le nombre d'activités pour lesquelles les personnes ont déclaré avoir besoin d'aide (graphique 1). Plus de 13 % des personnes âgées vivant à domicile ont été aidées ou remplacées par une tierce personne pour répondre à l'enquête HID. Ce pourcentage croît avec le nombre d'activités pour lesquelles les individus ont besoin d'aide. Il est d'un peu plus de 10 % pour ceux ayant besoin d'aide pour une seule activité, de 25 % pour ceux ayant besoin d'aide pour cinq activités et de plus de 75 % pour ceux ayant besoin d'aide pour neuf activités ou plus. Le recours à un *proxy* semble aussi aller de pair avec l'âge des personnes interrogées. 15 % des personnes âgées de 80 ans ou plus, 40 % des personnes âgées de 90 ans ou plus et 80 % des personnes âgées de 98 ans ou plus ont eu recours à un *proxy* pour répondre (graphique 2).

Une personne âgée vivant à domicile sur trois, interrogée dans HID, a déclaré au moins un besoin pour une AVQ et/ou une AIVQ (tableau 1). Comme attendu, il existe une différence statistiquement significative dans la prévalence des besoins d'aide entre les personnes âgées qui ont répondu de façon autonome (28,8 %) et celles qui ont eu recours à un *proxy* pour répondre (62,6 %). Parmi les personnes âgées qui ont déclaré au moins un besoin d'aide, 13,1 % ont aussi déclaré au moins un besoin non ou sous-satisfait. De nouveau, les personnes âgées qui ont eu recours à un *proxy* pour répondre semblent caractérisées par une prévalence plus forte de besoins non satisfaits ou insuffisamment satisfaits que les personnes

1. D'autres variables ont été évaluées. La zone d'habitation (rurale/urbaine), par les relations de proximité qu'elle peut générer, a ainsi été envisagée. Outre qu'elle peut représenter un facteur pouvant agir sur la couverture de santé d'une région et contribuer à expliquer l'hétérogénéité des états de santé des individus, la contribution de cette variable ne s'est de toute manière pas avérée significative dans l'équation du recours à un répondant *proxy*.

ayant répondu seules, mais la différence est plus faible que précédemment et non statistiquement significative au seuil de 5 %.

Graphique 1. *Fréquence du recours à un répondant* proxy *et nombre de besoins pour les AVQ et AIVQ* (HID 99, *n* = 8 727)



Graphique 2. *Fréquence du recours à un répondant* proxy *et âge* (HID 99, *n* = 8 727)

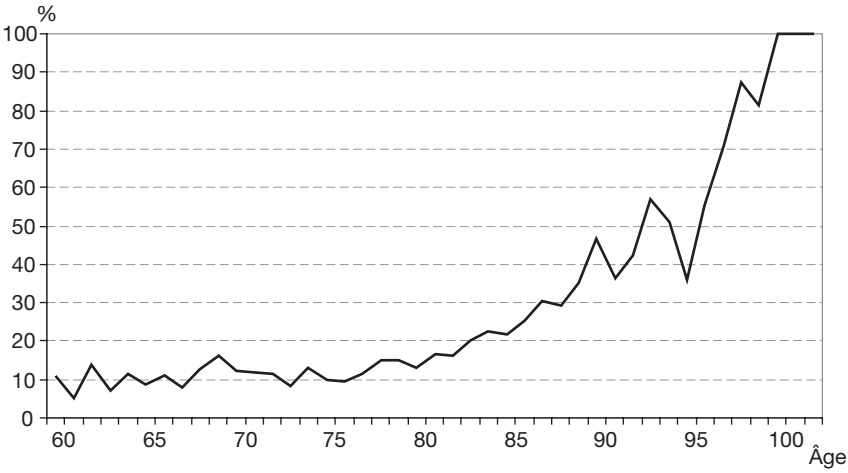


Tableau 1. *Prévalence de la déclaration, par les personnes âgées à domicile, de besoins d'aide et de besoins d'aide non satisfaits ou insuffisamment satisfaits parmi celles ayant déclaré un besoin d'aide en fonction du statut du répondant* (HID 99, *n* = 8 727, % [IC à 95 %])

	Répondant *proxy*	Répondant autonome	Total
Besoins d'aide déclarés	62.6 [56.2 ; 68.6]	28.8 [26.7 ; 30.9]	33.3 [31.9 ; 35.4]
Besoins d'aide non satisfaits ou insuffisamment satisfaits parmi ceux ayant besoin d'aide	16.3 [11.6 ; 22.4]	12.1 [10.7 ; 13.6]	13.1 [11.5 ; 15.0]

Estimations économétriques

Les variables d'ordinaire retenues dans l'équation du besoin d'aide et dans celle de sa satisfaction ont le signe attendu (tableau 2). Ainsi, les personnes âgées vivant en domicile ordinaire ont une probabilité de déclarer un besoin d'aide pour la réalisation d'AVQ et/ou d'AIVQ d'autant plus forte que leur âge est avancé, qu'elles sont de sexe féminin, non diplômées (Allen et Mor [1997] ; Lima et Allen [2001]), disposent d'un revenu faible ou médian (Calsyn *et al.* [1998]), souffrent de déficiences (Calsyn et Winter [2001]). C'est aussi le cas lorsque les sujets vivent avec des personnes autres que, ou en plus de, leur conjoint, plutôt que seules. Ce résultat s'explique par le fait que, si les personnes seules vivant en domicile ordinaire ne parviennent plus à être autonomes dans la réalisation des AVQ et des AIVQ, elles sont plus favorablement orientées vers les institutions. Par ailleurs, la vie du sujet interrogé avec d'autres personnes que le conjoint, que le conjoint soit lui-même présent ou non, témoigne certainement du fait que ces personnes sont susceptibles de fournir leur aide.

Contrairement à l'estimation d'un modèle probit simple (tableau 3), une fois l'endogénéité contrôlée, la contribution du recours à un *proxy* n'est pas statistiquement significative et la subjectivité attribuée au répondant *proxy* dans l'évaluation des besoins d'aide ne peut être avancée. Malheureusement, l'enquête HID ne permet pas d'identifier la nature de la relation entre les sujets interrogés et les répondants *proxy* alors que, d'après certains travaux, les évaluations des besoins d'aide par les sujets et les *proxy* ont d'autant plus de chances de concorder que leurs contacts sont fréquents (Magaziner *et al.* [1997]), que les *prox*y sont des aidants professionnels et que les activités considérées sont des AVQ plutôt que des AIVQ (Ostbye *et al.* [1997]). La corrélation positive entre les termes d'erreur des deux premières équations semble indiquer que les mêmes facteurs inobservables favorisent à la fois le recours à un répondant *proxy* mais aussi l'expression d'un besoin d'aide. Elle valide l'idée que la variable « répondant *proxy* » joue elle-même le rôle de *proxy* d'une certaine forme de dégradation de l'état de santé de la personne enquêtée. Une fois cette source d'endogénéité contrôlée, l'impact du répondant *proxy* sur l'expression d'un besoin d'aide perd de son influence et ne confirme pas l'existence de subjectivité de la part des répondants *proxy* dans l'expression de ce besoin.

En ce qui concerne le besoin d'aide non satisfait ou sous-satisfait, vivre avec une autre personne plutôt que seul en réduit la probabilité de déclaration, d'autant plus fortement que les autres personnes dans le ménage ne sont pas que

le conjoint. Être non diplômé, être un homme et d'âge avancé réduisent la probabilité de déclarer un besoin d'aide non ou sous-satisfait. À l'inverse, disposer d'un revenu faible ou médian l'augmente. L'impact négatif de l'âge est certainement dû au fait que les personnes les plus âgées se retrouvent en institution.

Tableau 2. *Estimation d'un modèle récursif de trois équations probit avec sélection d'échantillon et endogénéité* (HID 99, *n* = 8 727)

Variable	Modalités	Équation (1)	Équation (2)	Équation (3)
Facteurs prédisposant				
Âge	*60-64 ans*	Réf	Réf	Réf
	65-69 ans	0,017	0,071	0,007
	70-74 ans	– 0,062	– 0,073	– 0,254*
	75-79 ans	0,039	0,231***	– 0,393***
	80-84 ans	0,411****	0,648****	– 0,749****
	85 ans et plus	1,097****	1,278****	– 0,889****
Sexe	*Homme*	0,224****	– 0,426****	– 0,255***
	Femme	Réf	Réf	Réf
Diplôme	*Oui*	Réf	Réf	Réf
	Non	0,527****	0,395****	– 0,405****
Facteurs favorisant				
Statut du ménage	*Seul*	Réf	Réf	Réf
	Conjoint uniquement	0,858****	0,071	– 0,455****
	Conjoint et autres	1,213****	0,342****	– 0,585***
	Sans conjoint mais avec d'autres personnes	1,550****	0,339***	– 0,840****
Revenu par unité de consommation (euro 1999)	*RUC* ⩽ *540*	0,273***	0,290****	0,280**
	540 < RUC ⩽ *1 080*	– 0,048	0,148***	0,240**
	RUC > 1 080	Réf	Réf	Réf
Aide informelle	*Oui*			0,027
	Non			Réf
Aide formelle	*Oui*			0,323**
	Non			Réf
Aide mixte	*Oui*			0,006
	Non			Réf
Facteurs de besoin				
Nombre de déficiences		0,116****	0,436****	
Nombre de besoins AVQ				0,039*
Nombre de besoins AIVQ				0,128****
Facteur endogène				
Statut du répondant	*Seul*		Réf	Réf
	Proxy		0,048	1,271***
Instrument				
Avoir au moins une fille	*Oui*	0,082*		
	Non	Réf		
Constante		– 2,968****	– 1,476****	– 1,125****
$\text{corr}(u_1, u_2) = 0{,}376$		$y_1 = 1$ fixé		
$\text{corr}(u_2, u_3) = -0{,}413$		$y_2 = 0{,}629$****		
$\text{corr}(u_1, u_3) = -0{,}548$		$y_3 = -1{,}228$****		

* : $p < 0{,}1$; ** : $p < 0{,}05$; *** : $p < 0{,}01$; **** : $p < 0{,}0001$.

Tableau 3. *Estimation d'équations probit simples (HID 99, n = 8 727)*

Variable	Modalités	Équation	
		(2)	(3)
Facteurs prédisposant			
Âge	*60-64 ans*	Réf	Réf
	65-69 ans	0,062	0,043
	70-74 ans	– 0,056	– 0,195**
	75-79 ans	0,197****	– 0,201**
	80-84 ans	0,529****	– 0,322***
	85 ans et plus	0,995****	– 0,213**
Sexe	*Homme*	– 0,398****	– 0,208****
	Femme	Réf	Réf
Diplôme	*Oui*	Réf	Réf
	Non	0,285****	– 0,116**
Facteurs favorisant			
Statut du ménage	*Seul*	Réf	Réf
	Conjoint uniquement	– 0,013	– 0,192***
	Conjoint et autres	0,172***	– 0,152
	Sans conjoint mais avec d'autres personnes	0,115*	– 0,230***
Revenu par unité de consommation (euro 1999)	*RUC ⩽ 540*	0,217****	0,290****
	540 < RUC ⩽ 1 080	0,133****	0,190***
	RUC > 1 080	Réf	Réf
Aide informelle	*Oui*		0,036
	Non		Réf
Aide formelle	*Oui*		0,234***
	Non		Réf
Aide mixte	*Oui*		0,021
	Non		Réf
Facteurs de besoin			
Nombre de déficiences		0,367****	
Nombre de besoins AVQ			0,027*
Nombre de besoins AIVQ			0,098****
Facteur endogène			
Statut du répondant	*Seul*	Réf	Réf
	Proxy	0,742****	– 0,084
Constante		– 1,249****	– 1,180****

* : $p < 0,1$; ** : $p < 0,05$; *** : $p < 0,01$; **** : $p < 0,0001$.

Être maintenu à domicile malgré un âge avancé signale ainsi un état de santé satisfaisant ou que les besoins essentiels liés à la réalisation des AVQ et AIVQ sont effectivement pris en charge de façon adéquate. La contribution négative du sexe masculin doit être relié au partage usuel des tâches au sein des ménages (Miller et Cafasso [1992]), dont les femmes conservent, dans les générations étudiées, la responsabilité et au sujet desquelles elles nourrissent les plus fortes attentes (Lima et Allen [2001]). L'accumulation de besoins pour la réalisation d'AVQ et d'AIVQ est également liée à la déclaration de la non-satisfaction de l'un au moins d'entre eux. Lorsque l'aide reçue est exclusivement formelle, il y a également un risque de majoration de la probabilité de déclarer la non-satisfaction d'un ou plusieurs besoins. Alors que, dans le cas d'une estimation naïve, le recours

à un *proxy* n'avait pas d'impact significatif sur la non-satisfaction des besoins (tableau 3), dans le cas du modèle récursif, il contribue positivement et de façon fortement significative à la déclaration de l'existence d'un besoin d'aide non satisfait ou sous-satisfait, ce qui peut s'interpréter comme une subjectivité dont les répondants *proxy* grèveraient leur évaluation de la non-satisfaction du besoin d'aide des sujets enquêtés. Ces résultats viennent contrarier ceux tirés de travaux antérieurs, en particulier ceux de Desai *et al.* [2001], qui concluent, sur la base d'une régression logistique ordinaire, à une contribution statistiquement significative et négative du recours à un *proxy* à la déclaration d'un besoin non satisfait ou sous-satisfait. Ils remettent aussi en question l'explication donnée par Lima et Allen [2001] du signe négatif de la contribution. D'après ces derniers, le répondant *proxy*, possiblement aidant du sujet assisté dans ses réponses, chercherait à valoriser son intervention en tant qu'aidant. Nos résultats échouent à retrouver un tel effet et soutiennent plutôt la thèse du fardeau de l'aide : les morbidités et la symptomatologie anxio-dépressive développée par les aidants peuvent constituer un biais sérieux dans la capacité de ces derniers à mesurer les besoins des personnes aidées et leur satisfaction (Long *et al.* [1998]), ce qui peut les conduire à sous-estimer leur capacité à répondre aux besoins exprimés par les personnes âgées qu'elles ont, de plus, aidées à répondre. Les différences dans les résultats tiennent à l'évidence dans les stratégies d'estimation. Ainsi, les études menées aux États-Unis par Desai *et al.* [2001] et Lima et Allen [2001] ont estimé les besoins non satisfaits ou insuffisamment satisfaits à l'aide d'une seule équation où le recours à un *proxy* était pris en compte à l'aide d'une variable indicatrice. De plus, ils ont restreint leur échantillon aux seules personnes ayant exprimé un besoin d'aide, ce qui revient à ignorer les facteurs communs qui expliquent de pair la déclaration d'un besoin d'aide d'une part et leur satisfaction d'autre part. Par conséquent, ils ont éprouvé de grandes difficultés à désintriquer les raisons objectives du recours à un *proxy*, qui sont liées fondamentalement à l'état de santé des sujets interrogés, de la subjectivité des répondants *proxy* dans la mesure des besoins d'aide et de la manière dont ils sont satisfaits. La corrélation négative entre le terme d'erreur de l'équation d'insatisfaction et les deux autres termes d'erreur pourrait signifier que les besoins des personnes à l'état de santé dégradé sont davantage satisfaits et pris en compte. Le renversement des effets liés à l'âge va d'ailleurs dans ce sens : plus l'âge des personnes est important, moins l'insatisfaction est exprimée. Une fois toutes ces corrections apportées, il ressort alors l'existence d'une certaine subjectivité provenant des répondants *proxy* dans l'expression d'une insatisfaction des aides apportées : si le coefficient apparaît élevé, il doit être analysé en notant que plusieurs effets négatifs contrebalancent ce fort effet, l'âge ainsi que la présence du conjoint ou d'autres personnes auprès de la personne enquêtée. Les estimations de l'équation d'insatisfaction sans contrôle d'endogénéité et en l'absence de prise en compte du mécanisme de sélection par un probit simple illustrent la présence de biais importants.

CONCLUSION

Les enquêtes sur la santé ambitionnent de renseigner, souvent à grande échelle, l'état de santé des individus qui la composent. La qualité des données peut alors souffrir de la manière dont elles ont été colligées, compromettant les

usages que les chercheurs et les responsables de politique sanitaire peuvent en faire. Le recours à un répondant *proxy* soulève des problèmes évidents d'endogénéité vis-à-vis de l'état de santé des sujets interrogés, que cet article a proposé de résoudre, dans le contexte de la déclaration de besoins d'aide dans la réalisation d'AVQ et d'AIVQ et de leur satisfaction, à partir de données françaises. La stratégie d'estimation permet ainsi de séparer la sensibilité et, le cas échéant, la subjectivité des répondants *proxy* et les déterminants objectifs de leur sollicitation. Ainsi, à la différence de travaux antérieurs, les résultats obtenus soulignent que les répondants *proxy* n'ajoutent aucune subjectivité dans l'évaluation des besoins des personnes âgées vivant en domicile ordinaire mais que leur subjectivité semble bien réelle lors de l'évaluation de la satisfaction de ces mêmes besoins. L'enseignement à tirer pour les responsables des politiques sanitaires et sociales est que les estimations courantes des besoins d'aide pour la réalisation d'AVQ et d'AIVQ dans la population des personnes âgées vivant en domicile ordinaire n'ont pas à être révisées à la baisse, contrairement à ce que suggéraient les précédents travaux (Neumann *et al.* [2000]). Dans le même temps, le sentiment d'inadéquation de l'aide apportée à ces mêmes personnes en réponse aux besoins exprimés tend à être accentué par les répondants *proxy*, ce qui, à maints égards, alerte sur les difficultés et la pénibilité de la provision d'une telle aide, surtout lorsqu'elle provient d'aidants informels.

Dans les recherches à venir sur le sujet, l'impact du recours à un *proxy* dans les enquêtes sur la santé demandera une attention toute particulière. En outre, la nature et l'intensité de la relation liant le sujet interrogé et le répondant *proxy* mériteront d'être étudiées pour moduler l'importance du biais d'endogénéité (Hill et Pylypchuk [2006]). Dans leur classification particulièrement stimulante de l'effet de perception, Norton *et al.* [2003] ont pu établir à cet effet que l'erreur de mesure liée à l'utilisation d'une tierce personne pour répondre était d'autant plus faible que le répondant sollicité est proche du sujet initialement enquêté. Cette hypothèse mériterait d'être testée avec de nouvelles observations et un ensemble de variables enrichi, permettant de différencier le statut du répondant *proxy* (son lien avec le sujet interrogé et la fréquence de leurs contacts). Par ailleurs, les limitations fonctionnelles qui touchent les sujets âgés interrogés s'inscrivent dans un processus dynamique, de même que les incapacités et les besoins d'aide dans la réalisation d'AVQ et d'AIVQ. On peut penser que la perception que le répondant *proxy* a des conséquences des déficiences du sujet interrogé sur sa capacité à réaliser les AVQ et AIVQ est elle aussi susceptible d'évoluer au cours du temps. Toutefois, le signe et la magnitude de l'effet du temps sur le biais lié au statut du répondant restent *a priori* indéterminés, car mieux connaître le sujet peut certes contribuer à plus d'objectivité dans l'évaluation du *proxy*, mais aussi introduire une subjectivité compassionnelle chez ce dernier. En la matière, l'information sur la longévité du lien entre le sujet et le répondant *proxy* et, le cas échéant, le temps depuis lequel ce dernier prodigue une aide, devra être traitée avec une attention particulière.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AAKVIK A., HECKMAN J.J. et VYTLACIL E.J. [2005], « Estimating treatment effects for discrete outcomes when responses to treatment vary: an application to Norwegian vocational rehabilitation programs », *Journal of Econometrics*, 125 (1-2), p. 15-51.

ALLEN S.M. et MOR V. [1997], « The prevalence and consequences of unmet need. Contrasts between older and younger adults with disability », *Medical Care*, 35 (11), p. 1132-1148.

ANDERSEN R.M. et NEWMAN J.F. [1973], « Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States », *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, 51 (1), p. 95-124.

ANDERSEN R.M. [1995], « Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? », *Journal of Health and Social Behavior*, 36 (1), p. 1-10.

BALIA S. et JONES A.M. [2008], « Mortality, lifestyle and socio-economic status », *Journal of Health Economics*, 27 (1), p. 1-26.

BALL A.E., RUSSELL E.M., SEYMOUR D.G., PRIMROSE W.R. et GARRATT A.M. [2001], « Problems in using health survey questionnaires in older patients with physical disabilities. Can proxies be used to complete the SF-36? », *Gerontology*, 47 (6), p. 334-340.

BASS D.M. et NOELKER L.S. [1987], « The influence of family caregivers on elder's use of in-home services: an expanded conceptual framework », *Journal of Health and Social Behavior*, 28 (2), p. 184-196.

BENITEZ-SILVA H., BUCHINSKI M., CHAN H.M., CHEIDVASSER S. et RUST J. [2004], « How large is the bias in self-reported disability? », *Journal of Applied Econometrics*, 19 (6), p. 649-670.

BOUND J., BROWN C. et MATHIOWETZ N. [2001], « Measurement error in survey data », dans HECKMAN J.J. et LEAMER E. (eds), *Handbook of Econometrics*, Amsterdam/Londres/New York, Elsevier Science.

BRANCH L.G., JETTE A.M., EVASHWICK C., POLANSKY M., ROWE G. et DIEHR P. [1981], « Toward understanding elders' health service utilization », *Journal of Community Health*, 7 (2), p. 80-92.

BROESE VAN GROENOU M., GLASER K., TOMASSINI C. et JACOBS T. [2006], « Socio-economic status differences in older people's use of informal and formal help: a comparison of four European countries », *Ageing and Society*, 26 (5), p. 745-766.

CALSYN R.J., ROADES L.A. et KLINKENBERG W.D. [1998], « Using theory to design needs assessment studies of the elderly », *Evaluation and Program Planning*, 21 (3), p. 277-286.

CALSYN R.J. et WINTER J.P. [2001], « Predicting four types of service needs in older adults », *Evaluation and Program Planning*, 24 (2), p. 157-166.

CARTWRIGHT A. [1957], « The effect of obtaining information from different informants on a family morbidity inquiry », *Applied Statistics*, 6 (1), p. 18-25.

CORDER L.S., WOODBURY M.A. et MANTON K.G. [1996], « Proxy response patterns among the aged: effects on estimates of health status and medical care utilization from the 1982-1984 long-term care surveys », *Journal of Clinical Epidemiology*, 49 (2), p. 173-182.

DAVEY A. [1999], « Formal and informal community care to older adults: comparative analysis of the United States and Great Britain », *Journal of Family and Economic Issues*, 20 (3), p. 271-299.

DE KLERK M.M., HUIJSMAN R. et MCDONNELL J. [1997], « The use of technical aids by elderly persons in The Netherlands: an application of the Andersen and Newman model », *Gerontologist*, 37 (3), p. 365-373.

DESAI M.M., LENTZNER H.R. et WEEKS J.D. [2001], « Unmet need for personal assistance with activities of daily living among older adults », *Gerontologist*, 41 (1), p. 82-88.

DOREVITCH M.I., COSSAR R.M., BAILEY F.J., BISSET T., LEWIS S.J., WISE L.A. et MACLENNAN W.J. [1992], « The accuracy of self and informant ratings of physical functional capacity in the elderly », *Journal of Clinical Epidemiology*, 45 (7), p. 791-798.

DRIVSHOLM T., EPLOV L.F., DAVIDSEN M., JORGENSEN T., IBSEN H., HOLLNAGEL H. et BORCH-JOHNSEN K. [2006], « Representativeness in population-based studies: a detailed description of non-response in a Danish cohort study », *Scandinavian Journal of Public Health*, 34 (6), p. 623-631.

ELINSON J. et TRUSSELL R.E. [1957], « Some factors relating to degree of correspondence for diagnostic information as obtained by household interviews and clinical examinations », *American Journal of Public Health*, 47 (3), p. 311-321.

EPSTEIN A.M., HALL J.A., TOGNETTI J., SON L.H. et CONANT L. Jr. [1989], « Using proxies to evaluate quality of life. Can they provide valid information about patients' health status and satisfaction with medical care? », *Medical Care*, 27 (3 Suppl.), S 91-98.

HECKMAN J.J. [1979], « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, 47 (1), p. 153-161.

HECKMAN J.J. [1981], « Statistical models for discrete panel data », dans C. MANSKI et D. MCFADDEN (eds), *Structural analysis of discrete data with econometric applications*, Cambridge, MIT Press.

HÉMON D. et JOUGLA E. [2004], « Surmortalité liée à la canicule d'août 2003 », Rapport remis au ministre de la Santé et de la Protection sociale, 76 pages, Paris, Inserm.

HILL S.C. et PYLYPCHUK Y. [2006], « Reports of fewer activity limitations: recovery, survey fatigue, or switching respondent? », *Medical Care*, 44 (5 Suppl.), I 73-81.

IEZZONI L.I., MCCARTHY E.P., DAVIS R.B. et SIEBENS H. [2000], « Mobility problems and perceptions of disability by self-respondents and proxy respondents », *Medical Care*, 38 (10), p. 1051-1057.

KATZ S., FORD A.B., MOSKOWITZ R.W., JACKSON B.A. et JAFFE M.W. [1963], « Studies of illness in the aged: the index of ADL, a standardized measure of biological and psychosocial function », *Jama*, 185, p. 914-919.

KENNEDY J. [2001], « Unmet and undermet need for activities of daily living and instrumental activities of daily living assistance among adults with disabilities: Estimates from the 1994 and 1995 disability follow-back surveys », *Medical Care*, 39 (12), p. 1305-1312.

KRASKER W.S. et PRATT J.W. [1986], « Bounding the effects of proxy variables on regression coefficients », *Econometrica*, 54 (3), p. 641-656.

LAWTON M.P. et BRODY E.M. [1969], « Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living », *Gerontologist*, 9 (3), p. 179-186.

LIMA J.C. et ALLEN S.M. [2001], « Targeting risk for unmet need: not enough help versus no help at all », *Journal of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 56 (5), S 302-310.

LONG K., SUDHA S. et MUTRAN E.J. [1998], « Elder-proxy agreement concerning the functional status and medical history of the older person: the impact of caregiver burden and depressive symptomatology », *Journal of the American Geriatrics Society*, 46 (9), p. 1103-1111.

MADDALA G.S. [1983], *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.

MAGAZINER J., ZIMMERMAN S.I., GRUBER-BALDINI A.L., HEBEL J.R. et FOX K.M. [1997], « Proxy reporting in five areas of functional status. Comparison with self-reports and observations of performance », *American Journal of Epidemiology*, 146 (5), p. 418-428.

MILLER B. et CAFASSO L. [1992], « Gender differences in caregiving: fact or artifact? », *Gerontologist*, 32 (4), p. 498-507.

MOORE J. [1988], « Self/proxy response status and survey response quality: a review of the literature », *Jounal of Official Statistics*, 4, p. 155-172.

MORMICHE P. [2000], « The INSEE survey on handicaps, disabilities, and dependency – Aims and organization », *Courrier des statistiques English series*, 6, p. 21-32.

NEUMANN P.J., ARAKI S.S. et GUTTERMAN E.M. [2000], « The use of proxy respondents in studies of older adults: lessons, challenges, and opportunities », *Journal of the American Geriatrics Society*, 48 (12), p. 1646-1654.

NORTON E.C. [2000], « Long-term care », dans A.J. CULYER et J.-P. NEWHOUSE (eds), *Handbook of Health Economics*, Amsterdam, Elsevier Science.

NORTON E.C., LINDROOTH R.C. et ENNETT S.T. [2003], « How measures of perception from survey data lead to inconsistent regression results: evidence from adolescent and peer substance use », *Health Economics*, 12 (2), p. 139-148.

OSTBYE T., TYAS S., MCDOWELL I. et KOVAL J. [1997], « Reported activities of daily living: agreement between elderly subjects with and without dementia and their caregivers », *Age Ageing*, 26 (2), p. 99-106.

RALLE P. [2003], « La mesure des déficiences dans l'enquête *Handicaps, Incapacités, Dépendance* », *Revue française des affaires sociales*, 1-2, p. 55-73.

ROTHMAN M.L., HEDRICK S.C., BULCROFT K.A., HICKAM D.H. et RUBENSTEIN L.Z. [1991], « The validity of proxy-generated scores as measures of patient health status », *Medical Care*, 29 (2), p. 115-124.

SPRANGERS M.A. et AARONSON N.K. [1992], « The role of health care providers and significant others in evaluating the quality of life of patients with chronic disease: a review », *Journal of Clinical Epidemiology*, 45 (7), p. 743-760.

TODOROV A. et KIRCHNER C. [2000], « Bias in proxies' reports of disability: data from the National Health Interview Survey on disability », *American Journal of Public Health*, 90 (8), p. 1248-1253.

WILDE J. [2000], « Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy variables », *Economic Letters*, 69 (1), p. 309-312.

The Journal of Socio-Economics 38 (2009) 138–146

Contents lists available at ScienceDirect

The Journal of Socio-Economics

journal homepage: www.elsevier.com/locate/soceco

Socioeconomic determinants of the need for personal assistance reported by community-dwelling elderly: Empirical evidence from a French national health survey

Bérengère Davin[a,b,c], Alain Paraponaris[a,b,c,*], Pierre Verger[a,b,c]

[a] INSERM, U912 (SE4S), Marseille, France
[b] Université Aix Marseille, IRD, UMR-S912, Marseille, France
[c] ORS PACA, Observatoire Régional de la Santé Provence Alpes Côte d'Azur, Marseille, France

ARTICLE INFO

Article history:
Received 20 July 2007
Received in revised form 27 August 2008
Accepted 15 October 2008

JEL classification:
I10
C35

Keywords:
Elderly
Impairments
Need for personal assistance
Andersen and Newman's behavioral model
Bivariate probit model with sample selection

ABSTRACT

A bivariate probit model with sample selection is used to estimate the conditional probability of reporting a need for personal assistance (NPA) with at least one activity of daily living among French community-dwelling elderly. 71.8% of men and 77.3% of women reported impairments and among those who reported impairments, 7.5% of men and 10.8% of women reported NPA. NPA is associated not only with age (i.e., the oldest individuals, for women only) and health status (such as a specific type of impairment), but also with socioeconomic (living with intermediate income; living with someone, partner or other) and environmental factors (having and using assistive technologies).

© 2008 Elsevier Inc. All rights reserved.

1. Introduction

The populations of Western nations are aging, to a greater degree in the European Union than in North America (OECD, 2000). Population aging is commonly expected to lead to sharp increases in health care expenditures (OECD, 2006), even if this assumption strongly depends on hypotheses made about the impact of aging on health (Zweifel et al., 1999, 2004). It is also assumed that aging will radically change relations between younger and older populations (Henrard, 1996; von Weizsäcker, 1996) by calling into question the need for reforms in health care financing as well as in pension and retirement systems (Lloyd-Sherlock, 2000; von Weizsäcker, 1995; Zweifel, 1990). More importantly, it places into public view the debate about the targeted mix of public subsidies and private provision of care for the elderly (Hoerger et al., 1996; Norton, 2000).

The prolonged life span of today may result in an increasing number of chronic diseases and ensuing physical or cognitive impairments and disabilities. Impairments are defined as any loss or abnormality of psychological, physiological or anatomical structure or function. Disabilities refer to any restriction or lack of ability to perform an activity in the manner or range considered normal for a human being resulting from an impairment (Freedman et al., 2004; WHO, 1980). Although disabilities are a major factor in institutionalization (Branch and Jette, 1982), the majority of disabled elderly individuals continue to live in the community (two thirds of the disabled elderly in France), where they require assistive technology, help from others or both to accomplish the activities of daily living (ADLs). Establishing policies for equitable and appropriate care and assistance for the elderly requires, among other things, an assessment of when and why people with impairments report the need for personal assistance (henceforth referred to as NPA). NPA may be caused by the interaction between physical and/or mental limitations and the environment, which actually hampers people in daily activities as stressed by Pascual and Cantarero for the European disabled in a paper published in a recent issue of this journal (Pascual and Cantarero, 2007).

A large body of research on the determinants of disabilities (see Stuck et al., 1999, for a survey) has shown that the main factors associated with disability are medical (in particular, cog-

* Corresponding author at: INSERM 912 – ORS PACA, 23 rue Stanislas Torrents, F-13006 Marseille, France. Tel.: +33 4 91 59 89 02; fax: +33 4 91 59 89 24.
E-mail address: alain.paraponaris@inserm.fr (A. Paraponaris).

1053-5357/$ – see front matter © 2008 Elsevier Inc. All rights reserved.
doi:10.1016/j.socec.2008.10.005

nitive impairments), demographic (gender and age), psychological (depression), and socioeconomic (low socioeconomic status). Studies considering factors associated with NPA *per se*, however, are rare (Allen et al., 1993; Calsyn and Winter, 2001; Kattainen et al., 2004). Some of them (Calsyn and Winter, 2001, for instance) consider the need for specific services, such as home care, meal delivery, and housekeeping assistance. These rely on Andersen and Newman's behavioral model (Andersen and Newman, 1973; Andersen, 1995), a broad framework for predicting the need for and utilization of healthcare services (Calsyn and Winter, 2001; de Boer et al., 1997; Kadushin, 2004). According to this model, the need for or use of services depends on predisposing factors (social and demographic characteristics), enabling factors (income, social or family environment resources that encourage or limit the use of or need for services) and need factors (perceived or assessed health status). These studies suggest that independently of need factors, services are required at the highest rates among the oldest elderly individuals, those with low income, and those living alone (Calsyn and Winter, 2001). They do not, however, consider informal assistance (unpaid help provided by family and friends), which represents up to 75% of the help received by community-dwelling elderly in France (Breuil-Genier, 1999). They also fail to consider factors that may affect the reported need for services, such as the use of assistive technology, assistance or even replacement during the interview (by a proxy respondent, as is frequent in this type of study).

This article, based on data from the cross-sectional Handicaps-Disabilities-Dependence (HID) home survey conducted in France in 1999, shares with the paper by Pascual and Cantarero (2007) the specific aim of identifying the socioeconomic characteristics associated with the reporting of NPA, but it differs from previous work in two ways: first, it considers the elderly living in the community in particular, and second, it controls for the potential contributions of demographic, and above all, medical determinants of NPA. For this latter purpose, the paper takes into account the potential confounding effect of the association already observed between these factors and various types of impairments, such as cognitive or visual impairments (Cattin et al., 1997; Varma et al., 2004; Yen et al., 2004).

The paper is organized as follows. The HID survey is presented in Section 2. The construction of variables, the model specification and the econometric estimation strategy are discussed in Section 3. The results are given in Section 4 and extensively discussed in Sections 5 and 6 offers a summary and conclusion.

2. Data

The HID survey was carried out by the French National Institute for Statistics and Economic Studies (INSEE) to examine the consequences of health problems on physical and psychological functioning and on the daily and social life of persons living at home (Mormiche, 2003). This two-part survey began with a preliminary health questionnaire distributed to all individuals (400,000) in randomly selected geographic areas during the 1999 population census. In that first part of the survey, the population was sampled at rates ranging from 1/15,000 in the population with no impairment to 1/440 in the severely disabled population. The second part of the study surveyed the individuals selected; that is, 21,760 persons of all ages living at home. This article considers only the subsample of 8745 persons aged 60 years or older (response rate: 77.8%), weighted to make it representative of the reference population of 11.6 million people aged 60 years and older, according to gender, age, and impairment level (Davin et al., 2005).

Data for this second stage of the study were collected using a standardized questionnaire administered in face-to-face interviews. When necessary and if the intended subject agreed, the latter was helped or even replaced (proxy interview) by a family member or friend.

The questionnaire covered household composition, educational level, income, formal and informal care provided by professionals and relatives, home layout and facilities and any assistive technology used. Reported disabilities and impairments were defined and classified according to the International Classification of Impairments, Disabilities and Handicaps (ICIDH, see Aijanseppa et al., 2005; WHO, 1980).

The factors associated with reported NPA have been identified with the help of a bivariate probit model with sample selection (see the presentation in Section 3). Accordingly, two dependent variables were defined. The first variable was "impairment," coded by physicians from the subjects' reports according to ICIDH. The second, NPA, was constructed for seven of the ADLs (Katz et al., 1963) most often considered in the literature (Desai et al., 2001; Lima and Allen, 2001): bathing (or showering), dressing, using the toilet, transferring (getting up, going from bed to chair for instance), eating, moving inside (or walking), and going out (leaving the house). For each activity, the subject (or proxy) responded to the question, "Do you do this without help from someone?" by choosing from the following responses: 1. Yes, without any problem; 2. Yes, but with some difficulty; 3. Yes, but with a lot of difficulty; or 4. No, I need help. NPA was defined by the selection of response 4 for at least one ADL.

3. Methods and model

To study the factors associated with impairments and NPA, we adapted Andersen and Newman's behavioral model to consider both formal and informal assistance. Separate analyses were conducted for men and women. We included age and educational level as predisposing factors. In this elderly population, which is much less educated than the general population, a low educational level was defined as holding no diploma at all, not even an elementary school certificate. The enabling factors considered were household composition (lives alone, in a couple, or with other persons), income per consumption unit (McClements, 1977), and assistive technologies (home adaptations and equipment, locomotion technologies, sensory aids, and other technical aids). We sought to assess whether these technologies could replace human help, since NPA may well depend on these improvements in the physical environment (Hoenig et al., 2003). The main need factor retained was chronic disease as an indicator of health status (Keskimaki et al., 1995). Impairments were used to explain NPA (Rantanen et al., 2001). They were classified as motor, visual, auditory, speech or language disorders, metabolic, cognitive, neuropsychiatric, or other. Finally, the model includes the mode of interview: whether the subject responded alone, was helped, or was replaced by a proxy.

We assumed the following: subjects may (or may not) report impairments, and those who do may (or may not) report NPA with ADLs. According to this assumption, the factors associated with NPA can be estimated by a bivariate probit model with sample selection (Greene, 1993). The first equation selected the sub-sample of subjects with at least one impairment. The second equation reported the NPA for at least one ADL among those who reported one or more impairments. This model makes it possible to accommodate the structure of correlated errors that may occur if there are unobservable or unmeasured factors (for example, factors related to individuals' perceptions) associated with both reported impairments and NPA. Moreover, modeling the probability of NPA conditional on reported impairments helps to prevent the heterogeneity bias that may exist when individuals reporting impairments and those reporting none are both classified in the

same group of individuals who report no NPA, compared with those who report NPA for at least one ADL.

There is strong evidence for discrepancies between men and women in relation to impairments and NPA (Allen et al., 1993; Chau et al., 2005; Macintyre et al., 1999; Murtagh and Hubert, 2004; von Strauss et al., 2003; Yount and Agree, 2005; Yount et al., 2004). As a result, the analyses were separated by gender.

We therefore assumed that for an individual i and his/her actual health status, the observable characteristics X_i (age, socioeconomic status, etc.) determine the existence of impairments:

$$Imp_i^* = X_i\beta + u_i, \quad (1)$$

where u_i represents a random unobservable component. Imp_i^* is not directly observable, unlike Imp_i, which is defined by reported impairments:

$$Imp_i = \begin{cases} 1 \textit{ if } Imp_i^* > 0 \\ 0 \textit{ otherwise} \end{cases}.$$

The same is true for NPA, which is not directly observable:

$$\mathrm{NPA}_i^* = Z_i\gamma + v_i, \quad (2)$$

where Z_i represents the observable characteristics and v_i an unobservable component, unlike a reported NPA:

$$\mathrm{NPA}_i = \begin{cases} 1 \textit{ if } \mathrm{NPA}_i^* > 0 \\ 0 \textit{ otherwise} \end{cases}.$$

NPA_i is studied only when $Imp_i = 1$: individual i can report needing assistance only if he/she is impaired. There may be a correlation between the unobservable components u_i and v_i. Error terms are assumed to be normally distributed: $(u_i, v_i) \approx N(0, 0, 1, 1, \rho)$ where $\rho = corr(u_i, v_i)$.

The second-stage equation (NPA) must include at least one variable (Greene, 1993) different from the first-stage equation (reported impairments). In this respect, available assistive technologies are assumed to be associated with NPA only. The Likelihood Ratio (LR) statistic was used to test the null hypothesis of no correlation between error terms from each equation.

We paid special attention to the sign, value and magnitude of the standard deviations associated with the parameters estimated in the two equations. Since these equations are derived from a behavioral model for reported NPA conditionally on the declaration of impairments, we are most concerned with the social and economic semantic value of our results. Therefore, the marginal effects (Christofides et al., 1997) have also been computed for the variables included in the equations, which provides a convenient way to assess the impact of a unit change in an explanatory variable on the probability of reporting either impairments or need for assistance. Moreover, the interpretations given for the estimates for NPA prevalence and probability to report NPA pay heed to the fact that the data are from a weighted and stratified random sample. Therefore, the confidence intervals associated with the prevalence rate estimators for NPA and standard deviations calculated for the estimated parameters in the bivariate probit model took both into account (Deaton, 1997).[1] Thus, both scientific significance and statistical significance have been considered (see McCloskey and Ziliak, 1996, and Ziliak and McCloskey, 2004 on this point).

[1] The prevalence of NPA was calculated with the *svytab* procedure of Stata software, version 8.2, and parameter estimates in the bivariate probit were conducted with the *svyheckprob* procedure (Stata Corporation, 2002).

4. Results

4.1. Descriptive statistics

The main sample characteristics for the three categories of factors proposed by Andersen and Newman (predisposing, enabling and need) are presented in Table 1. On average, subjects were 71.4 years old. The population pyramid stresses that female elderly living in the community are significantly older than their male counterparts. A non-negligible portion of the population is uneducated, but with no statistical difference between men and women. Women live alone more often than men, and consequently, they also live more frequently than men with people other than their spouse. There is no major difference in personal disposable income according to gender. The part of the population with an income per consumption unit more than two times the minimum old age pension (equal to 540€ in 1999) is limited. The use of assistive technologies is not widespread, but women seem to use them more frequently than men, except for sensory devices.

Three quarters of all subjects reported at least one impairment (95% confidence interval: 71.9–77.8), with no statistically significant difference between men (71.8%, 95%CI: 67.1–76.1) and women (77.3%, 95%CI: 73.2–80.9). However, there are systematic statistically significant differences between men and women for each kind of impairment except for metabolic impairments. Women report motor, visual, cognitive and neuropsychiatric impairments more often than men. The opposite is true for auditory and speech or language impairments. More generally, elderly individuals living in the community unsurprisingly report chronic diseases (more often for men than women).

Women succeeded in responding to the questionnaire alone more frequently than men, who were more often replaced by a proxy.

About one out of 11 elderly individuals reported NPA for at least one ADL among the seven activities considered in this paper (Table 2). There seem to be significant differences in the overall prevalence of reported NPA between men and women, due to the higher NPA for women in motor activities (transferring from bed to chair, moving inside the house, getting out of the house).

4.2. Estimations

In the bivariate probit estimations, the null hypothesis of the LR test (no correlation between equation residuals) was rejected for both men and women (Tables 3 and 4).

For both men and women, the probability of reporting impairments was unsurprisingly increased by advanced age and the report of a chronic disease. It was also greater for men and women who required assistance to complete the interview. Moreover, women living with a person other than a partner reported impairments more frequently.

For women, the probability of reporting NPA for at least one ADL, conditional on the report of impairments, increased for the oldest individuals as well as for those living with either a partner or someone else, those using assistive technologies (except for sensory assistive technologies) and those declaring motor, visual, speech/language, cognitive or neuropsychiatric impairments. Women with a chronic disease were also at higher risk of reporting NPA than women without chronic disease. Finally, the rate of reporting NPA was also higher for women who were assisted or replaced by a proxy during the interview.

Among men who reported impairments, age did not seem to increase the probability of reporting NPA. A positive association was found with living with a partner, but not with living with other people. The availability of an intermediate level of personal disposable

Table 1
Characteristics of the sample of persons 60 years or older living at home (HID 99, France, $n = 8745$, weighted sample).

Variable[a]	Categories	Men (%)	Women (%)	Overall (%)
Predisposing factors				
Age***	60–69 years	50.3	43.8	46.6
	70–79 years	37.6	38.4	38.0
	80 years or older	12.1	17.8	15.4
Diploma		70.3	67.1	68.5
Enabling factors				
Household status***	Lives alone	13.8	37.6	27.4
	Lives with partner	82.7	52.1	65.2
	Lives with others	3.5	10.3	7.4
Income by consumption unit (€ 1999)	Income ≤ 540	14.1	14.3	14.2
	540 < Income ≤ 1080	45.6	49.6	47.9
	Income > 1080	40.3	36.1	37.9
Assistive technology: house equipment***		4.9	8.6	7.0
Assistive technology: movement/locomotion***		12.4	18.4	15.8
Assistive technology: sensory		6.6	6.4	6.5
Assistive technology: other*		14.4	17.6	16.2
Need factors				
Motor impairment***		31.2	40.2	36.3
Visual impairment**		10.2	14.6	12.7
Auditory impairment***		29.9	19.9	24.2
Speech or language impairment*		1.3	0.8	1.0
Metabolic impairment		24.3	21.9	22.9
Cognitive impairment***		4.5	8.5	6.8
Neuropsychiatric impairment***		3.5	7.2	5.6
Other impairment**		30.9	39.1	35.6
Chronic disease*		42.3	36.7	39.1
Other factors				
Interview methods***	Alone	84.2	88.5	86.7
	Assisted	6.1	6.2	6.1
	Proxy	9.7	5.3	7.2

[a] Significant men – women difference.
* $p < 0.05$.
** $p < 0.01$.
*** $p < 0.001$.

Table 2
Prevalence of reported need for personal assistance (NPA) with activities of daily living (ADLs) among persons aged 60 years or older living at home (HID 99, France, $n = 8745$, weighted sample).

Need for personal assistance[a]	Men		Women		All	
	%	[95%CI]	%	[95%CI]	%	[95%CI]
Bathing	4.9	[3.8; 6.3]	6.0	[5.4; 6.7]	5.5	[4.9; 6.2]
Dressing	3.8	[3.3; 4.4]	4.6	[4.0; 5.2]	4.2	[3.9; 4.7]
Using toilet	1.1	[0.8; 1.3]	1.2	[1.0; 1.5]	1.1	[1.0; 1.3]
Eating	2.3	[1.9; 2.7]	2.6	[2.3; 3.0]	2.5	[2.2; 2.8]
Transferring**	1.4	[1.1; 1.7]	2.0	[1.7; 2.3]	1.7	[1.5; 1.9]
Moving inside**	1.0	[0.8; 1.3]	1.7	[1.4; 2.0]	1.4	[1.2; 1.6]
Getting out***	2.4	[2.0; 2.9]	5.2	[4.6; 5.8]	4.0	[3.6; 4.4]
At least one ADL***	7.5	[6.2; 9.0]	10.8	[9.8; 11.9]	9.4	[8.6; 10.2]

[a] Significant men – women difference.
** $p < 0.01$.
*** $p < 0.001$.

income (between one and two times the minimum old age pension) slightly increased the probability of reporting NPA. The use of assistive technologies (except for sensory assistive technologies) also increased the probability of declaring NPA. Men with motor and cognitive impairments were at higher risk of reporting NPA than men without motor or cognitive impairments. Like women, men assisted or replaced by a proxy during the interview reported NPA more frequently.

5. Discussion

From a statistical point of view, the results of the LR test for the correlation of residuals indicates that the use of a bivariate probit rather than two separate probit equations is appropriate (Greene, 1993).

As Pascual and Cantarero (2007) found for determinants of disability in a European sample, the results suggest that NPA with ADLs is associated not only with health status but also with socioeconomic and environmental factors. Prevalence rates of NPA are quite close to those of other studies (Hoeymans et al., 1996). Moreover, we found results for the factors associated with all kinds of impairments similar to those of other studies focusing on specific impairments (cognitive, visual, auditory): the prevalence of impairments is higher for women than for men when matched for age (Aijanseppa et al., 2005) and is associated with both health status and age (Cattin et al., 1997; Varma et al., 2004; Yen et al., 2004).

Table 3
Factors associated with reported impairment and need for personal assistance (NPA) with activities of daily living (ADLs)[a] in MEN aged 60 years or older living at home (HID 99, France, $n = 3672$, weighted sample, bivariate probit model with sample selection).

Variable	Categories	At least one impairment[b]			NPA with at least one ADL[c]		
		Coefficient.	S.E.	Marginal effect	Coefficient	S.E.	Marginal effect
Predisposing factors							
Age	60–69 years	Ref			Ref		
	70–79 years	.390***	.119	.150	−.062	.134	−.003
	80 years or older	.911***	.139	.315	.011	.197	.001
Diploma	Yes	Ref			Ref		
	No	.206	.147	.081	.188	.098	.010
Enabling factors							
Household status	Alone	Ref			Ref		
	Lives with partner	.156	.147	.062	.353**	.120	.011
	Lives with others	.345	.345	.134	.283	.199	.017
Income by consumption unit (€ 1999)	Income ≤ 540	.209	.242	.083	−.033	.133	−.001
	540 < income ≤ 1080	.032	.143	.013	.233*	.097	.014
	Income > 1080	Ref			Ref		
Assistive technology: house equipment	Yes				.690***	.118	.063
	No				Ref		
Assistive technology: movement/locomotion	Yes				.700***	.105	.065
	No				Ref		
Assistive technology: sensory	Yes				.159	.118	.009
	No				Ref		
Assistive technology: other	Yes				.304**	.117	.019
	No				Ref		
Need factors							
Motor impairment	Yes				.544***	.097	.043
	No				Ref		
Visual impairment	Yes				.144	.097	.008
	No				Ref		
Auditory impairment	Yes				−.110	.104	−.004
	No				Ref		
Speech or language impairment	Yes				.240	.157	.014
	No				Ref		
Metabolic impairment	Yes				−.090	.077	−.004
	No				Ref		
Cognitive impairment	Yes				.279*	.115	.017
	No				Ref		
Neuropsychiatric impairment	Yes				.130	.211	.007
	No				Ref		
Other impairment	Yes				−.018	.077	−.001
	No				Ref		
Chronic disease	Yes	.527***	.138	.199	.260	.176	.015
	No	Ref			Ref		
Other factors							
Interview methods	Alone	Ref			Ref		
	Assisted	.915***	.165	.315	.485**	.177	.036
	Proxy	.062	.259	.025	.923***	.160	.104
Constant		−.124	.188		−2.4***	.507	
$\rho(1.2) = -.652$ (.216)							
Log pseudo-likelihood = −2 521.9							
LR test ($\rho = 0$): $Chi^2(1) = 4.31$ Prob > $Chi^2 = 0.0379$							

Marginal effects are calculated for a change in the category of one regressor and at the median value of the other regressors.
[a] ADLs: bathing, dressing, using toilet, eating, transferring, moving inside, getting out.
[b] Total sample.
[c] Sample restricted to those with at least one impairment.
* $p < 0.05$.
** $p < 0.01$.
*** $p < 0.001$.

Unsurprisingly, impairments increase the probability of reporting NPA (Calsyn and Roades, 1993; Calsyn and Winter, 2001; Mor et al., 1992). Men who reported motor and cognitive impairments were more likely to report NPA than men with other kinds of impairments. For women, the range of impairments associated with a higher probability of reporting NPA was wider. Moreover, because of the decline in physical and mental conditions caused by aging, women, who are known to have a longer life expectancy than men (Macintyre et al., 1999), ultimately have a higher prevalence of diseases and impairments (Chau et al., 2005; Murtagh and Hubert, 2004; von Strauss et al., 2003). After adjustment for need factors, age was still associated with NPA for women but not for men, as has previously been observed, albeit inconsistently (Calsyn and Roades, 1993; Calsyn and Winter, 2001). In the French context, this may be because elderly men are more likely than their female counterparts to live in institutions at equal levels of impairment or disability, whereas the evidence about these sex ratios is mixed elsewhere (Ford et al., 1991). As a result, men would report NPA more readily

Table 4
Factors associated with reported impairment and need for personal assistance (NPA) with activities of daily living (ADLs)[a] in WOMEN aged 60 years or older living at home (HID 99, France, $n = 5073$, weighted sample, bivariate probit model with sample selection).

Variable	Categories	At least one impairment[b]			NPA with at least one ADL[c]		
		Coefficient	S.E.	Marginal effect	Coefficient.	S.E.	Marginal effect
Predisposing factors							
Age	60–69 years	Ref			Ref		
	70–79 years	.144	.124	.057	.182*	.087	.007
	80 years or older	.847***	.148	.292	.626***	.121	.039
Diploma	Yes	Ref			Ref		
	No	.242	.130	.094	.099	.066	.003
Enabling factors							
Household status	Alone	Ref			Ref		
	Lives with partner	.002	.135	.001	.283***	.071	.006
	Lives with others	.408*	.172	.156	.336***	.090	.015
Income by consumption unit (€ 1999)	Income ≤ 540	.063	.235	.025	.123	.088	.004
	540 < Income ≤ 1080	.208	.138	.082	.045	.074	.001
	Income > 1080	Ref			Ref		
Assistive technology: house equipment	Yes				.651***	.069	.041
	No				Ref		
Assistive technology: movement/locomotion	Yes				.580***	.063	.034
	No				Ref		
Assistive technology: sensory	Yes				−.026	.088	−.001
	No				Ref		
Assistive technology: other	Yes				.336***	.065	.015
	No				Ref		
Need factors							
Motor impairment	Yes				.355***	.064	.016
	No				Ref		
Visual impairment	Yes				.292***	.065	.013
	No				Ref		
Auditory impairment	Yes				−.050	.065	−.001
	No				Ref		
Speech or language impairment	Yes				.528**	.191	.030
	No				Ref		
Metabolic impairment	Yes				.028	.062	.001
	No				Ref		
Cognitive impairment	Yes				.328***	.077	.015
	No				Ref		
Neuropsychiatric impairment	Yes				.253*	.109	.010
	No				Ref		
Other impairment	Yes				.056	.054	.002
	No				Ref		
Chronic disease	Yes	1.023***	.133	.334	.256*	.105	.011
	No	Ref			Ref		
Other factors							
Interview methods	Alone	Ref			Ref		
	Assisted	.927***	.181	.312	.616***	.097	.038
	Proxy	.091	.170	.036	.712***	.123	.049
Constant		.075	.185		−2.5***	.257	
$\rho(1.2) = -.453$ (.184)							
Log pseudo-likelihood = −3 311.283							
LR test ($\rho = 0$): $Chi^2(1) = 4.44$ Prob > $Chi^2 = 0.035$							

Marginal effects are calculated for a change in the category of one regressor and at the median value of the other regressors.
[a] ADLs: bathing, dressing, using toilet, eating, transferring, moving inside, getting out.
[b] Total sample.
[c] Sample restricted to those with at least one impairment.
* $p < 0.05$.
** $p < 0.01$.
*** $p < 0.001$.

when they live with a partner than when they are alone, whereas there is no difference for men with other living companions and men living alone (Gaymu et al., 2008).

For women, living with someone (partner or other living companion) rather than living alone generally has a positive impact on health status and affects how they cope with health issues. Unexpectedly and contrary to Calsyn and Roades (1993), we found that living with a partner or someone else was significantly and positively associated with NPA with ADLs. Again, this may be because all else being equal, those who live alone and have a greater NPA which cannot be met at home are more likely to move to an institution or to live with a family member (Worobey and Angel, 1990); those continuing to live alone may therefore be relatively more able to cope with their impairments and disabilities (Iliffe et al., 1992).

At the same time, women are also known to report needing services more often than men (Calsyn and Roades, 1993). Because of traditional social role functioning, they are usually the main and often the only people responsible for household chores. Thus,

spouses, daughters and stepdaughters have historically been the caregivers in families (Katz et al., 2000; Miller and Cafasso, 1992). Women are therefore more prepared to cope with NPA than men, whether they personally need assistance or must provide care to their husband or to other household members. As result, their expectations for assistance with ADLs are likely to be greater. Conversely, whether they are themselves disabled or not, men are insufficiently prepared to fulfill the social roles taken on by women (Barer, 1994; Katz et al., 2000).

We found no association between NPA and educational level for either men or women, although studies of the need for services have found such a link (Calsyn and Roades, 1993; Calsyn and Winter, 2001). This result may result from our binary decomposition of education level (diploma, yes or no), which poorly captures differences in the education levels of the French elderly but was employed because of the very low proportion of individuals with first or higher degrees among people aged 60 years or older in the general population of French elderly in 1999.

The bivariate probit model with sample selection appears to be a reliable and convenient tool for dealing with the sequential phenomena considered in this paper: first, reporting impairments and second, reporting the need for human assistance. This model helped to disentangle two additive contributions of income that are usually confounded when assessing NPA with a single equation: the first involves exposure to risks leading to impairments, and the second concerns individuals' abilities to avoid the consequences of these impairments. In this respect, low income does not seem to have a statistically significant impact on either impairment or need for assistance, except for men with intermediate income. Nonetheless, the persistence of social inequalities at advanced ages has been observed, albeit inconsistently (Huisman et al., 2003; Mor et al., 1992). These results can be legitimately questioned on several fronts. First, we must re-emphasize that elderly individuals with low income most often live in institutions, all else being equal (Trottier et al., 2000). Frail elderly with low income remaining in the community invoke their rights to assistance more frequently than their counterparts with higher income (Krokstad and Westin, 2004). This is certainly emphasized in France by the very protective social welfare system, which may limit the inequities in exposure to social and/or economic phenomena likely to induce impairments (such as occupational health or prevention of potentially deleterious health behaviors) and facilitate access to health care. Second, self-assessment of impairments may be unsatisfactory. However, this should not be the case in the present survey since consistency between impairments and functional limitations has been determined by physicians for each individual. Third, it remains possible that low-income elderly may have lower expectations for their health and hence may report fewer impairments for the same objective status. Differences in the social representations of health and illness lead people to assess health problems or events which are objectively similar in very different ways (see Herzlich, 1973 for a seminal appraisal), which can especially apply to the disabling effects of impairments (Ville et al., 1994).

NPA was also positively associated with the use of assistive technologies. The positive sign of parameters estimated for house equipment, movement/locomotion assistive devices and other technologies suggests that the use of particular forms of technical assistance does not automatically crowd out human assistance; most often, people who use assistive devices declare needs for personal assistance for several ADLs, not just the one facilitated by the assistive technology. Hoenig et al., 2003 found that disabled elderly use both personal and technological assistance as soon as the number of limitations for basic ADLs exceeds one. Our data show that 25% of the elderly with no NPA use assistive technologies and so do 75% of the elderly with NPA for one ADL, 83% of the elderly with NPA for two ADLs, 88% of the elderly with NPA for three ADLs, 90% of the elderly with NPA for four ADLs, 95% of the elderly with NPA for five ADLs, 98% of the elderly with NPA for six ADLs, etc. Moreover, as people grow older, sicker, and more impaired, they find using these devices more difficult, and need human assistance to use them successfully (Verbrugge et al., 1997).

As shown by Freedman et al., 2004, estimation of NPA is very sensitive to the use of proxy respondents. In this survey, assistance or replacement by a proxy in the HID survey was positively associated with NPA with ADLs. People with impairments, particularly cognitive disorders, are more likely to require a proxy respondent to complete the interview. This effect should have been largely attenuated in the multiple regression model, which adjusted for impairments. Although we observed significant associations between respondent status and different types of impairments, substantial proportions of the participants with impairments (between 40 and 80%, according to type of impairment) responded on their own. The data are collected in our survey by directly questioning subjects or proxies, but not both. Consequently, it is impossible to establish whether the positive coefficients estimated for respondents assisted or replaced by proxies mean that proxies overestimate or subjects underestimate subjects' actual impairments and NPA. The level of human assistance received by subjects is known to have an indirect negative effect on subjects' assessments (Stoller, 1984). On the other hand, proxies may stress and even magnify their roles by declaring NPA more readily. Thus, family or friends responding on behalf of subjects or helping them to respond often provide the assistance (Desai et al., 2001; Lima and Allen, 2001) and may enhance their role in their responses by overestimating NPA (Neumann et al., 2000; Todorov and Kirchner, 2000).

6. Conclusions

This paper suggests that the reported need for assistance with ADLs results from interactions between physical and/or cognitive conditions and an environment in which social roles play a decisive role. This is especially true for the differences in the results between men and women. Thus, the paper confirms, using a refined framework for econometric estimations, the results of earlier work in similar fields (Manton, 1989; Peres et al., 2005; Reynolds and Silverstein, 2003; Stuck et al., 1999).

With the help of a convenient model specification and estimation strategy, our work also attempted to disentangle the various contributions made by economic variables, especially income. For instance, personal disposable income was expected to provide information about socioeconomic status-related exposure to occupational risks or health behaviors likely to raise the probability of becoming impaired. The study also aimed to assess how financial resources enable the elderly to reduce functional limitations, and consequently, their needs for personal assistance caused by impairments with the help of specific home equipment, technical devices or assistive technologies. In the French context, however, these effects appear to be weak, certainly because of differences in social representations of health, illness and their disabling consequences, and at least in part because of the protective nature of the French work legislation and health insurance system. In the present study, income effects are relevant only for male elderly with intermediate income, who are at a slightly higher risk of reporting NPA with at least one ADL.

The results also show that allowing assisted or proxy responses to a survey concerning the need for assistance with ADLs affects the results. Assistance from or replacement by a proxy increases

the probability that NPA is reported, which may mean that proxies tend to overestimate the NPA of the elderly, that the elderly underestimate them, or both.

Acknowledgements

Grants from MiRe-DREES (French Ministry of Health, the Family and the Disabled) and Inserm for the two programs: Secondary Analyses of the Handicaps-Disabilities-Dependence (HID) survey (grant 16/02) and Regional Public Health Research Networks (CFP 2001) are gratefully acknowledged. We are also grateful to the ANR (National Agency for Research) for financial support from the Young Researcher program (ANR 06 JCJC 0022) and the joint program CNSA-INSERM-HAS-MiRe-DREES "Handicap 2007" by IRESP (Institute for Research in Public Health (IRESP). Bérengère Davin is a post-doctoral fellow of the FLARE (Future Leaders of Ageing Research in Europe) program by ERA-AGE (European Research Area in Ageing), funded by the Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie (CNSA).

Comments and suggestions made by anonymous referees are gratefully acknowledged.

References

Aijanseppa, S., Notkola, I.L., Tijhuis, M., van Staveren, W., Kromhout, D., Nissinen, A., 2005. Physical functioning in elderly Europeans: 10 year changes in the north and south: the HALE project. Journal of Epidemiology and Community Health 59, 413–419.

Allen, S.M., Mor, V., Raveis, V., Houts, P., 1993. Measurement of need for assistance with daily activities: quantifying the influence of gender roles. Journal of Gerontology 48, S204–211.

Andersen, R., Newman, J.F., 1973. Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. Milbank Quarterly 51, 95–124.

Andersen, R.M., 1995. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? Journal of Health and Social Behavior 36, 1–10.

Barer, B.M., 1994. Men and women aging differently. International Journal of Aging & Human Development 38, 29–40.

Branch, L.G., Jette, A.M., 1982. A prospective study of long-term care institutionalization among the aged. American Journal of Public Health 72, 1373–1379.

Breuil-Genier, P., 1999. Caring for the dependent elderly: more informal than formal. INSEE Studies 39, 1–22.

Calsyn, R.J., Roades, L.A., 1993. Predicting perceived service need, service awareness, and service utilization. Journal of Gerontological Social Work 21, 59–76.

Calsyn, R.J., Winter, J.P., 2001. Predicting four types of service needs in older adults. Evaluation and Program Planning 24, 157–166.

Cattin, L., Bordin, P., Fonda, M., Adamo, C., Barbone, F., Bovenzi, M., Manto, A., Pedone, C., Pahor, M., 1997. Factors associated with cognitive impairment among older Italian inpatients. Gruppo Italiano di Farmacovigilanza nell'Anziano (G.I.F.A.). Journal of the American Geriatric Society 45, 1324–1330.

Chau, N., Ravaud, J.F., Otero-Sierra, C., Legras, B., Macho-Fernandez, J., Guillemin, F., Sanchez, J., Mur, J.M., 2005. Prevalence of impairments and social inequalities. Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique 53, 614–628.

Christofides, L., Stengos, T., Swidinsky, R., 1997. On the calculation of marginal effects in the bivariate probit model. Economics Letters 54, 203–208.

Davin, B., Paraponaris, A., Verger, P., 2005. Demographic and socioeconomic factors associated with needs for home assistance among community-dwelling elderly: a study from the French Home Survey Handicaps-Disabilities-Dependence. Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique 53, 509–524.

Deaton, A., 1997. The Analysis of Household Surveys. John Hopkins University Press, Baltimore.

de Boer, A.G.E.M., Wijker, W., De Haes, H.C.J.M., 1997. Predictors of health care utilization in the chronically ill: a review of the literature. Health Policy 42, 101–115.

Desai, M.M., Lentzner, H.R., Weeks, J.D., 2001. Unmet need for personal assistance with activities of daily living among older adults. Gerontologist 41, 82–88.

Ford, A.B., Roy, A.W., Haug, M.R., Folmar, S.J., Jones, P.K., 1991. Impaired and disabled elderly in the community. American Journal of Public Health 81, 1207–1209.

Freedman, V.A., Crimmins, E., Schoeni, R.F., Spillman, B.C., Aykan, H., Kramarow, E., Land, K., Lubitz, J., Manton, K., Martin, L.G., others. 2004. Resolving inconsistencies in trends in old-age disability: report from a technical working group. Demography 41, 417–441.

Gaymu, J., Ekamper, P., Beets, G., 2008. Future trends in health and marital status: effects on the structure of living arrangements of older Europeans in 2030. European Journal of Aging 5 (1), 5–17.

Greene, W., 1993. Econometric Analysis. MacMillan, New York.

Henrard, J.C., 1996. Cultural problems of aging especially regarding gender and intergenerational equity. Social Science and Medicine 43, 667–680.

Herzlich, C., 1973. Health and Illness: A Social Psychological Analysis. Academic Press, London.

Hoenig, H., Taylor Jr., D.H., Sloan, F.A., 2003. Does assistive technology substitute for personal assistance among the disabled elderly? American Journal of Public Health 93, 330–337.

Hoerger, T.J., Picone, G.A., Sloan, G.A., 1996. Public subsidies, private provision of care and living arrangements of the elderly. The Review of Economics and Statistics 78, 428–440.

Hoeymans, N., Feskens, E.J., van den Bos, G.A., Kromhout, D., 1996. Measuring functional status: cross-sectional and longitudinal associations between performance and self-report (Zutphen Elderly Study 1990–1993). Journal of Clinical Epidemiology 49, 1103–1110.

Huisman, M., Kunst, A.E., Mackenbach, J.P., 2003. Socioeconomic inequalities in morbidity among the elderly: a European overview. Social Science and Medicine 57, 861–873.

Iliffe, S., Tai, S.S., Haines, A., Gallivan, S., Goldenberg, E., Booroff, A., Morgan, P., 1992. Are elderly people living alone an at risk group? British Medical Journal 305, 1001–1004.

Kadushin, G., 2004. Home health care utilization: a review of the research for social work. Health and Social Work 29, 219–244.

Kattainen, A., Koskinen, S., Reunanen, A., Martelin, T., Knekt, P., Aromaa, A., 2004. Impact of cardiovascular diseases on activity limitations and need for help among older persons. Journal of Clinical Epidemiology 57, 82–88.

Katz, S., Ford, A.B., Moskowitz, R.W., Jackson, B.A., Jaffe, M.W., 1963. Studies of illness in the aged the index of Adl: a standardized measure of biological and psychosocial function. Journal of the American Medical Association 185, 914–919.

Katz, J.K., Kabeto, M., Langa, K.M., 2000. Gender disparities in the receipt of home care for elderly people with disability in the United States. Journal of the American Medical Association 284 (23), 3022–3027.

Keskimaki, I., Salinto, M., Aro, S., 1995. Socioeconomic equity in Finnish hospital care in relation to need. Social Science and Medicine 41, 425–431.

Krokstad, S., Westin, S., 2004. Disability in society-medical and non-medical determinants for disability pension in a Norwegian total county population study. Social Science and Medicine 58, 1837–1848.

Lima, J.C., Allen, S.M., 2001. Targeting risk for unmet need: not enough help versus no help at all. Journal of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences 56, S302–310.

Lloyd-Sherlock, P., 2000. Population aging in developed and developing regions: implications for health policy. Social Science and Medicine 51, 887–895.

Macintyre, S., Ford, G., Hunt, K., 1999. Do women 'over-report' morbidity? Men's and women's responses to structured prompting on a standard question on long standing illness. Social Science and Medicine 48, 89–98.

Manton, K.G., 1989. Epidemiological, demographic, and social correlates of disability among the elderly. Milbank Quarterly 67 (Suppl 2 Pt 1), 13–58.

McClements, L., 1977. Equivalence scales for children. Journal of Public Economics 8, 191–210.

McCloskey, D.N., Ziliak, S.T., 1996. The Standard Error of Regressions. Journal of Economic Literature 34, 97–114.

Miller, B., Cafasso, L., 1992. Gender differences in caregiving: fact or artifact? Gerontologist 32, 498–507.

Mor, V., Allen, S.M., Siegel, K., Houts, P., 1992. Determinants of need and unmet need among cancer patients residing at home. Health Services Research 27, 337–360.

Mormiche, P., 2003. L'enquête Handicaps, incapacités, dépendance : apports et limites. Revue française des affaires socials 1–2, 13–29.

Murtagh, K.N., Hubert, H.B., 2004. Gender differences in physical disability among an elderly cohort. American Journal of Public Health 94, 1406–1411.

Neumann, P.J., Araki, S.S., Gutterman, E.M., 2000. The use of proxy respondents in studies of older adults: lessons, challenges, and opportunities. Journal of the American Geriatric Society 48, 1646–1654.

Norton, E.C., 2000. Long-term care. In: Culyer, A.J., Newhouse, J.P. (Eds.), Handbook of Health Economics. North Holland, Amsterdam, London and New York, pp. 956–994.

OECD, 2000. Reforms for an Aging Society. OECD Publishing, Paris.

OECD, 2006. Projecting OECD Health and Long-term Care Expenditures: What are the Main Drivers? OECD Economic Department Working Papers, Paris.

Pascual, M., Cantarero, D., 2007. Socio-demographic determinants of disabled people: an empirical approach based on the European Community Household Panel. The Journal of Socio-Economics 36, 275–287.

Peres, K., Helmer, C., Letenneur, L., Jacqmin-Gadda, H., Barberger-Gateau, P., 2005. Ten-year change in disability prevalence and related factors in two generations of French elderly community dwellers: data from the PAQUID study. Aging Clinical and Experimental Research 17, 229–235.

Rantanen, T., Guralnik, J.M., Ferrucci, L., Penninx, B.W., Leveille, S., Sipila, S., Fried, L.P., 2001. Coimpairments as predictors of severe walking disability in older women. Journal of the American Geriatric Society 49, 21–27.

Reynolds, S.L., Silverstein, M., 2003. Observing the onset of disability in older adults. Social Science and Medicine 57, 1875–1889.

Stata Corporation, 2002. Intercooled Stata, Version 8. 0. Stata Corporation, Texas.

Stoller, E.P., 1984. Self-assessments of health by the elderly: the impact of informal assistance. Journal of Health and Social Behavior 25 (3), 260–270.

Stuck, A.E., Walthert, J.M., Nikolaus, T., Bula, C.J., Hohmann, C., Beck, J.C., 1999. Risk factors for functional status decline in community-living elderly people: a systematic literature review. Social Science and Medicine 48, 445–469.

Todorov, A., Kirchner, C., 2000. Bias in proxies' reports of disability: data from the National Health Interview Survey on disability. American Journal of Public Health 90, 1248–1253.
Trottier, H., Martel, L., Houle, C., Berthelot, J.M., Legare, J., 2000. Living at home or in an institution: what makes the difference for seniors? Public Health Reports 11, 49–61.
Varma, R., Ying-Lai, M., Klein, R., Azen, S.P., 2004. Prevalence and risk indicators of visual impairment and blindness in Latinos: the Los Angeles Latino Eye Study. Ophthalmology 111, 1132–1140.
Verbrugge, L.M., Rennert, C., Madans, J.H., 1997. The great efficacy of personal and equipment assistance in reducing disability. American Journal of Public Health 87, 384–392.
Ville, I., Ravaud, J.F., Diard, C., Paicheler, H., 1994. Self-representations and physical impairment: a social constructionist approach. Sociology of Health & Illness 16 (3), 301–321.
von Strauss, E., Aguero-Torres, H., Kareholt, I., Winblad, B., Fratiglioni, L., 2003. Women are more disabled in basic activities of daily living than men only in very advanced ages: a study on disability, morbidity, and mortality from the Kungsholmen Project. Journal of Clinical Epidemiology 56, 669–677.
von Weizsäcker, R., 1995. Public pension reform, demographics, and inequality. Journal of Population Economics 8, 205–221.
von Weizsäcker, R., 1996. Distributive implications of an aging society. European Economic Review 40, 729–746.
WHO, 1980. International Classification of Impairments, Disabilities and Handicaps. World Health Organization, New York.
Worobey, J.L., Angel, R.J., 1990. Functional capacity and living arrangements of unmarried elderly persons. Journal of Gerontology 45, S95–101.
Yen, Y.C., Yang, M.J., Shih, C.H., Lung, F.W., 2004. Cognitive impairment and associated risk factors among aged community members. International Journal of Geriatric Psychiatry 19, 564–569.
Yount, K.M., Agree, E.M., 2005. Differences in disability among older women and men in Egypt and Tunisia. Demography 42, 169–187.
Yount, K.M., Agree, E.M., Rebellon, C., 2004. Gender and use of health care among older adults in Egypt and Tunisia. Social Science and Medicine 59, 2479–2497.
Ziliak, S.T., McCloskey, D.N., 2004. Size matters: the standard error of regressions in the American economic review. Journal of Socio-Economics 33, 527–546.
Zweifel, P., 1990. Aging: the great challenge to health care reform. European Economic Review 34, 646–658.
Zweifel, P., Felder, S., Meiers, M., 1999. Aging of population and health care expenditure: a red herring? Health Economics 8, 485–496.
Zweifel, P., Felder, S., Werblow, A., 2004. Population aging and health care expenditure: new evidence on the red herring. Geneva Papers on Risk and Insurance 29, 652–666.

ENTRAIDE FORMELLE ET INFORMELLE

Quelle prise en charge pour les personnes âgées dépendantes à domicile ?

BÉRENGÈRE DAVIN[1-3], ALAIN PARAPONARIS[1-2-3], PIERRE VERGER[1-3]

1. INSERM, U912 (SE4S)
2. UNIVERSITÉ AIX-MARSEILLE, IRD, UMR-S912
3. OBSERVATOIRE RÉGIONAL DE LA SANTÉ PACA

Les évolutions démographiques et sociales liées au vieillissement de la population posent la question de l'organisation de l'aide et des soins de longue durée à apporter aux personnes âgées. Ce travail utilise les données de l'enquête nationale Handicaps-Incapacités-Dépendance (HID), menée en ménages ordinaires en 1999. Il porte sur un échantillon de personnes âgées de 60 ans et plus, ayant déclaré avoir besoin d'aide pour les activités quotidiennes (se laver, s'habiller, préparer les repas, faire les tâches ménagères, etc.). L'article cherche à identifier les facteurs médicaux, socioéconomiques et environnementaux (réseau de proches potentiellement disponible) associés au type d'aide reçue. Quatre situations sont possibles. Les personnes peuvent ne recevoir aucune aide (une personne âgée dépendante sur trois). L'aide reçue peut être informelle, c'est-à-dire apportée exclusivement par l'entourage (55 % des personnes âgées dépendantes recevant une aide), formelle, fournie exclusivement par des professionnels (25 %) ou mixte, lorsqu'elle provient des deux sources d'aide (20 %). Le statut socio-économique est discriminant vis-à-vis du type d'aide reçue, ce qui révèle une série de problèmes informationnels, cognitifs et financiers pour accéder aux services d'aide formelle. Les coûts et les difficultés d'accès à l'aide professionnelle peuvent avoir des répercussions sur la façon dont sont soignées les personnes âgées.

ARE OLDER PEOPLE TAKEN IN CHARGE FORMALLY OR INFORMALLY?
Demographic and social development linked to population-ageing raises the issue of organising long-term help and care for older people. The study uses data from the French national survey on Disability-Incapacity-Dependence (HID) conducted in private households in 1999. It represents a sample of older people of 60 and over, needing help in everyday activities such as getting washed and dressed, preparing meals, doing housework, etc. The article seeks to identify medical, socio-economic and environmental factors (network of people close by and potentially available) associated with the type of help received. There are four possible cases. People may receive no help whatsoever (one out of three). Help may be informal, that is to say provided exclusively by people close by (55% of older dependent people receive help). Help may be formal, provided by professionals only (25%) or mixed when provided by both sources (20%). The socio-economic status is discriminatory regarding the type of help received. This reveals a range of informational, cognitive and financial problems in accessing formal help facilities. The cost and difficulties of acquiring professional help may have repercussions on the way older people are treated.

Les évolutions démographiques et sociales liées au vieillissement de la population posent la question de l'organisation de l'aide et des soins de longue durée à apporter aux personnes âgées. D'un côté, l'augmentation du nombre de personnes ayant besoin d'aide pour les activités de la vie quotidienne et leur souhait de continuer à vivre à leur domicile contribuent à accroître la demande de soins de long terme. De l'autre, l'augmentation de l'activité féminine, l'éloignement géographique entre enfants et parents, la séparation plus fréquente des couples, mais aussi les contraintes budgétaires qui pèsent sur les systèmes de santé, viennent modifier le niveau et les configurations de l'offre d'aide et de soins (Joël, 2007).

L'examen de la structure d'aide actuellement apportée aux personnes âgées révèle la prédominance de l'aide informelle apportée par l'entourage (Arber & Attias-Donfut, 2000 ; Breuil-Genier, 1998 ; Norton, 2000), même lorsque des aides publiques sont disponibles (Li, 2005). La mise en place de l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) a induit une plus grande mixité de l'aide, mais elle n'est pas pour autant synonyme de retrait des aidants informels. Pour plus de huit bénéficiaires sur dix, l'APA n'a pas modifié les interventions des proches. Seuls 17 % des bénéficiaires ont vu le contenu de l'aide fournie par leur entourage évoluer. Pour la moitié d'entre eux, l'aide de l'entourage s'est accrue, pour un quart elle s'est transformée et pour le dernier quart elle s'est restreinte, surtout au niveau des tâches ménagères (Petite & Weber, 2006).

Dans ce contexte, comprendre les facteurs qui déterminent le type d'aide utilisée est important pour projeter les recours futurs et développer des politiques de santé adaptées (Kemper, 1992). Cet article cherche donc à identifier ces facteurs, en utilisant les données de l'enquête Handicaps-Incapacités-Dépendance (HID), qui renseignent sur l'aide reçue par les personnes âgées de 60 ans et plus vivant à domicile.

MÉTHODES

DONNÉES

L'enquête HID vise à mesurer le retentissement des problèmes de santé sur la vie quotidienne et la vie sociale des personnes vivant à domicile ou en institution (Mormiche, 2003). L'enquête à domi-

cile a concerné 16 945 individus de tous âges sélectionnés après administration d'un questionnaire-filtre sur la santé (enquête Vie Quotidienne et Santé) réalisée auprès de 400 000 individus lors du recensement général de la population française de 1999. Le questionnaire couvre un certain nombre d'informations sociodémographiques (composition du ménage, niveau d'éducation, revenu), une description des conditions de vie (aide reçue, équipement de la maison, usage de dispositifs techniques) ainsi que des données sur l'état de santé (déficiences, incapacités et handicaps).

L'échantillon des personnes âgées de 60 ans et plus tiré de cette enquête est de 8 769 individus, représentatifs des 11,6 millions de personnes du même âge vivant en domicile ordinaire. Il est ici restreint aux 3 498 personnes ayant déclaré avoir besoin d'aide pour les activités essentielles de la vie quotidienne.

Parmi ces activités, on distingue six activités de la vie quotidienne personnelles (AVQ : faire sa toilette, s'habiller, aller et utiliser les toilettes, se nourrir, se déplacer du lit ou du fauteuil, sortir du domicile - Katz *et al.,* 1963), et trois activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ : faire les courses, préparer les repas, faire les tâches ménagères - Lawton & Brody, 1969). Pour chacune de ces activités, le sujet devait répondre à la question : « Faites-vous cette activité sans aide ? » par :
1. Oui, sans aucune difficulté ;
2. Oui, mais avec quelques difficultés ;
3. Oui, mais avec beaucoup de difficultés ;
4. Non, il me faut une aide ».
Le besoin d'aide a été défini pour les situations où le répondant a choisi la réponse 3 ou 4 pour au moins une AVQ ou une AIVQ.

MODÈLE

Pour faire face à ses besoins, chaque personne interrogée peut se trouver dans l'une des quatre situations suivantes : recevoir une aide exclusivement informelle, lorsque seul son entourage (famille, amis, voisins) intervient ; bénéficier d'une aide exclusivement formelle, lorsqu'il n'y a que des professionnels qui lui apportent un soutien ; recevoir une aide mixte lorsque les deux types d'aide se conjuguent ; enfin, ne bénéficier d'aucun soutien. La variable dépendante du modèle estimé a donc quatre modalités et requiert l'estimation d'un modèle à choix discrets prenant la forme d'un

modèle probit multinomial où on explique la probabilité d'avoir recours à un type d'aide plutôt qu'un autre.

Parmi les variables explicatives figurent l'âge (60-64 ans, 65-69 ans, 70-74 ans, 75-79 ans, 80-84 ans, 85 ans et plus), le sexe, le niveau d'éducation (avoir ou non un diplôme quel que soit son degré – primaire, secondaire ou universitaire), le revenu par unité de consommation (inférieur au minimum vieillesse de 540 € en 1999, compris entre une et deux fois ce montant, supérieur à deux fois ce montant) et la zone d'habitation (rurale ou urbaine – qui peut servir de marqueur de l'offre collective de services et de professionnels disponibles, les organismes et réseaux d'aide étant plus nombreux et développés dans les zones urbaines de taille importante). Le réseau de proches potentiellement disponibles est mesuré par la présence d'un conjoint, la présence d'autres personnes au sein du ménage, le nombre de fils, de filles et de frères et sœurs. Sont retenus comme facteurs marqueurs de l'état de santé, le nombre de déficiences dont souffrent les personnes, le nombre d'AVQ et d'AIVQ pour lesquelles elles ont déclaré avoir besoin d'aide.

RÉSULTATS

CARACTÉRISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON

Les caractéristiques de l'échantillon des personnes âgées dépendantes de 60 ans et plus vivant à domicile sont présentées dans le tableau 1. Plus de 57 % des individus sont âgés de 75 ans et plus, dont 23 % ont au moins 85 ans. Les hommes constituent un tiers de l'échantillon. Plus de la moitié vit avec son conjoint, et plus d'une personne sur cinq avec un autre membre au sein du ménage. Environ un tiers n'a pas de fils, de fille ou de fratrie. Près de 55 % ont un diplôme, mais près de deux personnes sur dix vivent avec un revenu individuel inférieur au montant du minimum vieillesse. Plus de 30 % vivent en milieu rural. Une personne sur cinq a déclaré souffrir d'au moins cinq déficiences. Deux tiers des individus ont besoin d'aide pour une ou plusieurs des AVQ considérées. Cette proportion s'élève à près de 90 % pour les AIVQ.

•••

•••

Tableau 1
Caractéristiques des personnes âgées dépendantes de 60 ans et plus vivant à domicile (HID 99, n=3 498)

VARIABLE	Modalités	Aide informelle	Aide formelle	Aide mixte	Aucune aide	Ensemble
Age	60-64 ans	14,7	4,3	3,5	12,5	10,9
	65-69 ans	17,1	7,2	7,0	16,6	14,1
	70-74 ans	16,1	12,9	12,0	23,0	17,7
	75-79 ans	20,8	20,5	17,6	23,0	21,2
	80-84 ans	10,1	18,6	17,2	11,9	12,9
	85 ans et plus	21,2	36,4	42,7	12,9	23,1
Sexe	Homme	44,9	19,8	25,8	30,0	33,0
	Femme	55,1	80,2	74,2	70,0	67,0
En couple	Oui	62,1	30,0	39,5	54,0	51,3
	Non	37,9	70,0	60,5	46,0	48,7
Autres personnes dans le ménage	Oui	32,8	8,8	25,8	18,9	22,9
	Non	67,2	91,2	74,2	81,1	77,1
Nombre de fils	Aucun	31,0	44,0	36,3	30,8	33,6
	Un	33,6	28,4	35,4	37,2	34,3
	Deux	21,7	17,2	17,9	18,2	19,2
	Trois et plus	13,7	10,4	10,4	13,8	12,9
Nombre de filles	Aucun	24,9	45,1	33,8	32,8	32,1
	Un	33,4	28,5	35,5	35,6	33,7
	Deux	26,6	17,7	20,7	17,1	20,9
	Trois et plus	15,1	8,7	10,0	14,5	13,3
Nombre de frères et soeurs	Aucun	28,6	43,2	44,2	30,1	33,4
	Un	26,1	28,1	25,9	25,9	26,3
	Deux	22,8	12,4	15,9	16,2	17,9
	Trois et plus	22,5	16,3	14,0	27,8	22,4
Diplôme	Oui	48,9	61,1	57,7	57,0	54,9
	Non	51,1	38,9	42,3	43,0	45,1
Revenu par unité de consommation (euro 1999)	RUC ≤ 540	16,9	17,8	19,0	20,6	18,7
	540 < RUC ≤ 1080	56,8	48,1	50,7	51,7	52,8
	RUC > 1080	26,3	34,1	30,3	27,7	28,5
Lieu de résidence	Rural	37,8	24,9	33,7	28,8	31,9
	Urbain	62,2	75,1	66,3	71,2	68,1
Nombre de déficiences	Un	13,4	10,2	9,4	16,8	13,7
	Deux	21,9	23,5	22,0	26,2	23,8
	Trois	25,6	25,3	23,2	23,5	24,5
	Quatre	17,1	20,8	18,7	17,7	18,1
	Cinq et plus	22,0	20,2	26,7	15,8	19,9
Nombre de besoins pour les AVQ	Aucun	21,9	41,8	10,2	53,6	35,5
	Un	37,1	23,7	19,8	37,1	32,9
	Deux et plus	41,0	34,5	70,0	9,3	31,6
Nombre de besoins pour les AIVQ	Aucun	6,0	9,5	4,6	22,0	12,4
	Un	34,1	45,7	12,9	64,6	44,8
	Deux et plus	59,9	44,8	82,5	13,4	42,8

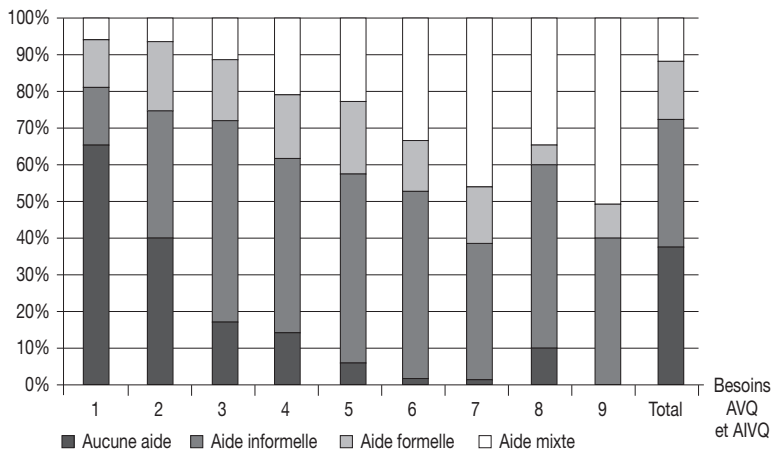
La comparaison des personnes en fonction du type d'aide reçue (informelle, formelle, mixte ou aucune aide) fait apparaître une proportion plus importante de personnes âgées de 80 ans et plus, de femmes, de personnes moins entourées (par la présence d'un conjoint, d'autres personnes dans le ménage, d'enfants ou de frères et sœurs), de personnes diplômées ou ayant des ressources élevées, et de personnes en mauvaise santé, parmi les personnes bénéficiant de l'intervention de professionnels, de façon exclusive ou mixte.

TYPE D'AIDE REÇUE ET FACTEURS ASSOCIÉS

Parmi l'ensemble des personnes âgées dépendantes, plus de 37 % ont déclaré ne pas recevoir d'aide (figure 1). Plus d'un individu sur trois a reçu une aide exclusivement informelle, tandis que 16 % ont bénéficié d'une aide formelle et 12 % d'une aide mixte. Les personnes ne recevant que l'aide d'un proche représentent 55 % des personnes aidées, celles ne recevant que le soutien de professionnels 25 % et celles bénéficiant des deux types d'aide 20 %.

Le type d'aide reçue évolue avec le degré de sévérité de la dépendance, mesuré par le nombre de besoins pour les AVQ et AIVQ. Alors que près de 70 % des personnes qui ont déclaré avoir besoin d'aide pour une seule de ces activités ne reçoivent aucune aide, cette proportion diminue fortement au fur et à mesure que le

Figure 1
Type d'aide reçue par les personnes âgées dépendantes de 60 ans et plus vivant à domicile en fonction du nombre de besoins pour les activités quotidiennes (HID 99, n = 3 498)

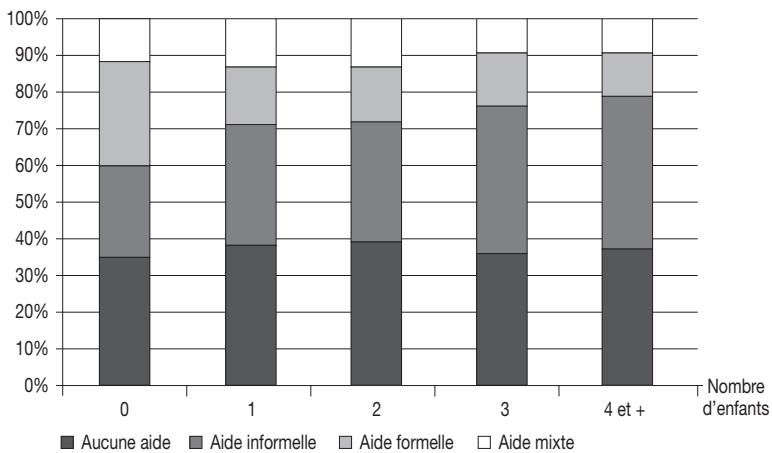


nombre de besoins augmente : elle n'est plus que de 15 % pour les personnes ayant quatre besoins et devient presque nulle au-delà de six besoins. Inversement, la proportion de ceux recevant de l'aide informelle et de l'aide mixte croît avec la sévérité de la dépendance.

Respectivement 16 % des personnes ayant un besoin d'aide, 34 % de celles ayant deux besoins et plus de 50 % de celles ayant trois besoins et plus bénéficient d'une aide informelle. La progression est encore plus marquée pour l'aide mixte : 1 % des personnes dépendantes pour une seule activité reçoivent une aide mixte, 20 % de celles ayant besoin d'aide pour quatre AVQ ou AIVQ et plus de la moitié de celles dépendantes pour l'ensemble des activités retenues dans cette étude.

Le type d'aide reçue varie aussi avec le nombre d'enfants (figure 2). Lorsque les personnes âgées n'ont pas d'enfant, elles ne sont qu'un quart à recevoir une aide informelle, apportée par d'autres proches (frères et sœurs, amis, voisins), et près de 30 % à bénéficier du soutien d'aidants professionnels. Cette dernière proportion n'est plus que de 15 % lorsque les individus ont un ou deux enfants. Près d'un tiers reçoit alors une aide informelle. Enfin, quand les parents âgés ont au moins trois enfants, ils sont 40 % à recevoir une aide informelle.

Figure 2
Type d'aide reçue par les personnes âgées dépendantes de 60 ans et plus vivant à domicile en fonction du nombre d'enfants (HID 99, n = 3 498)



En prenant comme référence l'aide exclusivement informelle (tableau 2), l'estimation du modèle probit multinomial fait ressortir que la probabilité de ne recevoir aucune aide diminue de façon statistiquement significative avec l'avancée en âge, le fait d'être un homme, de vivre avec quelqu'un d'autre que le conjoint, d'habiter en milieu rural. Elle décroît également avec le nombre de filles et la sévérité de la dépendance (nombre de besoins pour les AVQ et AIVQ). En revanche, elle est plus élevée pour les personnes disposant de revenus faibles ou moyens. La probabilité de bénéficier d'une aide formelle uniquement augmente avec l'âge et le nombre de besoins d'aide pour les AVQ. Elle diminue lorsque les personnes sont de sexe masculin, vivent avec leur conjoint ou une autre personne, n'ont aucun diplôme et ont un entourage familial relativement étendu. Enfin, recevoir une aide mixte est plus probable lorsque les personnes sont plus âgées et plus dépendantes. À l'inverse, les hommes, les personnes non diplômées, qui ne vivent pas seules et disposent d'un réseau familial plus large ont moins de chances de bénéficier de l'intervention couplée d'aidants formels et informels.

DISCUSSION

AIDE INFORMELLE, FORMELLE OU MIXTE

La répartition des différents types d'aide au sein de la population âgée dépendante, obtenue à partir des données de l'enquête HID, s'accorde avec les travaux de la littérature. Ainsi, au sein d'un échantillon de personnes âgées de 70 ans et plus, vivant à domicile et présentant au moins une limitation fonctionnelle pour les AVQ ou AIVQ, des auteurs américains ont observé que 38% n'ont reçu aucune aide, 48% ont bénéficié d'une aide informelle, 5% d'une aide formelle et 9% d'une aide mixte (Muramatsu et Campbell, 2002). Dans une étude canadienne menée parmi les personnes âgées de 65 ans et plus vivant à domicile et recevant de l'aide pour les AVQ et AIVQ, le partage était le suivant : 42% ont reçu exclusivement de l'aide informelle, 34% de l'aide formelle et 24% de l'aide mixte (Carrière *et al.*, 2002). En Suède, une étude portant sur les personnes de 75 ans et plus, vivant à domicile et recevant de l'aide pour les AVQ, a abouti à une répartition de 45% pour l'aide informelle, 15% pour l'aide formelle et 40% pour l'aide mixte (Hellstrom & Hallberg, 2004). D'autres études, en France

Tableau 2

Facteurs associés au type d'aide reçue pour les activités de la vie quotidienne chez les personnes âgées dépendantes de 60 ans et plus vivant à domicile (HID 99, n = 3 498, modèle probit multinomial, référence : aide informelle seule)

VARIABLE	Modalités	Aucune aide	Aide formelle seule	Aide mixte
Age	60-64 ans	Réf	Réf	Réf
	65-69 ans	ns	+	+
	70-74 ans	ns	+++	++++
	75-79 ans	ns	++++	++++
	80-84 ans	ns	++++	++++
	85 ans et +	–	++++	++++
Sexe	Homme	–	----	----
	Femme	Réf	Réf	Réf
En couple	Oui	ns	----	----
	Non	Réf	Réf	Réf
Autres personnes dans le ménage	Oui	–	----	----
	Non	Réf	Réf	Réf
Nombre de fils		ns	ns	ns
Nombre de filles		–	----	----
Nombre de frères et soeurs		ns	--	--
Diplôme	Oui	Réf	Réf	Réf
	Non	ns	----	----
Revenu par unité de consommation (euro 1999)	RUC ≤ 540	+++	ns	ns
	540 < RUC ≤ 1080	++	ns	ns
	RUC > 1080	Réf	Réf	Réf
Lieu de résidence	Rural	–	ns	ns
	Urbain	Réf	Réf	Réf
Nombre de déficiences		ns	ns	ns
Nombre de besoins pour les AVQ		----	++	++++
Nombre de besoins pour les AIVQ		-----	ns	++++
Constante		++++	ns	----

-/+ : association négative/positive significative au seuil de 10 %
--/++ : association négative/positive significative au seuil de 5 %
---/+++ : association négative/positive significative au seuil de 1 %
----/++++ : association négative/positive significative au seuil de 0.1 %
ns : association non significative.

(Breuil-Genier, 1998) ou à l'étranger (Hébert *et al.,* 2001; Stommel *et al.,* 1994), ont montré que la part de l'aide informelle représentait entre 70 et 80 % de l'aide apportée aux personnes âgées, de façon exclusive ou mixte. Comme le montrent les données HID, le partage se modifie néanmoins avec le degré de sévérité de la dépendance : plus ce dernier est important, moins l'aide apportée devient exclusivement informelle et plus elle fait intervenir de pair l'entourage et les aidants professionnels (Breuil-Genier, 1998 ; Désesquelles & Brouard, 2003 ; Dutheil, 2001).

FACTEURS ASSOCIÉS ET INÉGALITÉS SOCIALES

Comme l'ont mis en évidence de précédents travaux, les résultats de l'analyse économétrique font ressortir le rôle de l'état de santé, fonctionnel notamment, de l'âge et du sexe sur le type d'aide reçue (Breuil-Genier, 1998 ; Carrière *et al.*, 2002, 2006 ; Kemper, 1992 ; Muramatsu & Campbell, 2002). Plus les personnes cumulent des difficultés à réaliser les activités de la vie quotidienne, plus leur probabilité de recevoir l'aide couplée de l'entourage et de professionnels augmente. La fragilité et les limitations fonctionnelles s'amplifiant avec l'âge, y compris pour les conjoints qui apportent une aide informelle, les plus âgés ont plus souvent recours à l'aide de professionnels (Portrait *et al.*, 2000). Compte tenu du partage des tâches ménagères entre les hommes et les femmes dans la population âgée, la probabilité qu'une personne a d'être aidée, par son conjoint notamment, est supérieure pour les hommes (Carrière *et al.*, 2002 ; Katz *et al.*, 2000 ; Portrait *et al.*, 2000). Du coup, les femmes, lorsqu'elles sont dépendantes, ont plus fréquemment recours à l'intervention de professionnels, à cause notamment de différences de besoins, de disponibilité du conjoint, de normes culturelles et de préférences (Mutchler & Bullers, 1994).

La littérature a également explicité le lien entre caractéristiques socioéconomiques et type d'aide reçue. Les personnes diplômées ont une plus forte probabilité de bénéficier d'une aide formelle ou mixte (Breuil-Genier, 1998 ; Carrière *et al.*, 2002 ; Kemper, 1992). Plusieurs explications ont été avancées. Les personnes instruites sont plus susceptibles d'avoir des enfants instruits, pour qui les coûts d'opportunité pour fournir de l'aide informelle sont plus importants (Portrait *et al.*, 2000). Elles peuvent aussi davantage tenir à demeurer indépendantes de leurs enfants et se sentir plus à l'aise de demander des services de sources formelles ou de payer pour

en obtenir. De l'autre côté, les personnes âgées moins instruites peuvent avoir un moindre accès à l'information concernant les services disponibles, ou ne pas utiliser l'information qu'elles ont aussi efficacement que les personnes plus instruites, ou encore être plus hésitantes à recourir au réseau formel pour des raisons de coût notamment (Portrait *et al.*, 2000). D'après les résultats, disposer d'un faible revenu accroît les risques de ne recevoir aucune aide, mais n'a pas d'impact significatif sur le type d'aide reçue. Les précédentes études n'ont pas toujours réussi à mettre en évidence un effet revenu. Il semble que les personnes âgées dépendantes fassent généralement appel à des professionnels si elles sont soit suffisamment pauvres pour pouvoir bénéficier d'une aide publique, soit suffisamment riches pour payer cette aide de leur poche sans trop de difficultés (Breuil-Genier, 1998 ; Muramatsu & Campbell, 2002 ; Portrait *et al.*, 2000).

L'offre collective de services d'aide semble jouer un rôle dans le type d'aide reçue. Le lieu de résidence, rural ou urbain, a été utilisé comme variable *proxy* servant à mesurer l'étendue des services professionnels disponibles (Portrait *et al.*, 2000), qui sont en général moins présents ou accessibles en zone rurale. Comme dans les travaux de Kemper (1992), les résultats montrent que cette variable ne joue pas sur la probabilité d'être soutenu par des aidants professionnels. Par contre, on observe que les personnes résidant en milieu rural ont une plus faible probabilité de ne pas être aidées, ce qui souligne vraisemblablement l'existence de réseaux socio-familiaux plus nombreux et/ou plus développés dans ces zones.

L'existence et la disponibilité de l'entourage sont parmi les facteurs les plus importants pour expliquer le type d'aide reçue (Kemper, 1992). Les personnes seules au sein des ménages, ne pouvant s'appuyer sur l'aide de leur conjoint, de leurs enfants ou d'autres personnes, sont plus souvent amenées à recourir à des professionnels (Carrière *et al.*, 2002). Parmi les aidants informels potentiels, le nombre d'enfants joue un rôle majeur (Carrière *et al.*, 2006 ; Kemper, 1992 ; Muramatsu & Campbell, 2002). L'aide informelle est présentée communément comme une option de prise en charge peu onéreuse, en tout cas bien moins coûteuse que celle consistant à rémunérer une aide professionnelle (O'Shea & Blackwell, 1993). Mieux, la disponibilité d'une épouse comme aidant principal générait une économie annuelle moyenne de plus de 21 600 € par personne dépendante aidée dans les dépenses de soins de longue

durée de quinze pays de l'OCDE en 1995 (Yoo *et al.*, 2004). En France, le coût annuel de la prise en charge d'une personne dépendante à domicile serait de 14 700 € (Cour des Comptes, 2005), celui d'une personne souffrant de la maladie d'Alzheimer en ménage ordinaire de l'ordre de 15 000 €, contre 21 000 à 24 500 € en institution (Caisse des Dépôts et Consignations, 2003). L'explication tient dans le fait que, dans la prise en charge à domicile, le temps d'aide informelle est beaucoup plus important que le temps d'aide professionnelle, et que son coût apparent est nul.

Or, le coût de l'aide informelle est loin d'être nul. La littérature sur ce sujet fait notamment état des coûts liés à l'emploi, qu'il s'agisse de la perte de productivité pour les employeurs ou de la perte de revenus pour les employés aidants (Lai & Leonenko, 2007). Les coûts financiers peuvent être importants, surtout si les aidants sont obligés de diminuer leur temps de travail, d'interrompre leur carrière ou d'anticiper leur départ en retraite afin d'apporter leur aide (Carmichael & Charles, 1998, 2003 ; Ettner, 1996 ; Fast *et al.*, 1999 ; Heitmueller & Inglis, 2007; Stone & Short, 1990 ; Van den Berg *et al.*, 2006). Le temps nécessaire pour prendre soin d'une personne âgée fragile dépasse souvent un emploi à temps plein (Schulz *et al.*, 2003 ; van Exel *et al.*, 2007), obligeant les aidants informels à procéder à des arbitrages. Certaines études américaines (National Alliance for Caregiving, 1997) montrent à ce titre que 11 % des aidants informels ont dû interrompre momentanément leur activité pour fournir de l'aide à une personne dépendante et 7 % ont réduit leur temps de travail ; 10 % ont cessé définitivement toute activité. 3 % ont été amenés à refuser une promotion et 39 % ont dû répéter les périodes d'absence. Ces pertes de productivité ont été évaluées à 11,4 milliards de dollars. Outre les conséquences économiques, apporter une aide informelle peut aussi avoir des répercussions sur l'état de santé physique, affectif et psychologique des aidants (Fast *et al.*, 1999; Heitmueller et Inglis, 2007; Joël *et al.*, 2000; Navaie-Waliser *et al.*, 2002; Schulz et Beach, 1999).

Ce travail constitue une contribution visant à mieux appréhender les facteurs influençant la nature de l'aide reçue par les personnes âgées vivant en domicile ordinaire. La portée de ces résultats doit tout de même être modérée par un certain nombre de limites. Tout d'abord, elle est soumise à un effet de sélection d'échantillon, puisque seules les personnes vivant à domicile sont considérées ici (Carrière *et al.*, 2002 ; Kemper, 1992). Or, des travaux ont montré que l'institutionnalisation dépend notamment de la perception par l'entourage des personnes dépendantes des problèmes rencontrés dans la vie quotidienne et du type d'aide reçue à domicile (Andrieu *et al.*, 1997 ; Gramain, 1997).

L'isolement socio-familial est associé à un plus fort risque d'institutionnalisation, toutes choses égales par ailleurs (Chenier, 1997 ; Metzger *et al.*, 1997). De plus, certaines informations pouvant expliquer le recours à un type d'aide particulier sont absentes des données de l'enquête HID et donc des analyses présentées. Il est fort probable que la connaissance du patrimoine des personnes âgées, de la proximité géographique entre les personnes et leur entourage – leurs enfants notamment –, de l'offre de services d'aide existant dans l'environnement (la commune) des personnes enquêtées, auraient permis d'avoir une appréciation plus précise des phénomènes en jeu (Muramatsu & Campbell, 2002). Enfin, cette analyse ne prend pas en compte la possible endogénéité de certaines des variables, notamment la composition du ménage et l'état de santé (Kemper, 1992 ; Muramatsu & Campbell, 2002 ; Portrait *et al.*, 2000, Gaymu *et al.*, 2008)). La recohabitation (Eideliman & Gojard, 2008) et le degré de sévérité de la dépendance sont ainsi vraisemblablement influencés par l'aide reçue. Pour mieux comprendre l'articulation et la dynamique entre l'aide formelle et informelle, il faudrait disposer de données longitudinales (Geerlings *et al.*, 2005).

Malgré cela, les analyses montrent que, à état de santé comparable, le statut socioéconomique est discriminant vis-à-vis du recours à l'aide de professionnels. Les personnes appartenant aux catégories sociales moins favorisées semblent avoir un moindre recours à l'aide de professionnels. Ces constats interpellent sur les problèmes d'informations, de connaissance et de moyens financiers pour accéder aux services d'aide professionnelle. Les coûts et les difficultés d'accès à l'aide professionnelle peuvent avoir des répercussions sur la façon dont sont soignées les personnes âgées.

•••

•••

Enfin, ce travail souligne l'implication majeure des aidants au quotidien auprès d'une partie fortement croissante de la population. Pourtant, les aidants informels n'ont recueilli jusqu'à présent en France que peu d'attention dans les politiques et les dispositifs publics consacrés à la dépendance par comparaison aux aidants professionnels, que ces derniers interviennent en ville ou en institution. La méconnaissance ou la négligence de cette catégorie majeure d'aidants risque de fausser considérablement la mesure de l'effort que la société entière, et plus seulement les familles, devront consentir au titre des solidarités inter-générationnelles.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ANDRIEU S., GRAMAIN A., BERTHIER F., BOCQUET H. & POUS J. (1997). *Facteurs prédictifs de la rupture de la prise en charge à domicile des personnes âgées dépendantes. Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique, 45(5), 400-406.*

ARBER S. & ATTIAS-DONFUT C. (2000). *The myth of generational conflict: the family and state in ageing societies London: Routledge.*

BREUIL-GENIER P. (1998). *Aides aux personnes âgées dépendantes : la famille intervient plus que les professionnels. Economie et Statistique, 316-317, 21-43.*

CAISSE DES DÉPÔTS ET CONSIGNATIONS (2003). *Rapport annuel. Paris: Cour des Comptes.*

CARMICHAEL F. & CHARLES S. (1998). *The labour market costs of community care. Journal of Health Economics, 17(6), 747-765.*

CARMICHAEL F. & CHARLES S. (2003). *The opportunity costs of informal care: does gender matter? Journal of Health Economics, 22(5), 781-803.*

CARRIÈRE Y., MARTEL L., LÉGARÉ J. & MORIN L. (2002). *Nouvelles tendances démographiques et utilisation des services de maintien à domicile. In A. Bélanger (Ed.), Rapport sur l'état de la population du Canada 2001. Ottawa: Statistique Canada.*

CARRIÈRE Y., MARTEL L., LÉGARÉ J. & MORIN L. (2006). *Socio-demographic factors associated with the use of formal and informal support networks among elderly Canadians. In Y. Zeng, et al. (Eds.), Longer Life and Healthy Aging. Heidelberg: Springer International Studies in Population.*

CHENIER M.C. (1997). *Review and analysis of caregiver burden and nursing home placement. Geriatric Nursing, 18(3), 121-126.*

COUR DES COMPTES (2005). *Les personnes âgées dépendantes: rapport au Président de la République suivi des réponses des administrations et des organismes intéressés. Paris: Direction des Journaux officiels.*

DÉSESQUELLES A. & BROUARD N. (2003). *Le réseau familial des personnes âgées de 60 ans ou plus vivant à domicile ou en institution. Population, 58(2), 201-228.*

DUTHEIL N. (2001). *Les aides et les aidants des personnes âgées. DREES Etudes et Résultats, 142.*

EIDELIMAN J.S. & GOJARD S. (2008). *La vie à domicile des personnes handicapées ou dépendantes : du besoin d'aide aux arrangements pratiques. Retraite et Société, 53, 89-111.*

ETTNER S.L. (1996). *The opportunity costs of elder care. Journal of Human Resources, 31(1), 189-205.*

FAST J.E., WILLIAMSON D.L. & KEATING N.C. (1999). *The hidden costs of informal elder care. Journal of Family and Economic Issues, 20(3), 301-326.*

GAYMU J., EKAMPER P. & BEETS G. (2008). *Future trends in health and marital status: effects on the structure of living arrangements of older Europeans in 2030. European Journal of Ageing 5, 5-17.*

GEERLINGS S.W., POT A.M., TWISK J.W.R. & DEEG D.J.H. (2005). *Predicting transitions in the use of informal and professional care by older adults. Ageing and Society, 25 (1), 111-130.*

GRAMAIN A. (1997). *Décisions de recours au système de soins dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes: un modèle de choix discret dynamique. Economie et Prévision, 129-130(3-4), 239-254.*

HÉBERT R., DUBUC N., BUTEAU M., DESROSIERS J., BRAVO G., TROTTIER L., ST-HILLAIRE C. & ROY C. (2001). *Resources and costs associated with disabilities of elderly people living at home and in institutions. Canadian Journal of Aging, 20(1), 1-21.*

HEITMUELLER A. & INGLIS K. (2007). *The earnings of informal carers: wage differentials and opportunity costs. Journal of Health Economics, 26(4), 821-841.*

HELLSTROM Y. ET I.R. HALLBERG (2004). *Determinants and characteristics of help provision for elderly people living at home and in relation to quality of life. Scandinavian Journal of Caring Sciences, 18(4), 387-395.*

JOËL M.E., GRAMAIN A., COZETTE E. & COLVEZ A. (2000). *Situation économique et qualité de vie des aidants aux malades atteints de démence sénile de type Alzheimer. Revue Economique, 51, 163-184.*

JOËL M.E. (2007). *Solidarités familiales. In T. Barnay et C. Sermet (Eds.), Le vieillissement en Europe. Aspects biologiques, économiques et sociaux (pp. 113-125). Paris: La Documentation Française.*

KATZ S.J., FORD A.B., MOSKOWITZ R.W., JACKSON B.A. & JAFFE M.W. (1963). *Studies of illness in the aged: the index of ADL, a standardized measure of biological and psychosocial function. Jama, 185, 914-919.*

KATZ S.J., KABETO M. & LANGA K.M. (2000). *Gender disparities in the receipt of home care for elderly people with disability in the United States. Jama, 284(23), 3022-3027.*

KEMPER P. (1992). *The use of formal and informal home care by the disabled elderly. Health Services Research, 27(4), 421-451.*

LAI D.W. & LEONENKO W. (2007). *Effects of caregiving on employment and economic costs of Chinese family caregivers in Canada. Journal of Family and Economic Issues, 28(3), 411-427.*

LAWTON M.P. & BRODY E.M. (1969). *Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living. Gerontologist, 9(3), 179-186.*

LI L.W. (2005). *Longitudinal changes in the amount of informal care among publicly paid home care recipients. Gerontologist, 45(4), 465-473.*

METZGER M.H., BARBERGER-GATEAU P., DARTIGUES J.F., LETENNEUR L. & COMMENGES D. (1997). *Facteurs prédictifs d'entrée en institution dans le cadre du plan gérontologique du département de Gironde (France). Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique, 45(3), 203-213.*

MORMICHE P. (2003). *L'enquête « Handicaps, Incapacités, Dépendance » : apports et limites. Revue Française des Affaires Sociales, 1-2, 13-29.*

MURAMATSU N. & CAMPBELL R.T. (2002). *State expenditures on home and community based services and use of formal and informal personal assistance: a multilevel analysis. Journal of Health and Social Behavior, 43(1), 107-124.*

MUTCHLER J. & BULLERS S. (1994). *Gender differences in formal care use in later life. Research on Aging, 16(3), 235-250.*

NATIONAL ALLIANCE FOR CARE–GIVING (1997). *The MetLife study of employer costs for working caregivers. Westport: MetLife Mature Market Institute.*

NAVAIE-WALISER M., FELDMAN P.H., GOULD D.A., LEVINE C., KUERBIS A.N. & DONELAN K. (2002). *When the caregiver needs care: the plight of vulnerable caregivers. American Journal of Public Health, 92(3), 409-413.*

NORTON E.C. (2000). *Long-term care. In A.J. Culyer et J.P. Newhouse (Eds.), Handbook of Health Economics. Amsterdam: Elsevier Science.*

O'SHEA E. & BLACKWELL J. (1993). *The relationship between the cost of community care and the dependency of old people. Social Science and Medecine, 37(5), 583-590.*

OCDE (2006). *Projecting OECD health and long-term care expenditures: what are the main drivers? Paris: OECD Economic Department.*

PETITE S. & WEBER A. (2006). *Les effets de l'allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées. DREES Etudes et Résultats, 459.*

PORTRAIT F., LINDEBOOM M. & DEEG D. (2000). *The use of long-term care services by the Dutch elderly. Health Economics, 9(6), 513-531.*

SCHULZ R. & BEACH S.R. (1999). *Caregiving as a risk factor for mortality: the Caregiver Health Effects Study. Jama, 282(23), 2215-2219.*

SCHULZ R., MENDELSOHN A.B., HALEY W.E., MAHONEY D., ALLEN R.S.,ZHANG S.,THOMPSON L. & BELLE S.H. (2003). *End-of-life care and the effects of bereavement on family caregivers of persons with dementia. New England Journal of Medecine, 349(20), 1936-1942.*

STOMMEL M., COLLINS C.E. & GIVEN B.A. (1994). *The costs of family contributions to the care of persons with dementia. Gerontologist, 34(2), 199-205.*

VAN DEN BERG B., BROUWER W.B., VAN EXEL J., KOOPMANSCHAP M.A., VAN DEN BOS G.A. ET F. RUTTEN (2006). *Economic valuation of informal care: lessons from the application of the opportunity costs and proxy good methods. Social Science and Medecine, 62(4), 835-845.*

VAN EXEL J., BOBINAC A., KOOPMANSCHAP M.A. & BROUWER W.B. (2007). *Providing informal care: a burden and a blessing. The Geneva Association Information Newsletter – Health and Ageing, 16, 10-13.*

YOO B.K., BHATTACHARYA J., MCDONALD K.M. & GARBER A.M. (2004). *Impacts of informal caregiver availability on long-term care expenditures in OECD countries. Health Services Research, 39(6 Pt 2), 1971-1992.*

Discussion et conclusion.– Dans ce « territoire frontière » de la république, la population étrangère est nombreuse et installée depuis dix ans en moyenne. Les motifs de migration sont principalement économiques et familiaux. Les étrangers relatent des obstacles dans l'accès aux soins liés à la précarité de leurs conditions de vie et à l'absence de titre de séjour.

doi: 10.1016/j.respe.2008.07.012

D3

Absence de suivi gynécologique régulier en région parisienne : un cumul d'inégalités individuelles et territoriales ?

F. Grillo [a,b], E. Cadot [a,c], I. Parizot [a,d], P. Chauvin [a,b,e]
[a] *Équipe de recherche sur les déterminants sociaux de la santé et du recours aux soins, Inserm UMR S707, Paris, France*
[b] *UMR S707, université Pierre-et-Marie-Curie–Paris 6, Paris, France*
[c] *Atelier parisien de santé publique, hôpital Bicêtre, Le Kremlin-Bicêtre, France*
[d] *Centre Maurice-Halbwachs, groupe de recherche sur les inégalités sociales (CNRS-EHESS-ENS), Paris, France*
[e] *Hôpital Saint-Antoine, AP–HP, Paris, France*

Introduction.– Un suivi gynécologique régulier est un élément important pour la santé des femmes, mais ses inégalités sociales restent mal connues en France. Notre objectif était de décrire les facteurs sociaux et territoriaux en lien avec l'absence d'un tel suivi dans l'agglomération parisienne.
Matériel et méthodes.– Cette étude est basée sur une analyse des données de la première vague de la cohorte santé, inégalités et ruptures sociales (SIRS) conduite en 2005 auprès de 3000 adultes représentatifs de la population de l'agglomération parisienne. Des modèles de régression logistique ont étudié les facteurs associés à l'absence de suivi gynécologique parmi les suivants : âge, origine migratoire, niveau d'éducation, couverture maladie, situation maritale. Un modèle de régression logistique multiniveau a étudié l'effet du type de quartier de résidence sur l'absence de suivi gynécologique, après ajustement sur les caractéristiques individuelles précédentes.
Résultats.– La grande majorité (77 %) des femmes déclare être suivie régulièrement pour les questions de gynécologie. Ce pourcentage diminue sensiblement avec l'âge : seulement 57 % des femmes de plus de 60 ans sont suivies. Il diminue aussi avec le niveau d'éducation et est plus faible chez les femmes sans assurance complémentaire. Les femmes étrangères, mais aussi les Françaises issues de l'immigration, ont un risque significativement plus élevé de ne pas être suivies que les Françaises nées de parents français. Après ajustement sur ces caractéristiques, les habitantes des quartiers classés en zone urbaine sensible (ZUS) ont un risque près de deux fois plus élevé de ne pas être suivies que celles habitant dans des quartiers de type « moyen » ou « supérieur ». Ce suivi est très majoritairement réalisé par des gynécologues libéraux dans tous les quartiers, même si les suivis hospitaliers ou en dispensaires et centres de soins sont près de deux fois plus fréquents dans les ZUS et les quartiers de type « ouvrier ».
Discussion et conclusion.– D'un point de vue de santé publique, de tels résultats identifient des groupes à risque de non suivi gynécologique régulier et des territoires en situation particulièrement péjorative. Cette identification pourrait permettre de cibler des programmes et des actions dans les domaines suivants : information sur la contraception, prévention des grossesses non désirées, prévention et dépistage des infections sexuellement transmissibles, dépistage des cancers féminins.

doi: 10.1016/j.respe.2008.07.013

D4

Les enjeux sanitaires de la prise en compte de l'habitat mobile pour les gens du voyage

G. Loiseau [a,b]
[a] *Département de sciences sociales, université René-Descartes-Paris–5, France*
[b] *Césam migrations santé, Montpellier, France*

Mots clés : Gens du voyage ; Habitat mobile ; Conditions de vie ; Discriminations
Keywords: Travelers; Mobile habitat; Living conditions; discriminations

Introduction.– L'habitat mobile, lorsqu'il est utilisé comme résidence permanente, est entaché de deux représentations récurrentes. Tout d'abord, considéré d'un point de vue juridique comme étant « l'habitat traditionnel » des gens du voyage, il est largement culturalisé dans sa prise en compte. Par ailleurs, en tant qu'habitat non bâti, il demeure perçu comme un habitat précaire et n'est pas considéré comme un logement. Au-delà d'une reconnaissance du mode de vie itinérant, la question du droit à l'habitat mobile mérite une attention particulière de la part des pouvoirs publics, d'autant plus qu'il représente un héritage culturel pour une partie de la population française.
Matériel et méthodes.– À partir des observations recueillies dans le cadre d'une étude nationale – commanditée par la Direction générale de l'action sociale – sur l'accès aux droits sociaux des populations tsiganes en France, nous nous attacherons à montrer l'impact sanitaire de l'absence ou de la faible prise en compte de l'habitat mobile des gens du voyage. Nous compléterons ces données nationales par des éléments de terrain recueillis par l'association Césam migrations santé, assurant la médiation entre les collectivités locales et les gens du voyage dans l'Hérault.
Résultats.– Les résultats de l'étude nationale font apparaître des difficultés récurrentes d'inscription de l'habitat mobile à l'échelon local, que cela soit dans le cadre d'une accession à la propriété par les gens du voyage ou d'un stationnement temporaire. S'ajoutent à cela des phénomènes de relégation qui se traduisent par une faible qualité environnementale (pollution sonore ou olfactive, toxicité du sol…) des sites d'installation des résidences mobiles. Qu'ils soient installés sur leurs propres terrains ou en itinérance, les gens du voyage rencontrent des difficultés permanentes à satisfaire leurs besoins vitaux, notamment l'accès à l'eau et à l'électricité. Ces difficultés génèrent des conditions de vie dégradées qui ont un impact sur la santé des personnes concernées (stress, maladies cardiovasculaires, difficultés d'accès aux soins…).
Discussion et conclusion.– Les gens du voyage sont conscients de vivre des « situations à risque » qui découlent majoritairement de l'inapplication des lois relatives à leur mode de vie. L'organisation et les comportements qu'ils adoptent eut égard à leur habitat caravane permet d'affirmer que celui-ci n'est pas en tant que tel générateur d'inégalités de santé, mais que celles-ci sont bien plus à attribuer au traitement accordé, par les pouvoirs locaux, à cet habitat mobile et à la population qui y est associée.

doi: 10.1016/j.respe.2008.07.014

D5

L'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées à domicile

B. Davin [a,b], A. Paraponaris [a,b,c], P. Verger [a,b,c]
[a] *UMR 912, Inserm-IRD, Marseille, France*
[b] *ORS Provence-Alpes-Côte d'Azur, Marseille, France*
[c] *UFR sciences économiques et de gestion, université de la Méditerranée, Marseille, France*

Mots clés : Personnes âgées ; Activités de la vie quotidienne ; Probit multinomial ; Inégalités sociales ; Aidants informels
Keywords: Elderly; Activities of daily living; Multinomial probit; Social inequalities; Informal caregivers

Introduction.– Les évolutions démographiques et sociales liées au vieillissement de la population posent la question de l'organisation de l'aide et des soins de longue durée à apporter aux personnes âgées. Reposant traditionnellement sur les proches, la prise en charge s'appuie aujourd'hui sur une plus grande mixité entre aidants informels et professionnels. Néanmoins, le recours à certains types d'aide et de soins reflète parfois des différences sociales. Dans ce contexte, il est important de s'intéresser aux configurations d'aide reçue et de repérer les facteurs médicaux, mais aussi socioéconomiques qui y sont associés.
Matériel et méthodes.– L'analyse utilise les données de l'enquête nationale handicaps incapacités dépendance (HID), menée en ménages ordinaires en 1999. Elle porte sur un échantillon de 2277 personnes âgées de 60 ans et plus, ayant déclaré recevoir de l'aide, en raison de problèmes de santé, pour les activités courantes de la vie quotidienne (se laver, s'habiller, préparer les repas, faire les tâches ménagères, etc.). L'étude cherche à identifier, à l'aide d'un modèle probit multinomial, les facteurs médicaux, socioéconomiques et

environnementaux (réseau familial), associés au type d'aide reçue : informelle lorsqu'elle est apportée exclusivement par l'entourage (famille, amis, voisins), formelle lorsque n'interviennent que des professionnels, ou mixte.
Résultats.– L'aide reçue est informelle dans 55 % des cas, formelle dans 25 % des cas et mixte dans 20 % des cas. La probabilité de recevoir une aide informelle diminue avec l'avancée en âge et la sévérité de la dépendance. Elle est plus importante parmi les hommes, les personnes non diplômées et celles bénéficiant d'un réseau familial étendu. Recevoir une aide exclusivement formelle diminue lorsque les besoins d'aides sont plus nombreux, lorsque les personnes ont un entourage familial relativement important et lorsque les ressources économiques sont faibles.
Discussion et conclusion.– Le statut socioéconomique est discriminant vis-à-vis du type d'aide reçue. Ce constat interpelle sur les problèmes d'information, de connaissance et de moyens financiers pour accéder aux services d'aide formelle. Les coûts et les difficultés d'accès à l'aide professionnelle peuvent avoir des répercussions sur la façon dont sont soignées les personnes âgées. Les résultats confirment le rôle de l'entourage dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes. Pourtant, les aidants informels n'ont recueilli jusqu'à présent que peu d'attention dans les politiques et les dispositifs publics consacrés à la dépendance, malgré la charge physique, émotionnelle et financière qu'ils supportent.

doi: 10.1016/j.respe.2008.07.015

D6

Quelles zones « fragiles » pour l'accès aux soins en Champagne-Ardenne ?

C. Magniez [a], F. Tonnellier [b], N. Oswalt [a], V. Lucas [b], M.-A. Castel Tallet [a]
[a] *ORS Champagne-Ardenne, Reims, France*
[b] *Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), Paris, France*

Mots clés : Zones fragiles ; Accès aux soins de proximité ; Offre de soins ; Besoins de soins ; Démographie médicale ; Champagne-Ardenne
Keywords: Frail zones; Access to healthcare; Provision of healthcare; Healthcare requirements; Medical demographics; Champagne-Ardenne
Introduction.– L'objectif principal était d'établir un diagnostic afin d'évaluer l'adéquation entre l'offre et les besoins de soins en Champagne-Ardenne et de définir des zones « fragiles », à privilégier pour améliorer l'offre et l'accès aux soins de premier recours.
Matériel et méthodes.– Cette étude a été réalisée en 2007 à la demande de la mission régionale de santé de Champagne-Ardenne. La démarche comportait trois étapes. La première recherchait un découpage territorial adapté aux besoins, cohérent avec les déplacements des patients pour les secteurs ambulatoire et hospitalier. Une analyse factorielle des correspondances et une classification ascendante hiérarchique réalisées sur ces déplacements ont permis la détermination d'un zonage pertinent. La deuxième étape évaluait l'offre et les besoins de soins sur le zonage déterminé. L'offre a été analysée grâce aux densités de professionnels de santé de proximité et les besoins grâce à la méthode d'évaluation des besoins de soins de l'Urcam. La dernière étape consistait en un croisement entre indicateurs d'offre et de besoins de soins, mais aussi en la réalisation d'une typologie des territoires, prenant en compte des critères d'offre et de besoins ainsi que des données sociodémographiques. Ces deux analyses ont permis d'identifier une liste de zones « fragiles » et « très fragiles ». Les principales données datent de 2005.
Résultats.– L'analyse des déplacements de patients pour les soins ambulatoires et hospitaliers de proximité a permis de définir le bassin de vie comme découpage géographique le plus pertinent pour la Champagne-Ardenne. Les indicateurs d'offre et de besoins de soins ont été calculés pour les 56 bassins de vie de la région. Le rapprochement entre ces indicateurs et la typologie des territoires ont abouti à l'identification de 32 bassins de vie « fragiles ». Parmi ces territoires, 14 pouvaient être considérés comme « les plus fragiles » pour l'accès aux soins de proximité. Ils étaient caractérisés par une situation sanitaire, sociale et économique défavorable.
Discussion et conclusion.– Le bassin de vie a été retenu dans notre étude comme le découpage géographique le plus fin permettant d'étudier la proximité tout en prenant en compte les habitudes de déplacements de la population en matière de soins. Cette étude, qui propose une liste de bassins de vie fragiles et très fragiles, est nouvelle. Elle se veut être un outil d'aide à la décision pour les autorités sanitaires de la région, qui décideront de la mise en place d'actions visant à améliorer l'offre et l'accès aux soins (implantation de maisons médicales pluridisciplinaires. . .) dans les zones de cette liste.

doi: 10.1016/j.respe.2008.07.016

E - Espaces et contextes sociaux des inégalités de santé : *maladies chroniques et comportements*

E1

Pollution atmosphérique, inégalités sociales, asthme et risque cardiaque : influence du contexte de vie (projet « PAISARC+ »)

D. Bard [a], O. Laurent [a], S. Havard [a], S. Deguen [a], G. Pedrono [b], C. Segala [b], C. Schillinger [c], E. Riviere [c], D. Arveiler [d], L. Filleul [e], D. Eilstein [f], W. Kihal [a]
[a] *École des hautes études en santé publique, Rennes, France*
[b] *Sepia-Santé, Baud, France*
[c] *Association pour la surveillance et l'étude de la pollution atmosphérique en Alsace, Schiltigheim, France*
[d] *Département d'épidémiologie et de santé publique-EA1801, faculté de médecine, Strasbourg, France*
[e] *Cellule inter-régionale d'épidémiologie, Bordeaux, France*
[f] *Institut de veille sanitaire (InVS), Saint-Maurice, France*

Mots clés : Pollution Atmosphérique ; Inégalités sociales ; Asthme ; Risque cardiaque ; Contexte de vie
Keywords: Air pollution; Social inequalities; Asthma and cardiac risk; Neighborhood context
Introduction.– Les inégalités sociales de santé sont bien documentées. Certaines de leurs causes sont comprises, d'autres restent discutées. Parmi celles-ci figurent les expositions environnementales. Afin d'investiguer le rôle de celles-ci dans les inégalités sociales de santé, les travaux conduits dans le projet pollution atmosphérique, inégalités sociales, asthme et risque cardiaque (PAISARC) visent à étudier l'influence du niveau socioéconomique sur les risques de crise d'asthme (étude PAISA) et de survenue d'infarctus du myocarde (étude PAISIM). Seule l'étude sur l'asthme sera décrite.
Matériel et méthodes.– Cette étude écologique sur la communauté urbaine de Strasbourg (CUS), utilise comme unité statistique l'Iris (2000) de l'Insee. Les cas d'appels d'urgence pour crises d'asthme recueillis auprès du service d'aide médicale urgente du Bas-Rhin et de SOS médecins Strasbourg ont été géocodés à la résolution de l'Iris. La pollution atmosphérique (concentration de PM_{10}, NO_2, SO_2, O_3) a été modélisée sur les mêmes périodes et pour même résolution géographique par l'association strasbourgeoise de surveillance de la qualité de l'air (ASPA) sur une base horaire. À partir des données du recensement national, une analyse en composante principale (ACP) a permis la construction d'un indice socioéconomique. L'analyse cas croisés a permis de tester l'influence du niveau socioéconomique sur les relations entre pollution et crise de l'asthme.
Résultats.– Au total, 4683 appels pour asthme ont été recensés durant la période d'étude. Les taux de ces appels augmentent depuis la strate de plus haut niveau socioéconomique vers celle de plus bas niveau socioéconomique. Les concentrations de PM_{10}, NO_2 et SO_2 tendent globalement à croître des Iris les plus favorisés vers les plus défavorisés. Un schéma inverse est observé pour O_3. Les résultats ne montrent pas d'influence du niveau socioéconomique sur le risque porté par la pollution atmosphérique.
Discussion et conclusion.– L'absence apparente d'influence du niveau socioéconomique peut s'expliquer par des raisons diverses. En particulier, la littérature récente montre l'intérêt croissant d'une prise en compte plus globale du contexte de vie, dont l'influence peut être importante. Cela soutient l'approche contextuelle envisagée dans un projet futur intitulé PAISARC+, qui vise à étudier plus en détail le contexte social selon deux approches originales : l'une consistera à construire un indicateur de niveau socioéconomique aux bases élargies, l'autre utilisera des techniques d'agrégation spatiotemporelle.

doi: 10.1016/j.respe.2008.07.017

6. Le recours à un répondant Proxy importe-t-il dans les enquêtes sur la santé?

Bérengère DAVIN [15], Xavier JOUTARD [16], Alain PARAPONARIS [17] et Pierre VERGER [18]

6.1 Introduction

Les enquêtes en population générale portant sur la santé des individus se heurtent le plus souvent à la difficulté d'interroger les personnes les plus malades, qui sont pourtant au cœur même de la population qu'elles cherchent à cibler. L'éviction par l'enquêteur des personnes dans l'incapacité de répondre pour des raisons de santé ou le refus des enquêtés de répondre pour les mêmes raisons introduisent des biais, respectivement de sélection ou de participation. Une option couramment employée, afin d'obtenir tout de même une information sur la santé des individus enquêtés, consiste à recourir à un répondant *proxy,* recruté dans l'entourage des personnes interrogées. Implicitement, il est ainsi supposé que le biais d'estimation qui en résulte est moins fort que celui qui existerait si seules les réponses des personnes en bonne santé étaient considérées. Mais, qu'il s'agisse d'enquêtes sur la consommation de soins, les limitations fonctionnelles ou leurs conséquences lors de la réalisation d'activités de la vie quotidienne (Todorov *et al.*, 2000; Desai *et al.*, 2001), l'intégration du statut du répondant (la personne interrogée elle-même ou un répondant *proxy*) s'y limite le plus souvent à l'introduction d'une variable indicatrice dans les modèles estimés. Dans la mesure où le recours à un *proxy* est expliqué par les mêmes arguments que ceux liés à l'état de santé, une telle pratique présente un risque évident d'endogénéité qui demande à être correctement traité.

Nous proposerons ici une modélisation prenant spécifiquement en compte le mode de collecte de l'information dans l'analyse de la non-satisfaction du besoin d'aide humaine, conditionnellement à la déclaration d'un besoin d'aide

15 UMR Inserm 912 et Observatoire Régional de la Santé PACA, Marseille, davin@marseille.inserm.fr.

16 Faculté de Sciences Économiques et de Gestion (Université de la Méditerranée) et GREQAM-EHESS-CNRS, Marseille, xavier.joutard@univmed.fr.

17 Faculté de Sciences Économiques et de Gestion (Université de la Méditerranée), UMR Inserm 912 et Observatoire Régional de la Santé PACA, Marseille, paraponaris@marseille.inserm.fr.

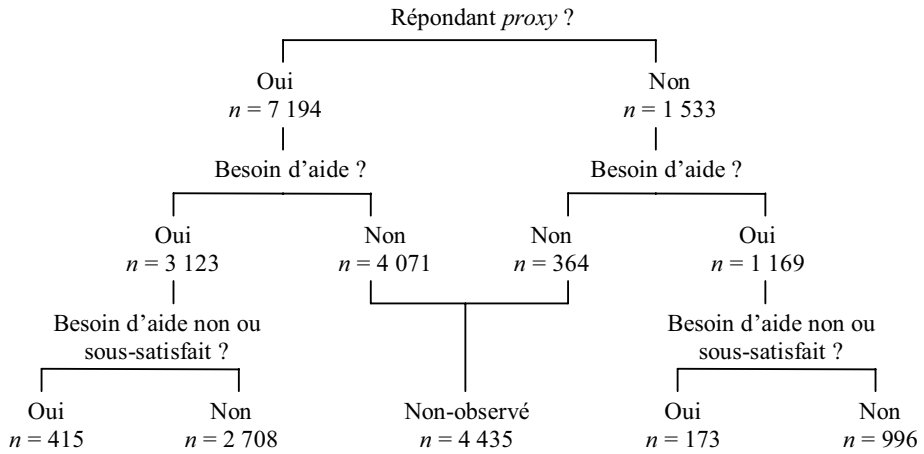
18 UMR Inserm 912 et Observatoire Régional de la Santé PACA, Marseille, verger@marseille.inserm.fr. Les auteurs remercient l'Agence nationale de la recherche (Programme Jeunes chercheuses-jeunes chercheurs 2006, contrat ANR-06-JCJC-0022) pour le financement obtenu dans le cadre de cette recherche.

pour la réalisation d'activités de la vie quotidienne (AVQ) ou d'activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ), en tenant compte du possible recours endogène à un répondant *proxy*. La comparaison des résultats d'estimation d'un modèle récursif à trois équations probit à ceux tirés d'une estimation séparée aboutit à deux conclusions contrastant fortement avec celles établies dans la littérature : le recours à un *proxy* n'a pas d'effet propre sur la déclaration d'un besoin d'aide, mais majore de façon positive et fortement significative la probabilité de déclaration d'un besoin non ou sous-satisfait.

6.2 Données et modèle

Nous utiliserons les données de l'enquête française Handicaps-Incapacités-Dépendance (HID), conduite par l'Insee, et consacrée aux conséquences des problèmes de santé sur l'intégrité physique, la vie quotidienne et la vie sociale des personnes (Mormiche, 2003). Nous considèrerons la vague d'enquête réalisée en 1999 auprès des personnes vivant en ménages ordinaires, dont il retient le sous-échantillon des 8 727 personnes âgées de 60 ans et plus (voir Davin *et al.*, 2006 pour des exploitations du même sous-échantillon). Les informations ont été recueillies à l'aide de questionnaires en face-à-face, le cas échéant à l'aide d'un membre de l'entourage, avec le consentement de la personne interrogée. La structure du modèle est donnée par la figure 3.1.

FIGURE 3.1 : STRUCTURE DU MODÈLE



La modélisation de la non-satisfaction du besoin d'aide pose deux types de problèmes. Le premier porte sur la nature de l'échantillon considéré. L'estimation du besoin non ou sous-satisfait ne peut être réalisée sur l'échantillon complet des répondants, car une trop forte hétérogénéité serait introduite par le fait de classer, dans la catégorie des personnes n'ayant pas de

besoin non-satisfait, les personnes sans aucun besoin d'aide avec celles dont le besoin d'aide se trouve satisfait. Dans le même temps, restreindre l'échantillon aux seules personnes ayant besoin d'aide introduirait un biais de sélection. L'utilisation d'un modèle à deux équations estimées simultanément, où l'équation (3), définie ci-après, porte sur un échantillon sélectionné grâce à l'équation (2), permet de dépasser cette première limite. De plus, cette modélisation tient compte de la corrélation possible entre les termes d'erreur tirés des deux équations, due à la contribution de variables non-observables ou omises. Le second problème réside dans l'endogénéité probable du statut du répondant dans les équations (2) et (3). La nature endogène du recours à un répondant *proxy* peut provenir par exemple du fait que l'état de santé et la faculté du patient à répondre sont mal mesurés; la présence d'un *proxy* révèle alors un état de santé suffisamment dégradé pour nécessiter le besoin d'une aide. En conséquence, le recours à un *proxy* est modélisé dans l'équation (1) et introduit comme régresseur dans les équations (2) et (3), formant ainsi un modèle probit à équations simultanées récursif (Trujillo, 2003) :

$$(1) \qquad y_1^* = x_1\beta_1 - u_1$$

$$(2) \qquad y_2^* = x_2\beta_2 + y_1\alpha_2 - u_2$$

$$(3) \qquad y_3^* = x_3\beta_3 + y_1\alpha_3 - u_3 \quad \text{si } y_2 = 1$$

où y_1^*, y_2^* et y_3^* sont des variables latentes, non-observables, qui représentent respectivement la présence d'un répondant *proxy*, d'un besoin d'aide et d'un besoin d'aide non ou sous-satisfait.

$\forall i$, $y_i = 1$ si $y_i^* > 0$, 0 sinon. $y_1 = 1$ signifie donc que la personne enquêtée a recours à un répondant *proxy*, $y_2 = 1$ qu'un besoin d'aide au moins a été déclaré et $y_3 = 1$ qu'il existe au moins un besoin d'aide non-satisfait ou sous-satisfait. Les variables supposées exogènes sont notées x_i. Les termes d'erreurs des trois équations s'écrivent :

$$u_1 = \gamma_1 v + \varepsilon_1$$
$$u_2 = \gamma_2 v + \varepsilon_2$$
$$u_3 = \gamma_3 v + \varepsilon_3$$

avec $v \approx N(0, I)$ et $(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) \approx N(0, \Sigma)$.

Si les termes d'erreur ne sont pas indépendants, l'estimation jointe des trois équations par maximum de vraisemblance à l'aide permet d'obtenir des estimateurs sans biais et consistants. Pour des raisons d'identification, γ_1 est fixé à 1 et γ_2 et γ_3 permettent de calculer la corrélation des termes d'erreur u_1, u_2 et u_3 tirés des trois équations. La fonction de vraisemblance est définie par :

$$L = \prod \int \Pr(y_1 = 0, y_2 = 0 \mid v)\phi(v)dv \prod \int \Pr(y_1 = 1, y_2 = 0 \mid v)\phi(v)dv$$
$$\prod \int \Pr(y_1 = 0, y_2 = 1, y_3 = 0 \mid v)\phi(v)dv \prod \int \Pr(y_1 = 0, y_2 = 1, y_3 = 1 \mid v)\phi(v)dv$$
$$\prod \int \Pr(y_1 = 1, y_2 = 1, y_3 = 0 \mid v)\phi(v)dv \prod \int \Pr(y_1 = 1, y_2 = 1, y_3 = 1 \mid v)\phi(v)dv.$$

Les estimations ont été réalisées à l'aide de la procédure *NLMIXED* du logiciel SAS, version 9.1.

6.3 Résultats et discussion

Les contributions des variables exogènes retenues dans les équations (2) et (3) sont globalement cohérentes avec celles trouvées dans la littérature en la matière. La discussion porte dans ce qui suit exclusivement sur la contribution du répondant *proxy* dans les équations (2) et (3) (Tableau 3.2).

Par rapport à une modélisation séparée, le contrôle de l'endogénéité fait perdre sa significativité à la contribution du recours à un répondant *proxy* dans la déclaration du besoin d'aide pour la réalisation d'une ou plusieurs AVQ ou AIVQ (équation 2). Contrairement aux résultats de la littérature (Todorov *et al.*, 2000 en outre), on ne retrouve aucune subjectivité introduite par le *proxy* dans l'évaluation du besoin d'aide humaine de la personne qu'il remplace pour répondre. Ainsi, dans cette étude, l'usage d'une indicatrice pour marquer le statut du répondant ne ferait qu'exprimer la contribution des variables qui conditionnent le recours au *proxy*, au premier rang desquelles l'état de santé des individus enquêtés, et non pas un effet propre relevant du jugement du répondant *proxy*.

Si on contrôle le biais lié à la sélection des seules personnes ayant exprimé un besoin en même temps que l'endogénéité du recours au *proxy*, cette dernière variable affecte positivement et de façon très significative la déclaration d'un besoin d'aide non ou sous-satisfait (équation 3), alors que des travaux antérieurs avaient abouti à l'existence d'une contribution négative (Desai *et al.*, 2001). Les répondants *proxy* ajouteraient ainsi de la subjectivité à leur évaluation de la non-satisfaction du besoin, qui ne peut être réduite aux seuls déterminants (en l'occurrence l'état de santé du sujet enquêté) de leur recours.

Les corrélations entre le terme d'erreur de l'équation (3) et les deux autres sont négatives. En l'absence de tout contrôle, on sous-évaluerait donc l'influence du répondant *proxy* dans l'expression de la non-satisfaction du besoin d'aide. Le biais relatif à l'endogénéité du recours à un *proxy* agit en revanche en sens inverse dans l'équation (2), du fait de la corrélation positive des termes d'erreur : si ce biais n'était pas contrôlé, on sur-évaluerait l'influence du répondant *proxy* dans la formulation d'un besoin d'aide.

Contrairement aux préconisations tirées des résultats existant, les estimations de prévalence des besoins d'aide des personnes âgées vivant en domicile ordinaire, issues des déclarations de répondants *proxy*, n'ont donc

pas à être corrigées à la baisse, au contraire de celles de la prévalence des besoins d'aide non ou sous-satisfaits.

TABLEAU 3.2 : ESTIMATIONS À L'AIDE D'ÉQUATIONS PROBIT SIMULTANÉES ET D'ÉQUATIONS PROBIT INDÉPENDANTES

Variables	Estimation récursive avec sélection d'échantillon			Estimation séparée		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constante	-4,754****	-3,830****	-0,165	-3,315****	-3,403****	-0,841***
Âge	0,039****	0,037****	-0,016***	0,027****	0,032****	-0,005*
Homme (réf=femme)	0,189***	-0,388****	-0,228***	0,136***	-0,376****	-0,177***
En couple (réf=seul)	0,375****	0,042	-0,212***	0,254****	0,014	-0,134**
Nombre d'enfants	0,005	/	/	0,005*	/	/
Non-diplômé (réf=diplômé)	/	0,345****	-0,143**	/	0,324****	-0,084
Revenu[a] ≤ 540 € (réf=revenu>1080)	/	0,281****	0,366***	/	0,259****	0,308****
540<revenu≤1080€ (réf=revenu>1080)	/	0,145***	0,221***	/	0,133***	0,197***
Vit en zone rurale (réf= zone urbaine)	/	/	-0,090	/	/	-0,081
Troubles moteurs (réf=non)	0,155***	0,780****	/	0,113***	0,714****	/
Troubles visuels (réf=non)	0,235****	0,518****	/	0,164****	0,462****	/
Troubles auditifs (réf=non)	0,200****	-0,010	/	0,144****	-0,027	/
Troubles de la parole (réf=non)	1,617****	0,914****	/	1,151****	0,651****	/
Troubles métaboliques (réf=non)	-0,141***	0,274****	/	-0,115***	0,256****	/
Troubles cognitifs (réf=non)	1,127****	0,846****	/	0,816****	0,670****	/
Troubles neuropsychiatriques (réf=non)	0,681****	0,419****	/	0,467****	0,320****	
Autres troubles (réf=non)	-0,018	0,604****	/	-0,007	0,568****	/
Maladie chronique (réf=non)	-0,398****	-0,543****	/	-0,278****	-0,470****	/
Aides techniques équipement (réf=non)	/	0,627****	-0,110	/	0,582****	-0,023
Aides techniques mobilité (réf=non)	/	0,752****	0,096	/	0,700****	0,163***
Aides techniques sensorielles (réf=non)	/	0,095	-0,096	/	0,086	-0,070
Autres aides techniques (réf=non)	/	0,213****	0,144**	/	0,201****	0,163***
Recours à un *proxy* (réf=non)	/	0,172	0,994****	/	0,693****	0,105*

[a] : revenu par unité de consommation — γ_1 = 1 fixé — corr(u_1, u_2) = 0,286

*: p <0,1; **: p <0,05; ***: p <0,01; **** : p <0,0001. — γ_2 = 0,442** — corr(u_1, u_3) = -0,259

γ_3 = -0,836**** — corr(u_2, u_3) = -0,453

BIBLIOGRAPHIE

Davin, B., Joutard, X., Moatti, J.-P., Paraponaris, A. et Verger, P. (2006). Besoins et insuffisance d'aide humaine aux personnes âgées à domicile : une approche à partir de l'enquête « Handicaps, Incapacités, Dépendance ». *Sciences Sociales et Santé*, vol. 24, N°3, 59-94.

Desai, M.M., Lentzner, H.R. et Weeks, J.D. (2001). Unmet need for personal assistance with activities of daily living among older adults. *The Gerontologist*, vol. 41, N°1, 82-88.

Mormiche, P. (2003). L'enquête Handicaps, Incapacités, Dépendance : apports et limites. *Revue Française des Affaires Sociales*, vol. 57, N°1-2, 13-29.

Todorov, A., et Kirchner, C. (2000). Bias in proxies' reports of disability: Data from the National Health Interview Survey on disability. *American Journal of Public Health*, vol. 90, N°8, 1248-53.

Trujillo, A. (2003). Medical care use and selection in a social health insurance with an equalization fund: Evidence from Colombia. *Health Economics*, vol. 12, N°3, 231-246.

7. Les évolutions méthodologiques d'une enquête répétée : avantages et inconvenients. L'exemple du baromètre santé

Arnaud GAUTIER, Christophe LÉON, François BECK et Philippe GUILBERT [19]

7.1 Introduction

L'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé (INPES) dispose d'enquêtes périodiques, les « Baromètres santé », qui mesurent à un instant précis l'état de l'opinion, des connaissances, des attitudes et des comportements en matière de santé des Français. Ces enquêtes téléphoniques, mises en place en 1992 afin de contribuer à l'élaboration de programmes de prévention et de promotion de la santé sont répétées à intervalles réguliers (quinquennale depuis 1995). Elles alimentent ainsi une base de données de plus de 50 000 individus et permettent donc de suivre certaines évolutions sur bientôt deux décennies.

Cette enquête multithématique (abordant les principaux thèmes de santé publique tels que la consommation de produits psycho-actifs, la vaccination ou le dépistage des cancers…) suit un protocole de sélection probabiliste des interviewés. Le mode de tirage est dit à deux degrés : un premier tirage au sort est effectué dans une base de numéros téléphoniques afin d'obtenir un ménage. Il est procédé ensuite au tirage au sort d'un individu à l'intérieur du ménage par la méthode de la date du prochain anniversaire, individu à qui il est affecté une probabilité de tirage dépendant de la constitution du ménage auquel il appartient.

Diverses évolutions méthodologiques ont été apportées au Baromètre santé depuis 15 ans. Certaines d'entre-elles (telle que l'augmentation de la taille de l'échantillon) s'expliquent par une volonté d'augmenter la précision des estimations, alors que d'autres sont principalement liées à une volonté

19 Institut National de Prévention et d'Éducation pour la Santé (INPES), 42, bd de la Libération, Saint-Denis cedex, France, 93203.