

Pas de prix mais un coût ? Évaluation contingente de l'aide informelle apportée aux personnes âgées en perte d'autonomie

Bérengère Davin *, Alain Paraponaris ** et Christel Protière ***

Le vieillissement de la population confronte les pays qu'il concerne à certains défis, notamment au regard des soins de long-terme. Prendre en charge une personne âgée en perte d'autonomie génère en effet à la fois des coûts publics et privés qui se chiffrent en milliards d'euros chaque année. L'objectif de cette analyse est d'étudier les déterminants du consentement à payer (CAP) des aidants informels pour l'aide qu'ils apportent aux personnes âgées de 75 ans et plus vivant à domicile, en utilisant la méthode de l'évaluation contingente. Les données utilisées proviennent de l'enquête nationale *Handicap-Santé Aidants informels* (HSA) de 2008. On y trouve des questions sur le montant que les aidants seraient prêts à payer pour être déchargés d'une heure d'aide. Un modèle en deux étapes à la Heckman est construit afin d'analyser à la fois les facteurs associés aux montants déclarés de disposition à payer, et les raisons pour lesquelles certains aidants n'ont pas voulu donner de valeur (répondants *protestataires*). D'après les résultats, des caractéristiques telles que la distance entre lieux de vie de l'aidé et de l'aidant ou encore la dégradation de la santé mentale de ce dernier expriment le besoin de reconnaissance des aidants informels à travers les valeurs déclarées qui leur sont associées, ainsi que leur besoin de répit, dû au fardeau qu'ils supportent parfois depuis plusieurs années. Le contexte socioéconomique joue aussi un rôle important : plus le revenu de l'aidant et celui de la personne aidée sont élevés, plus le montant du CAP est élevé. Ces éléments peuvent être utiles aux politiques publiques en charge de développer des mesures visant tout à la fois à promouvoir l'aide informelle apportée aux personnes âgées et à soulager ceux qui l'apportent.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Codes JEL : I10, J14.

Mots clés : aide informelle, personnes âgées, méthode d'évaluation contingente, modèle de Heckman.

* Inserm, UMR912 (Sesstim), 13006, Marseille ; Aix Marseille Université, UMR_S912, IRD, 13006, Marseille ; ORS PACA, Observatoire Régional de la Santé Provence-Alpes-Côte d'Azur, 13006, Marseille ; Email : berengere.davin@inserm.fr.

** mêmes organismes et Aix-Marseille School of Economics, 13002, Marseille, France.

*** mêmes organismes et Aix-Marseille School of Economics, 13002, Marseille, France.

Cette recherche a reçu le soutien financier de l'IReSP-CNSA-HAS-MiRe/DREES (Programme 2007, Le handicap, un nouvel enjeu de santé publique), du FCS Alzheimer (Actions SHS 2009) et de France Alzheimer (AAP 2012 Sciences Humaines et Sociales).

Les pays occidentaux, dans leur grande majorité, doivent faire face au vieillissement de la population, un processus sans équivalent dans l'histoire de l'humanité (Nations Unies, 2009). Avec l'accroissement de la part des personnes âgées, ils doivent relever différents défis propres aux systèmes de santé, de retraite et à l'offre sur le marché du travail (Schoeni et Ofstedal, 2010). Bien que le vieillissement soit un phénomène mondial, il existe de grandes différences entre pays, qu'il s'agisse de la rapidité de cet événement ou de la répartition par âge des populations (Kapteyn, 2010). En France, les personnes âgées de 75 ans et plus représentent plus de 9 % de la population (5,9 millions de personnes). D'ici 2060, leur nombre devrait atteindre 12 millions, ce qui représentera alors 16,2 % des habitants (Insee, 2012).

Grâce aux progrès médicaux et à un meilleur accès aux soins, l'espérance de vie à 65 ans a considérablement augmenté au cours des 50 dernières années. En France, une personne de 65 ans peut espérer vivre encore en moyenne 18,2 années si c'est un homme et 22,5 années s'il s'agit d'une femme (OCDE, 2011). Pourtant, l'allongement de l'espérance de vie ne signifie pas nécessairement que les années de vie supplémentaires sont vécues en bonne santé. Les limitations fonctionnelles et les restrictions d'activités sont souvent associées à l'avancée en âge et aux maladies chroniques. Elles sont susceptibles d'exercer leur effet sur l'espérance de vie sans incapacité (Cambois *et al.*, 2008), dont les estimations les plus récentes sont de l'ordre de 9,2 ans pour les femmes ayant atteint 65 ans et de 8,8 ans pour les hommes (OCDE, 2011), ce qui révèle l'importance du temps passé par les personnes âgées en situation d'incapacité, dont la compensation nécessite l'intervention de tiers pour la réalisation d'activités de la vie quotidienne.

Répondre aux besoins d'aide des personnes en perte d'autonomie génère à la fois des coûts publics et privés dont les montants sont particulièrement importants. Au cours de la dernière décennie, la France a mis en œuvre un certain nombre de réformes (Da Roit et Le Bihan, 2010), dont la création de l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) dont bénéficient actuellement près de 1,2 million de personnes âgées en perte d'autonomie (DREES, 2012). Malgré une plus grande disponibilité, les services publics d'aide et de soutien ne suffisent pas à satisfaire l'intégralité des besoins que rencontrent les personnes âgées, qui s'appuient donc encore majoritairement sur les aidants informels (famille, amis, voisins) (Waite et Das, 2010 ; Bloch, 2011). L'aide apportée par

les aidants informels et celle produite par les aidants professionnels ont tendance à se compléter, notamment dans les situations de perte sévère d'autonomie. Dans les autres situations, de précédents travaux ont montré que l'aide informelle peut se substituer à l'aide formelle (van Houtven et Norton, 2004 ; Bolin *et al.*, 2008 ; Bonsang, 2009 ; Gannon et Davin, 2010). Or seule cette dernière revêt une valeur marchande. En conséquence, l'aide informelle doit être prise en compte dans les évaluations économiques (Koopmanschap *et al.*, 2004 ; Goodrich *et al.*, 2012). Cependant, étant donné l'absence de marché et les difficultés de mesure des temps d'aide (Brouwer *et al.*, 1999 ; Hirst, 2002), certaines questions relatives à la façon d'évaluer une telle activité restent ouvertes (Joël, 2005 ; Mentzakis *et al.*, 2011).

Les méthodes utilisées par les travaux antérieurs pour estimer la valeur économique de l'aide informelle ont chacune leurs avantages et leurs inconvénients (Arno *et al.*, 1999 ; van den Berg *et al.*, 2004 ; van den Berg *et al.*, 2005 ; Koopmanschap *et al.*, 2008 ; van den Berg *et al.*, 2008). Deux d'entre elles appartiennent aux méthodes dites de préférences révélées : la méthode des biens proxy (van den Berg *et al.*, 2006) et celle des coûts d'opportunité (Ettner, 1996 ; Posnett et Jan, 1996 ; Carmichael et Charles, 2003 ; Hassink et van den Berg, 2011). Pour ces deux méthodes, le principe est de valoriser l'aide informelle selon le prix du marché d'un substitut marchand : le taux de salaire ou le prix de marché d'un aidant professionnel pour la première ou le taux de salaire de l'aidant pour la deuxième. Si elles sont faciles à mettre en œuvre, ces méthodes ne permettent pas de tenir compte de l'hétérogénéité à la fois de l'aide apportée et des aidants eux-mêmes (Brouwer *et al.*, 1999 ; Mentzakis *et al.*, 2011 ; Oudijk *et al.*, 2011).

L'évaluation contingente (EC) est une alternative permettant d'obtenir des préférences déclarées qui a aussi été mise en œuvre pour estimer la valeur de l'aide informelle (van den Berg *et al.*, 2005, 2006 ; de Meijer *et al.*, 2010). L'EC présente l'avantage de tenir compte de l'ensemble des attributs et de la nature hétérogène du bien à évaluer (Carson *et al.*, 2001 ; Mitchell et Carson, 1989 ; Protière *et al.*, 2004). Elle consiste à créer un marché fictif sur lequel on pourrait observer la demande des agents pour les biens non marchands que sont les programmes de santé. La réalisation de l'EC consiste à confronter la personne interrogée à ce marché contingent, présenté sous la forme d'un scénario hypothétique, et à lui demander son consentement à payer (CAP) maximal, ici pour une variation marginale d'une heure d'aide dans la contribution habituelle de l'aidant. Les reproches faits à la l'EC

incluent le recours à un questionnaire, les comportements stratégiques que peuvent adopter certains, ou la relation pouvant exister entre les réponses de CAP et le revenu des répondants (van den Berg *et al.*, 2005). Une telle mise en situation hypothétique plutôt que réelle doit être analysée avec prudence (Smith, 2003). La difficulté supplémentaire propre à ce travail réside dans le fait que l'aide apportée par les aidants informels est en partie substituable à une aide formelle marchande offerte par des aidants professionnels, indépendants ou salariés d'entreprise de services à la personne. En fonction de la mixité de l'aide reçue par les personnes âgées auxquelles les proches viennent en aide, il pourrait y avoir une influence du coût unitaire de l'aide payée à des professionnels sur les montants de CAP déclarés par les aidants informels.

En France, à la différence de l'étranger, les évaluations du coût de l'aide informelle sont encore relativement rares. À notre connaissance, seule la méthode des biens proxy a été utilisée dans une précédente recherche. Basée sur le salaire horaire du Smic (Salaire minimum interprofessionnel de croissance), l'aide informelle a été chiffrée à près de six milliards d'euros en 1999 (Paraponaris *et al.*, 2012). L'objectif de ce travail est d'estimer le coût de l'aide informelle apportée aux personnes âgées de 75 ans et plus, en appliquant l'EC aux données du volet consacré aux aidants informels de l'enquête *Handicap-Santé* de 2008 (enquête *HSA*). L'analyse s'efforcera de mettre en évidence les facteurs associés aux montants déclarés de CAP, ainsi que les raisons qui ont poussé certains aidants à ne pas fournir de valeur (répondants *protestataires*). En effet, dans ce contexte particulier, les répondants peuvent penser que répondre à des questions sur la valeur de l'aide informelle est un exercice difficile ou embarrassant. Ils peuvent être en désaccord avec le fait de considérer l'aide informelle sous forme monétaire ou encore avoir des objections éthiques à mettre un prix sur l'aide qu'ils apportent à un proche (de Meijer *et al.*, 2010). Une modélisation en deux étapes (estimation de la probabilité de donner un montant de CAP positif ou nul, puis estimation du montant du CAP conditionnellement à la première étape) est mise en œuvre. Les résultats apportent quelques éclairages sur certains critères à prendre en considération dans le but de promouvoir l'aide informelle dans les politiques publiques.

Une collecte suffisamment souple pour rendre compte de situations complexes

En 2008, l'Insee et le Ministère de la Santé (Direction de la Recherche, de l'Évaluation, des

Études et des Statistiques (Drees)) ont conduit une enquête nationale représentative, l'enquête *Handicap-Santé*, dont le volet mené en ménages ordinaires (enquête *HSM (Handicap-Santé Ménages)*) a concerné environ 30 000 individus (Bouvier, 2011). Les données ont été collectées à partir d'un questionnaire passé en face à face, qui couvre des informations d'ordre médical (maladies, déficiences, limitations fonctionnelles, restrictions d'activité, recours aux soins), socioéconomique (composition du ménage, niveau d'éducation, revenu), ainsi qu'une description de l'environnement (aides techniques et aménagements du logement). L'aide formelle et informelle apportée respectivement par des professionnels et des proches est aussi consignée. Si elles étaient d'accord, il était demandé aux personnes de fournir le nom et les coordonnées de chacun de leurs aidants informels. Par la suite, un second volet de l'enquête s'est intéressé aux aidants informels (enquête *Handicap-Santé Aidants informels (HSA)*). Plus de 5 000 d'entre eux ont été interrogés, en face à face ou par téléphone, sur leurs caractéristiques personnelles (âge, situation matrimoniale, statut vis-à-vis de l'emploi, revenu, état de santé), les caractéristiques de l'aide qu'ils apportent, et les conséquences de cette aide sur leur vie quotidienne (carrière, vie sociale, loisirs, etc.). Au total, les deux enquêtes permettent de lier les deux situations : celle de la personne aidée et celle de son aidant.

L'échantillon de l'enquête *HSM* se compose de 4 680 personnes âgées d'au moins 75 ans. Parmi elles, 2 745 ont déclaré avoir un ou plusieurs aidants informels. Certaines ont refusé de donner le nom ou l'adresse de ces aidants. De plus, certains aidants n'ont pas pu être contactés ou ont refusé de participer à l'enquête *HSA*. Au total, 1 159 individus âgés de 75 ans et plus ont au moins un aidant informel dans l'enquête *HSA*¹. Quelques-uns ont deux aidants, voire plus. En définitive, il y a 1 232 aidants informels, après suppression des observations présentant des valeurs manquantes (cf. figure).

1. On a comparé les personnes âgées de 75 ans et plus (recevant de l'aide) ayant un aidant dans l'enquête *HSA* ($n = 1 159$) avec celles n'en ayant pas dans *HSA* ($n = 1 586$). Les premières sont plus souvent en couple que les secondes (46,4 % vs 41,3 %), l'aidant le plus fréquent étant, comme on pouvait s'y attendre, le conjoint ou le(s) cohabitant(s). Elles ont moins souvent répondu seules (50,8 % vs 64,3 %) et sont plus souvent en mauvaise santé déclarée (49,7 % vs 43,9 %). En revanche, on ne constate pas de différence selon le sexe ni l'âge. Les aidants *HSA* correspondants sont plus souvent de sexe masculin que les aidants non enquêtés dans *HSA* (41,4 % vs 37,7 %). On n'observe par contre pas de différence selon l'âge de l'aidant, le lien et la cohabitation entre aidant et aidé.

Une partie du questionnaire de l'enquête HSA était consacrée à l'évaluation contingente. La question sur le consentement à payer était la suivante : 'Imaginez que vous puissiez être remplacé(e), auprès de [Prénom de 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'.

Dans un premier temps, la question était ouverte, puis des montants étaient explicitement proposés². Si l'aidant donnait une valeur nulle ou refusait de répondre, une deuxième question lui en demandait la raison afin de distinguer, comme il est d'usage, les vrais « zéros » des réponses de protestation, exprimant le refus de répondre à la question dans la formulation proposée. Les personnes ayant déclaré « ce n'est pas à moi de payer » ou « je ne connais pas les tarifs » ont été classées comme répondants

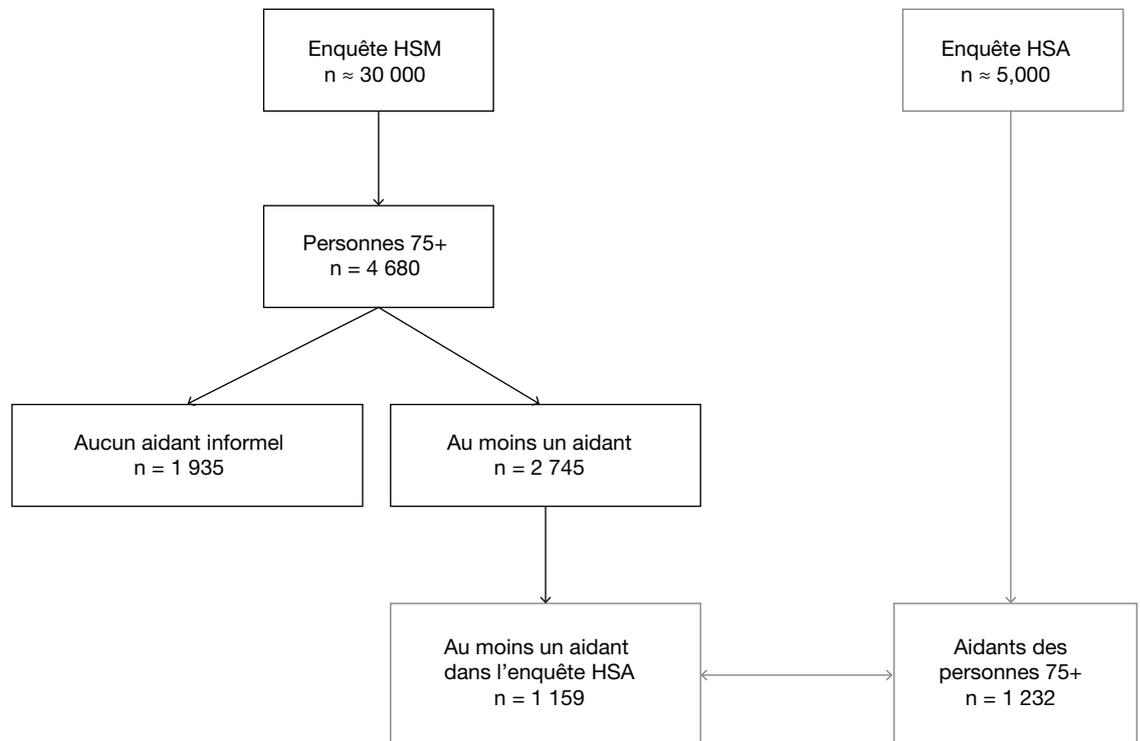
protestataires. Pour celles ayant dit « ne pas avoir les moyens de payer », « ne pas pouvoir être remplacé(e) », « ne pas avoir besoin d'une heure d'aide supplémentaire » ou « une heure d'aide n'est pas suffisante », un montant nul a été imputé au CAP.

Une modélisation en deux étapes

La question sur le CAP confronte l'aidant à un choix : ne pas donner de montant (réponse *protestataire*) ou déclarer une valeur, soit positive, soit nulle. Pour les raisons évoquées précédemment, une distinction a été faite entre les réponses *protestataires* d'un côté (les personnes qui n'ont pas donné de valeur parce qu'elles ne veulent pas payer ou être remplacées par

2. Les montants suivants étaient proposés sur une carte de paiement (en euros) : 0 - 2 - 4 - 6 - 8 - 10 - 12 - 14 - 16 - 18 - 20 - 25 - 30 - 40 - 50 - 60 - 80 - 100 et plus.

Figure
Échantillons de l'enquête *Handicap-Santé* 2008



Lecture : l'enquête HSM (Handicap-Santé Ménages) a été réalisée en domicile ordinaire auprès de 30 000 individus environ, parmi lesquels 4 680 étaient âgés de 75 ans ou plus. Parmi ces derniers, 2 745 ont déclaré recevoir régulièrement de l'aide humaine et/ou financière de la part d'au moins un proche (famille, ami, voisin). 1 159 de ces individus ont cité le nom d'un aidant au moins, interrogé dans le cadre de l'enquête HSA (Handicap-Santé Aidants) soit 1 232 aidants au total, parmi les 5 000 aidants informels interrogés dans l'enquête HSA (les autres aidants informels interrogés dans HSA apportant leur aide à des personnes âgées de moins de 75 ans).
Champ : personnes de 75 ans ou plus vivant en ménages ordinaires et leurs aidants informels.
Sources : enquête Handicap-Santé 2008, volet ménages et volet aidants informels, Insee.

des tiers dans l'aide qu'elles apportent) et les vrais zéros de l'autre (les personnes déclarant une valeur nulle). Les premières sont prises en compte seulement dans l'équation de sélection du modèle, tandis que les secondes figurent dans cette même équation et dans l'équation d'intérêt (Fonta *et al.*, 2010). Dans l'équation d'intérêt, ce sont les facteurs associés aux montants déclarés de CAP qui font explicitement l'objet de l'estimation. Pour autant, ne pas tenir compte des réponses *protestataires* peut occasionner une sur-représentation des répondants ayant fourni les valeurs les plus élevées ou au contraire les plus basses, par rapport aux enquêtés qui ont refusé de répondre, introduisant donc une surestimation ou une sous-estimation de la mesure du CAP. Dans pareille situation, où les valeurs manquantes peuvent être importantes, la stratégie d'estimation à envisager dépend de l'existence d'un lien entre l'équation de participation (la déclaration d'un montant) et l'équation d'intérêt (le montant du CAP) (Madden, 2008) : le choix porte sur la modélisation en deux étapes ou la modélisation à la Heckman (Heckman, 1979). Cette dernière est indiquée si l'hypothèse nulle de non-corrélation entre les termes d'erreur des deux équations est rejetée. C'est le cas dans le présent travail. Dans l'équation de sélection, nous distinguons les réponses *protestataires* des montants positifs ou nuls. Dans l'équation d'intérêt, nous nous intéressons aux facteurs associés aux montants déclarés de CAP. Le modèle prend donc la forme suivante :

1- *Équation de sélection* :

$$Z_i^* = W_i \alpha + u_i$$

avec

$$Z_i = 1 \text{ si } Z_i^* \geq 0$$

$$Z_i = 0 \text{ si } Z_i^* < 0$$

où Z_i est une variable indicatrice mesurant si l'individu i a donné ou non une valeur. Il s'agit de la réalisation de la variable latente (non observée) Z_i^* , supposée suivre une distribution normale, avec u_i comme terme d'erreur indépendant. Ce terme d'erreur est utilisé pour calculer le facteur de contrôle du biais de sélection λ_i , aussi appelé inverse du ratio de Mills, dont l'estimateur $\hat{\lambda}_i$ est introduit dans la deuxième équation parmi les variables explicatives X_i .

2- *Équation d'intérêt* :

$$Y_i^* = X_i \beta + v_i$$

avec

$$Y_i = Y_i^* \text{ si } Z_i = 1$$

$$Y_i \text{ n'est pas observé si } Z_i = 0$$

où Y_i est le montant de CAP déclaré par les répondants non protestataires, correspondant à la variable latente Y_i^* , distribuée selon une loi normale de terme d'erreur v_i .

Le recours à la stratégie d'estimation à la Heckman est justifié si l'on rejette l'hypothèse de nullité du coefficient de corrélation entre les termes d'erreur des deux équations : $\text{corr}(u_i, v_i) = \rho = 0$. Le rejet de l'hypothèse nulle de non-corrélation entre les termes d'erreur issus des équations de sélection et d'intérêt, en plus de la dimension technique soulignée pour le choix de la modélisation du CAP à retenir, est porteuse de sens : les variables omises ou non-observables dans chacune des deux équations et qui s'expriment à travers le terme d'erreur sont, en cas de rejet de l'hypothèse nulle de non-corrélation, corrélées. En fonction du signe pris par le coefficient de corrélation, cela signifie que ces variables affectent de la même manière ou de façon opposée la probabilité de la déclaration d'un montant positif ou nul d'une part, la valeur de ce montant d'autre part. La valeur du paramètre associé à l'inverse du ratio de Mills λ , si la contribution est significative, exprime l'impact de l'omission de l'estimation de l'équation de sélection, préalablement à l'estimation de l'équation d'intérêt, sur le montant du CAP déclaré. La modélisation utilisée requiert l'utilisation d'au moins une variable dans l'équation de sélection qui n'apparaisse pas dans l'équation d'intérêt. Cette variable doit être corrélée à la probabilité de ne pas avoir répondu à la question sur le montant du CAP (ne pas avoir donné une valeur positive ou nulle), mais pas au montant du CAP déclaré. L'âge de l'aidant, exprimé en deux classes (moins de 60 ans, 60 ans ou plus) respecte ces deux conditions : il s'avère impacter négativement et significativement la probabilité de ne pas répondre, toutes choses égales par ailleurs, mais n'est pas lié au montant déclaré pour le CAP. Étant donnée la forme de la distribution des montants de CAP déclarés (cf. graphique), la variable expliquée dans l'équation d'intérêt correspond à la transformation logarithmique du montant du CAP plus un. On introduit dans le modèle à la fois des caractéristiques de l'aidant informel (âge, sexe, lien avec la personne aidée, éducation, revenu, variables d'état de santé) et de la personne aidée (âge, sexe, revenu, état de santé).

Un CAP plus faible dans les cas de forte proximité entre aidant et aidé

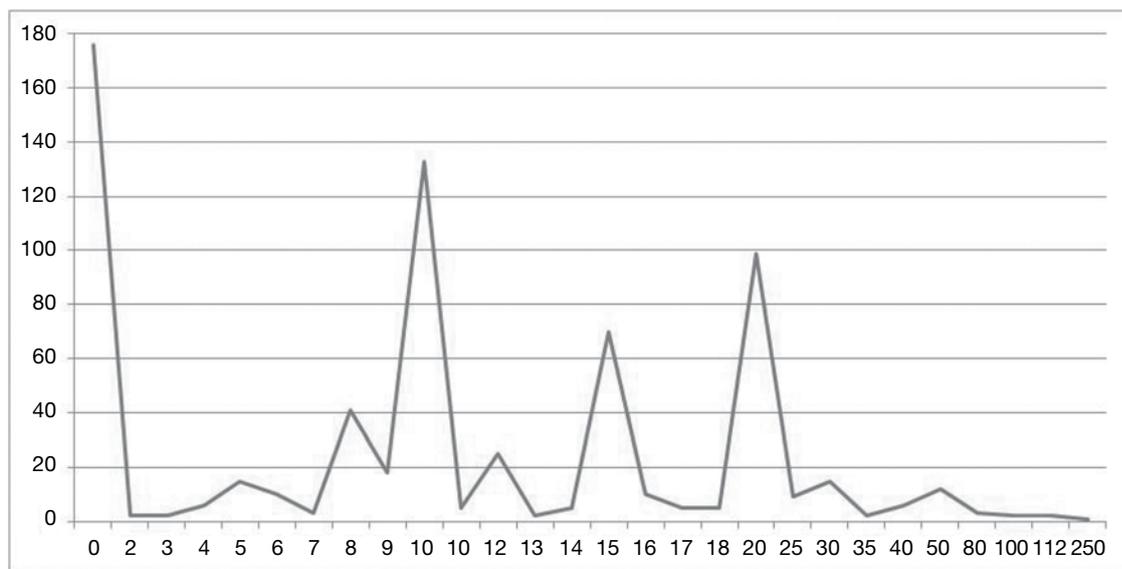
La moitié des individus dans l'échantillon des aidants informels sont âgés d'au moins 60 ans (cf. tableau 1). Plus de 60 % des aidants sont des femmes. Il s'agit du conjoint dans un quart des cas, d'un enfant dans plus de la moitié. Plus de 45 % des aidants vivent dans le même ménage que la personne aidée tandis que près de 15 % habitent à plus de 10 kilomètres. Un aidant sur cinq n'a aucun diplôme ; un quart a au moins le baccalauréat. Quatre aidants sur dix sont en emploi, tandis que près de 50 % sont à la retraite et 10 % sans activité. Plus de 57 % de l'échantillon a déclaré être en bonne ou très bonne santé ; cependant un aidant sur trois déclare souffrir de stress et un sur sept de dépression.

Les réponses à la question sur le CAP ont conduit à distinguer trois catégories de répondants : (1) ceux ayant donné un montant positif ou nul ($n = 685$) ; (2) les répondants *protestataires* (qui ont notamment déclaré que ce n'était pas à eux de payer ; $n = 174$) ; (3) les répondants ayant déclaré « n'y avoir jamais pensé » ($n = 373$). D'ordinaire, les répondants de cette troisième catégorie sont rangés parmi les *protestataires*, mais l'analyse des caractéristiques de ces répondants montre qu'ils ne

présentent pas les mêmes traits de personnalité que les répondants *protestataires*. En effet, par rapport à ces derniers, les répondants ayant déclaré n'avoir jamais pensé à payer pour de l'aide sont plus âgés ($p = 0,042$), sont plus souvent le conjoint ($p = 0,001$) et habitent, comme l'on pouvait s'y attendre, plus souvent dans le même foyer que la personne aidée ($p = 0,019$) (cf. tableau 1). Ces répondants peuvent ainsi avoir plus de mal à différencier ce qui tient de l'aide informelle de ce qui correspond à leur implication habituelle dans les activités de la vie courante en tant que conjoint. Ces résultats montrent qu'ils ne peuvent être assimilés à des *protestataires* (vis-à-vis de la méthode). Nous avons choisi de les exclure par conséquent de l'analyse économétrique. Dans ce qui suit, seuls les aidants ayant donné un montant positif ou nul et les répondants *protestataires* sont ainsi considérés.

Les répondants ayant donné une valeur positive ou nulle sont significativement plus souvent le conjoint ou l'enfant de la personne aidée, par comparaison avec les répondants *protestataires* ($p = 0,001$). Par ailleurs, ils ont plus fréquemment déclaré souffrir de problèmes de santé psychique, tels que le stress ($p = 0,021$) ou la dépression ($p = 0,024$). Ils sont aussi plus impliqués dans l'aide pour les activités de la vie

Graphique
Distribution des montants de CAP déclarés



Lecture : on a porté en abscisse les montants de CAP déclarés en euros et en ordonnées les effectifs d'aidants informels ayant donné ces montants. 133 aidants informels ont ainsi déclaré qu'ils seraient prêts à payer 10 euros pour être remplacés une heure dans la semaine auprès de la personne âgée qu'ils aident.

Champ : aidants informels de personnes de 75 ans ou plus vivant en ménages ordinaires.

Sources : enquête Handicap-Santé 2008, volet aidants informels, Insee.

Tableau 1
Caractéristiques de l'échantillon (n = 1 232)

	CAP ≥ 0 (n = 685) (1)	Protest (n = 174) (2)	Jamais pensé (n = 373) (3)	Ensemble (n = 1 232)	p-value (2) vs (1)	p-value (3) vs (1)	p-value (3) vs (2)
Caractéristiques de l'aidant							
Âge							
< 60	54,6	48,3	41,8	49,8	0,136	0,001	0,157
≥ 60	45,4	51,7	58,2	50,2			
Sexe							
Homme	39,7	34,5	37,3	38,2	0,207	0,436	0,529
Femme	60,3	65,5	62,7	61,8			
L'aidant est le...							
Conjoint	26,1	16,7	34,3	27,3	0,001	0,190	0,001
Enfant	55,9	44,8	45,3	51,1			
Autre	18,0	37,9	20,4	21,5			
Distance							
Habite dans le même foyer	45,3	36,2	49,9	45,4	0,097	0,250	0,019
< 10 km	40,1	48,3	36,2	40,1			
≥ 10 km	14,6	15,5	13,9	14,5			
Éducation							
Aucun diplôme	20,7	20,1	21,4	20,9	0,890	0,714	0,897
< Baccalauréat	53,7	55,8	53,9	54,1			
≥ Baccalauréat	25,6	24,1	24,7	25,0			
Statut d'occupation							
En emploi	45,1	40,8	34,6	41,3	0,248	0,006	0,409
Retraité	45,0	47,1	54,7	48,2			
Sans activité	9,9	12,1	10,7	10,5			
État de santé déclaré							
Très bon / bon	57,8	57,5	57,9	57,8	0,936	0,975	0,923
Moyen / mauvais / très mauvais	42,2	42,5	42,1	42,2			
Revenu							
Moyen	1 436,6	1 452,6	1 589,1	1 485,0			
Médian	1 125,0	1 266,7	1 375,0	1 266,7	0,416	0,005	0,225
Dépression							
Oui	17,4	10,3	12,1	14,8	0,024	0,022	0,558
Non	82,6	89,7	87,9	85,2			
Stress							
Oui	37,5	28,2	33,5	35,0	0,021	0,195	0,211
Non	62,5	71,8	66,5	65,0			
Caractéristiques de l'aide							
Ancienneté							
Inconnue	6,6	6,9	8,0	7,1	0,080	0,660	0,063
< 3 ans	16,5	23,5	16,6	17,5			
3 - < 8 ans	38,7	36,8	34,0	37,0			
8 - < 11 ans	17,5	16,1	17,2	17,2			
11 ans et +	20,7	16,7	24,1	21,2			
Volume hebdomadaire							
< 5h	30,8	37,9	31,4	32,0	0,392	0,777	0,549
5 - < 15h	32,3	25,9	31,1	31,0			
15 - < 30h	21,6	20,7	24,1	22,2			
30h et +	15,3	15,5	13,4	14,8			→

courante (ou ADL : se lever, se laver, aller aux toilettes et les utiliser, manger, etc.) ($p = 0,009$) et les activités instrumentales de la vie courante (ou IADL : préparer le repas, faire le ménage, faire les courses, utiliser le téléphone, etc.) ($p = 0,042$). On peut ainsi supposer que le poids de l'aide informelle fournie est plus important pour les répondants ayant déclaré une valeur de CAP que pour les *protestataires*.

Le montant moyen déclaré de CAP pour une variation marginale d'une heure d'aide est de 13,6 euros (respectivement 18,4 euros si les valeurs nulles ne sont pas considérées) (cf. tableau 2) ; la valeur médiane est de 10 euros (respectivement 12 euros). Le tableau 2 indique les associations retrouvées entre les principales variables documentées dans l'enquête et les montants de CAP. Le CAP déclaré se révèle ainsi d'autant plus élevé que les aidants interrogés

sont jeunes, diplômés, en bonne santé et en emploi. Le montant de CAP augmente aussi avec la distance géographique et l'affaiblissement du lien de parenté entre l'aidant et l'aidé. Les valeurs déclarées de CAP pour une heure d'aide sont en majorité concentrées autour de trois valeurs : 10 euros, 15 euros et 20 euros (cf. graphique). Cela tient notamment au fait que l'on propose des montants explicites sur une carte aux personnes interrogées. La littérature a en effet souligné les difficultés que les personnes interrogées dans ce type d'enquête éprouvent pour affecter une valeur précise à un bien ou à un service qu'elles n'ont pas l'habitude de valoriser. Ces difficultés expliquent que les valeurs déclarées ont tendance à se concentrer sur des valeurs entières et surtout sur des chiffres « ronds » (Berglund, 2006 ; Blakemore et Williams, 2008 ; Gossling *et al.*, 2005).

Tableau 1 (suite)

	CAP ≥ 0 (n = 685) (1)	Protest (n = 174) (2)	Jamais pensé (n = 373) (3)	Ensemble (n = 1 232)	p-value (2) vs (1)	p-value (3) vs (1)	p-value (3) vs (2)
Aide pour les ADL							
<i>Oui</i>	75,3	65,5	68,1	71,8	0,009	0,011	0,550
<i>Non</i>	24,7	34,5	31,9	28,2			
Aide pour les IADL							
<i>Oui</i>	93,6	89,1	90,1	91,9	0,042	0,041	0,720
<i>Non</i>	6,5	10,9	9,9	8,1			
Aide pour d'autres activités							
<i>Oui</i>	98,1	96,0	96,3	97,2	0,097	0,067	0,879
<i>Non</i>	1,9	4,0	3,8	2,8			
Caractéristiques de la personne aidée							
Âge							
< 85	65,0	66,1	66,0	65,4	0,780	0,747	0,974
85+	35,0	33,9	34,0	34,6			
Sexe							
<i>Homme</i>	28,0	28,2	33,8	29,8	0,972	0,051	0,190
<i>Femme</i>	72,0	71,8	66,2	70,2			
Revenu							
<i>Moyen</i>	1 165,8	1 203,3	1 208,7	1 184,0			
<i>Médian</i>	1 003,3	1 033,8	1 060,9	1 033,9	0,717	0,062	0,331
État de santé déclaré							
<i>Très bon / bon / moyen</i>	37,1	32,2	39,7	37,2	0,230	0,406	0,092
<i>Mauvais / très mauvais</i>	62,9	67,8	60,3	62,8			

Lecture : 54,6 % des aidants ayant déclaré une valeur positive ou nulle du consentement à payer (CAP) sont âgés de moins de 60 ans. Les p-values renvoient à la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle d'égalité des pourcentages mentionnés entre parenthèses. Champ : personnes aidant régulièrement humainement et/ou financièrement un parent, un ami ou un proche âgé de 75 ans ou plus vivant en domicile ordinaire.

Sources : enquête Handicap-Santé 2008, volet ménages et volet aidants informels, Insee.

Tableau 2
Montants de CAP moyens et médians

	CAP ≥ 0 (n = 685)			CAP > 0 (n = 509)		
	Moyen	p-value (1)	Médian	Moyen	p-value (1)	Médian
Ensemble	13,6		10,0	18,4		12,0
Caractéristiques de l'aidant						
Âge						
< 60	16,2	0,079	10,0	20,8	0,189	15,0
≥ 60	10,6		10,0	15,1		10,0
Sexe						
Homme	16,5	0,143	10,0	21,3	0,240	14,0
Femme	11,7		10,0	16,3		12,0
L'aidant est le...						
Conjoint	9,8	0,150	10,0	14,3	0,286	10,5
Enfant	12,9		10,0	16,9		15,0
Autre	21,6		10,0	28,2		12,5
Distance						
Habite dans le même foyer	10,8	0,106	10,0	15,2	0,195	12,0
< 10 km	15,7		10,0	20,5		12,0
≥ 10 km	16,8		15,0	21,5		20,0
Éducation						
Aucun diplôme	11,7	0,540	10,0	16,6	0,689	10,0
< Baccalauréat	14,2		10,0	19,2		12,0
≥ Baccalauréat	14,0		12,0	18,0		15,0
Statut d'occupation						
En emploi	17,8	0,330	10,0	22,0	0,707	15,0
Retraité	10,5		10,0	14,7		11,0
Sans activité	9,0		10,0	15,6		12,0
État de santé déclaré						
Très bon / bon	15,9	0,107	10,0	19,9	0,364	15,0
Moyen / mauvais / très mauvais	10,6		10,0	15,9		10,0
Revenu						
1 ^{er} quartile	13,3	0,179	10,0	18,7	0,393	13,5
2 ^e quartile	10,1		10,0	14,8		10,0
3 ^e quartile	11,6		10,0	15,2		12,0
4 ^e quartile	18,6		10,0	23,2		15,0
Dépression						
Oui	10,4	0,352	10,0	16,7	0,749	12,0
Non	14,3		10,0	18,7		12,0
Stress						
Oui	12,2	0,479	10,0	17,3	0,709	12,0
Non	14,5		10,0	19,0		12,0
Caractéristiques de l'aide						
Ancienneté						
Inconnue	11,7	0,748	10,0	17,6	0,924	12,5
< 3 ans	12,9		10,0	16,0		12,0
3 - < 8 ans	15,4		10,0	20,6		14,0
8 - < 11 ans	11,9		10,0	16,3		15,0
11 ans et +	13,0		10,0	18,3		10,0 →

Les conjoints aidants déclarent un CAP moins élevé

L'équation probit de sélection montre que la probabilité que le répondant soit *protestataire* paraît augmenter avec l'âge, avec le caractère récent de la relation aidant-aidé (moins de trois ans) et avec la détérioration de l'état de santé de la personne aidée (cf. tableau 3). A contrario, la probabilité de donner une valeur positive ou nulle est positivement associée avec la

proximité familiale avec l'aidant (le fait d'être le conjoint ou l'enfant de la personne aidée) et avec la dégradation de l'état de santé psychique de l'aidant (lorsque l'aidant déclare souffrir de dépression).

L'estimation de l'équation d'intérêt permet d'établir que les conjoints aidants déclarent, toutes choses égales par ailleurs, une plus faible valeur de CAP. La considération jointe de ce résultat avec celui décrit plus haut témoigne

Tableau 2 (suite)

	CAP ≥ 0 (n = 685)			CAP > 0 (n = 509)		
	Moyen	p-value (1)	Médian	Moyen	p-value (1)	Médian
Volume hebdomadaire						
< 5h	17,5	0,110	10,0	22,1	0,219	15,0
5 - < 15h	11,6		10,0	15,1		10,0
15 - < 30h	12,3		10,0	18,3		15,0
30 h et +	12,3		10,0	17,4		11,0
Aide pour les ADL						
Oui	13,9	0,767	10,0	19,0	0,637	12,0
Non	12,8		10,0	16,7		15,0
Aide pour les IADL						
Oui	13,7	0,968	10,0	18,4	0,951	12,0
Non	13,4		10,0	17,9		15,0
Aide pour d'autres activités						
Oui	13,7	0,691	10,0	18,5	0,660	12,0
Non	9,1		9,0	11,8		10,0
Caractéristiques de la personne aidée						
Âge						
< 85	14,6	0,443	10,0	19,3	0,552	12,0
85+	12,0		10,0	16,6		12,0
Sexe						
Homme	12,6	0,693	10,0	18,0	0,911	12,0
Femme	14,0		10,0	18,5		12,0
Revenu						
1 ^{er} quartile	13,3	0,399	10,0	17,6	0,456	12,0
2 ^e quartile	11,3		10,0	16,2		12,0
3 ^e quartile	10,0		10,0	14,7		12,0
4 ^e quartile	20,0		10,0	23,9		12,0
État de santé déclaré						
Très bon / bon / moyen	11,9	0,393	10,0	15,8	0,343	12,0
Mauvais / très mauvais	14,7		10,0	19,9		12,0
1. Test d'égalité des moyennes.						

Lecture : les aidants âgés de moins de 60 ans ayant donné une valeur positive ou nulle du consentement à payer (CAP) ont déclaré en moyenne une valeur égale à 16,2 euros contre 10,6 euros aux aidants de 60 ans ou plus. La p-value associée au test d'égalité des montants de CAP moyen déclarés par ces deux catégories d'aidants est égale à 0,079.

Champ : personnes aidant régulièrement humainement et/ou financièrement un parent, un ami ou un proche âgé de 75 ans ou plus vivant en domicile ordinaire et ayant déclaré un CAP positif ou nul.

Sources : enquête Handicap-Santé 2008, volet ménages et volet aidants informels, Insee.

Tableau 3
Facteurs associés au CAP

	1 ^{ère} étape : p (CAP ≥ 0) (n = 859)		2 ^e étape : log (CAP +1) (n = 685)	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE
Caractéristiques de l'aidant informel				
Âge				
< 60	Réf.			
≥ 60	- 0,309***	0,102		
Sexe				
Homme	0,089	0,101	0,127	0,114
Femme	Réf.		Réf.	
L'aidant est le...				
Conjoint	0,724***	0,158	- 0,747***	0,187
Enfant	0,350***	0,115	- 0,380***	0,142
Autre	Réf.		Réf.	
Distance				
< 10 km			Réf.	
≥ 10 km			0,286**	0,126
Revenu				
1 ^{er} quartile			0,005	0,126
2 ^e quartile			- 0,244**	0,121
3 ^e quartile			0,064	0,123
4 ^e quartile			Réf.	
Statut d'occupation				
En emploi			Réf.	
Retraité			- 0,046	0,123
Sans activité			- 0,377***	0,147
Dépression				
Oui	0,363***	0,142	- 0,368***	0,148
Non	Réf.		Réf.	
Etat de santé déclaré				
Très bon / bon	Réf.		Réf.	Réf.
Moyen / mauvais / très mauvais	0,143	0,177	- 0,432**	0,194
Caractéristiques de l'aide				
Ancienneté				
Inconnue	- 0,120	0,209	- 0,038	0,234
< 3 ans	- 0,337**	0,150	0,294*	0,172
3 - < 8 ans	- 0,172	0,132	0,187	0,144
8 - < 11 ans	- 0,134	0,154	0,004	0,171
11 ans et +	Réf.		Réf.	
Caractéristiques de la personne aidée				
Âge				
< 85	Réf.		Réf.	
85+	- 0,158	0,103	0,153	0,114
Sexe				
Homme	- 0,047	0,110	0,076	0,127
Femme	Réf.		Réf.	
Revenu				
1 ^{er} quartile			- 0,311***	0,129
2 ^e quartile			- 0,430***	0,123
3 ^e quartile			- 0,500***	0,121
4 ^e quartile			Réf.	

→

pour les personnes amenées à apporter leur aide au quotidien à leur conjoint en perte d'autonomie de la position particulière des conjoints aidants : soit ils ne parviennent pas à donner de valeur, soit, lorsqu'ils en donnent une, cette valeur s'avère moins élevée que celle donnée par les autres types d'aidants. Le montant déclaré pour le CAP diminue également lorsque l'aidant n'a pas d'activité professionnelle, lorsque le niveau des revenus de l'aidant et de la personne aidée sont faibles ou encore lorsque l'aidant déclare souffrir d'un état dépressif. La seule caractéristique positivement associée à la valeur de CAP déclarée est la distance qui sépare l'aidant de la personne aidée. En outre, la présence d'une aide professionnelle, concomitante de l'aide informelle reçue ne paraît pas impacter le montant de CAP déclaré, pas plus que le fait que l'aidant informel cohabite avec la personne aidée.³

Le test LR ($p = 0,000$) amène à rejeter l'hypothèse de nullité du coefficient de corrélation entre les termes d'erreur issus des équations de sélection et d'intérêt. La corrélation entre les termes d'erreur des deux équations est significativement non-nulle, ce qui corrobore le choix du recours à une modélisation à la Heckman. Le signe du paramètre estimé associé à l'inverse du ratio de Mills dans l'équation d'intérêt est négatif, ce qui, conformément à l'intuition, indique que les résultats de l'estimation auraient été biaisés à la baisse si la stratégie d'estimation avait négligé de considérer en première étape la sélection d'échantillon des répondants *protestataires*.

Le montant de CAP déclaré tient compte des coûts (d'opportunité, de transport...) reflétant la « distance » aidé/aidant

Nous aboutissons à un CAP moyen pour une heure supplémentaire d'aide de 13,6 euros. Ce montant est plus élevé que ceux fournis par la littérature internationale. La comparaison avec d'autres travaux est cependant difficile, étant donné que les résultats sont fortement liés au *design* des enquêtes utilisées (formulation des questions, conditions d'enquête, etc.) mais aussi et surtout au contexte réglementaire et institutionnel de la provision d'aide humaine aux personnes en perte d'autonomie. Des recherches basées sur des données néerlandaises ont ainsi abouti à un CAP moyen de l'ordre de 9 euros pour une heure d'aide supplémentaire (van Exel et Brouwer, 2006 ; de Meijer *et al.*, 2010). Dans tous les cas, il est essentiel de bien comprendre comment les aidants informels déterminent la valeur qu'ils attribuent à leur activité. La plupart des répondants se réfèrent à un prix de marché pour fixer leur valeur (van Exel et Brouwer, 2006). Sur ce point, l'estimation en deux étapes offre la possibilité de mieux connaître les facteurs associés aux montants déclarés de CAP. Parmi les tout premiers, en rapport avec l'intelligibilité des questions posées, l'estimation souligne les effets différenciés de l'âge : les aidants informels les plus âgés sont aussi les moins susceptibles d'indiquer une valeur de

3. Les deux variables ont été par conséquent retirées des variables explicatives du modèle, par souci de concision, sans incidence notable sur la valeur des paramètres et de l'écart-type associé estimés pour les autres variables.

Tableau 3 (suite)

	1 ^{ère} étape : p (CAP ≥ 0) (n = 859)		2 ^e étape : \log (CAP +1) (n = 685)	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE
État de santé déclaré				
Très bon / bon / moyen	Réf.		Réf.	
Mauvais / très mauvais	- 0,160*	0,098	0,149	0,110
Constante	0,881***	0,181	2,927***	0,228
Rho = - 0,915 λ (Inverse du Ratio de Mills) = - 1,319 (0,057)				

Lecture : être le conjoint de la personne aidée explique positivement que les aidants ont déclaré une valeur positive ou nulle du consentement à payer (CAP) et négativement le montant du CAP déclaré.

*, ** et *** renvoient à une valeur de la p-value inférieure à 10 %, 5 % et 1 %.

Champ : personnes aidant régulièrement humainement et/ou financièrement un parent, un ami ou un proche âgé de 75 ans ou plus vivant en domicile ordinaire.

Sources : enquête Handicap-Santé 2008, volet ménages et volet aidants informels, Insee.

CAP. Ce résultat est vraisemblablement lié à la compréhension de la question : les personnes avancées en âge pourraient être plus réticentes à répondre, car elles ne sont pas familières avec ce type d'exercice (Meyerhoff *et al.*, 2014). Cela peut aussi s'expliquer par le statut de conjoint (par définition plus âgé que le reste de l'échantillon) pour qui la question ne se pose pas, du fait des liens affectifs forgés pendant toute la vie commune. Une autre raison tient dans le caractère imparfaitement substituable, voire non-substituable, de l'aide professionnelle à l'aide informelle. Cette explication peut tenir aux préférences individuelles (le refus par l'aidant et/ou l'aidé de l'irruption d'un tiers dans la relation d'aide) (van Houtven et Norton, 2004), mais aussi au fait, souligné en outre dans Bonsang (2009) pour les pays européens, que, dans certains cas, l'ampleur de la perte d'autonomie impose aux aidants informels une contribution à l'aide qui, en dépit de la possibilité de recours à l'aide professionnelle, représente un engagement pouvant aller jusqu'à une présence continue (7 jours sur 7 et 24 heures sur 24). Dans ce cas, l'énoncé de la question sur le CAP, basé sur une variation marginale d'une heure d'aide, peut se retrouver inadapté au contexte particulier de l'aidant interrogé.

Par ailleurs, les liens entre l'aidant et l'aidé (conjoint, enfant, autre) génèrent de grandes différences dans l'intensité de la provision d'aide, les motivations, et le contexte de mise en place de l'aide (Broese van Groenou *et al.*, 2013). La proximité entre les deux parties augmente la probabilité que l'aidant ne soit pas un répondant *protestataire*. Ce résultat peut refléter la forte implication des conjoints et des enfants, qui ont chacun une meilleure connaissance des besoins de la personne aidée et peuvent exprimer par ailleurs un besoin de répit pour eux-mêmes (Koopmanschap *et al.*, 2004; van Exel *et al.*, 2008). Une méta-analyse a montré à cet égard que les conjoints aidants apportent plus de soutien et déclarent plus de symptômes dépressifs, un fardeau physique et financier plus lourd, ainsi qu'un niveau de bien-être psychologique amoindri (Pinquart et Sorensen, 2011). La propension des conjoints aidants à indiquer une valeur de CAP peut ainsi exprimer le besoin d'être remplacé. A contrario, une personne plus éloignée de la personne aidée (en termes géographiques et/ou eu égard au lien de parenté) peut être réticente à être remplacée, parce que sa participation à l'aide est moins contraignante et a moins de conséquences sur sa santé et sa vie quotidienne. Parmi les aidants informels ayant fourni un montant de CAP, ce sont les conjoints

qui ont indiqué les plus faibles sommes. Ce résultat peut tenir à deux types de phénomène. On ne peut tout d'abord pas éliminer complètement la possibilité que la formulation de la question sur le CAP pour une heure d'aide supplémentaire apportée au proche aidé ne soit pas totalement adaptée. Les aidants impliqués de façon conséquente (plusieurs heures d'aide quotidienne), au premier rang desquels les conjoints, sont en effet susceptibles de tenir un raisonnement en prix et en quantités : connaissant le volume d'heures d'aide nécessaire à la satisfaction des besoins de leur proche aidé, ils sont amenés à déclarer des montants plus faibles pour une heure dans le but de limiter la dépense relative au recours à de l'aide professionnelle. Une autre explication réside dans la révélation de ce que ce type de méthode d'évaluation est supposé renvoyer : la valeur que les aidants interrogés accordent à l'aide qu'ils produisent. Dans la mesure où les conjoints aidant les personnes âgées de 75 ans ou plus dans les activités de la vie quotidienne ont vraisemblablement un âge comparable à celui des personnes qu'ils aident, les plus faibles montants qu'ils déclarent peuvent exprimer tout ou partie du coût d'opportunité que représente pour eux le fait d'aider. À cet effet, la contribution du lien de parenté entre l'aidant et l'aidé peut en partie concurrencer celle du revenu de l'aidant ou encore celle de son statut devant l'activité qui, toutefois, restent statistiquement significatives.

De plus, les aidants résidant à distance conséquente des personnes aidées, leur interdisant par exemple une intervention au quotidien, sont plus susceptibles de donner des montants de CAP élevés. Ces aidants semblent tenir compte du coût total qu'ils supportent du fait de l'aide fournie pour déterminer leur valeur. Des coûts de transport et de déplacement plus élevés accroissent le coût de l'aide informelle (Fevang *et al.*, 2008). Outre les pertes de salaire et/ou de bien-être liées au fait d'aider plutôt que de se consacrer à d'autres activités, le coût peut inclure les frais de transport et le temps de déplacement pour les aidants qui ne se trouvent pas dans un périmètre proche de la personne aidée.

Les ressources du couple aidant-aidé interagissent dans un processus complexe et difficile à mesurer

Les conditions socioéconomiques du couple aidant-aidé importent particulièrement dans la détermination du montant du CAP (van den Berg *et al.*, 2005). Pour l'aidant, l'absence d'activité

professionnelle, de même qu'un revenu relativement faible (2^e quartile) sont négativement liés au montant de CAP déclaré. Conformément à l'intuition, disposer de ressources financières limitées empêche les aidants de payer des montants importants pour être déchargés d'une partie de l'aide. Dans cette perspective, les aidants préfèrent, toutes choses égales par ailleurs, substituer leur propre capacité d'aide à de l'aide professionnelle. On peut considérer que tant que le coût d'opportunité de cette aide s'avère inférieur au prix de l'aide formelle proposée par les intervenants professionnels, les aidants sont rationnels d'un point de vue économique en privilégiant l'aide informelle. D'un autre côté, les plus aisés consentent à payer plus cher si cela leur permet de continuer à travailler et leur évite des pertes de salaire jugées préjudiciables. La gradation de cet effet n'apparaît pas avec précision, les aidants les plus modestes déclarant certes une valeur de CAP plus faible, mais de façon non statistiquement significative.

La fragilité de l'état de santé mentale des aidants est un autre facteur qui affecte le CAP. Les aidants qui ont déclaré des troubles dépressifs ont plus souvent indiqué un montant positif ou nul, mais celui-ci s'avère plus faible que celui fourni par les aidants non concernés par ce type de troubles. Cela peut refléter une double volonté : celle d'être reconnu comme un acteur important de l'aide, mais aussi celle d'exprimer une dévalorisation relative de l'aide apportée, du fait du fardeau qu'elle représente (Cannuscio *et al.*, 2004 ; Sherwood *et al.*, 2005 ; Coe et van Houtven, 2009).

Plusieurs caractéristiques de l'aide ont été introduites dans les modèles : l'ancienneté, le volume horaire hebdomadaire, le type d'activités (soins personnels, tâches ménagères, autres activités). Seule l'ancienneté de l'aide joue de façon statistiquement significative sur la probabilité d'indiquer un CAP. Les aidants impliqués depuis moins longtemps sont moins enclins à indiquer un montant, ce qui est conforme à l'intuition.

Le revenu de la personne aidée joue positivement sur le montant du CAP déclaré

Parmi les caractéristiques de la personne aidée, seul l'état de santé est significativement associé à la déclaration d'un montant de CAP : les aidants qui soutiennent une personne âgée dont l'état de santé est très fragile ont été plus gênés pour donner un montant. Cela peut renvoyer

encore une fois à une situation hypothétique d'évaluation contingente non adaptée aux réalités et aux nécessités d'une telle prise en charge. Parmi les facteurs associés au montant de CAP déclaré, le revenu de la personne aidée semble jouer positivement. Au moment où ils déterminent le montant qu'ils seraient disposés à payer pour être remplacés, les aidants prennent en compte les ressources financières de la personne qu'ils aident, selon un gradient exact (plus les revenus de la personne aidée sont faibles, plus le CAP déclaré est faible). Deux arguments concurrents, mais non exclusifs l'un de l'autre, peuvent être invoqués pour expliquer pareil résultat. Les aidants peuvent d'abord espérer que l'aidé finance une partie du montant dédié à l'aide professionnelle. Ils traduisent de la sorte l'attente d'une contrepartie, immédiate ou différée, de leur engagement au service de la personne aidée, cette reconnaissance pouvant prendre la forme d'un co-paiement de l'aide professionnelle ou d'un don ou d'un leg dans le cadre de la succession, le moment venu.

Une seconde explication, plus technique, peut tenir dans le lien envisageable entre le revenu de la personne aidée et celui de l'aidant : dans certaines familles, les revenus individuels peuvent être corrélés, ce qui pourrait expliquer en outre la contribution non uniforme du revenu de l'aidant au montant du CAP signalée plus haut, au motif que la contribution du revenu de la personne aidée interférerait.

Le rôle des facteurs inobservés (attentes ou préférences des personnes aidées...)

Enfin, nous avons vu que la stratégie d'estimation employée se justifiait au vu de la valeur de la statistique du test LR nous amenant à rejeter l'hypothèse de non-corrélation entre les termes d'erreur des équations de sélection et d'intérêt. Le coefficient de corrélation entre ces deux termes d'erreur était négatif, suggérant la présence de facteurs inobservés affectant en sens inverse la probabilité de réponse et le niveau du CAP. Par ailleurs, le signe du paramètre estimé associé à l'inverse du ratio de Mills était aussi négatif, signifiant qu'une estimation du montant du CAP par moindres carrés ordinaires réalisée sur l'ensemble des répondants, sans considération de l'effet de participation, aurait conduit à des résultats biaisés vers le bas. Supposons par exemple que ce facteur inobservé soit le degré d'altruisme de l'aidant : un fort altruisme peut à la fois conduire au comportement protestataire et à valoriser de façon excessive l'aide dont

l'aidant informel accepterait de se dessaisir au profit d'un intervenant professionnel, contre paiement, suivant l'adage populaire selon lequel aider de la sorte « n'aurait pas de prix » au sens d'avoir une valeur infinie. Parmi les variables omises, on peut aussi trouver les attentes ou les préférences des personnes aidées, internalisées par les aidants dans leur propre fonction d'utilité. Si les personnes aidées dans leur quotidien expriment un goût irréductible pour l'aide informelle apportée par leur proche, cette préférence s'exprimera à travers la nécessité de payer une somme très conséquente pour obtenir une aide professionnelle qui se voudrait à la hauteur de celle procurée jusque là par le proche aidant. Cette préférence, intégrée par l'aidant à sa propre fonction d'utilité, nous fait retrouver la considération précédente : l'aidant informel n'acceptera pas de valoriser l'aide assurée par un professionnel en lieu et place de celle qu'il prenait jusqu'alors en charge, ou bien ne le fera qu'à des montants particulièrement élevés.

* *
*

À l'évidence, ce travail présente un certain nombre de limites, dont certaines sont inhérentes à la conduite d'une méthode d'évaluation contingente, l'une des toutes premières en France, si ce n'est la première à une aussi grande échelle, dans le cadre de l'aide informelle aux personnes âgées. Certains facteurs d'intérêt qui pourraient affecter à la fois l'attitude envers la question sur le CAP et le montant déclaré n'ont pas pu être introduits dans l'analyse. En particulier, certains éléments financiers (autres que le revenu), et par-dessus tout, les motivations des aidants, auraient opportunément complété le jeu de variables documentées dans l'enquête utilisée. Contrairement à certains travaux antérieurs réalisés à l'étranger (de Meijer *et al.*, 2010), l'enquête utilisée dans ce travail ne nous a pas permis d'introduire dans nos résultats une distinction en fonction du type d'activités considéré (type d'ADL ou d'IADL). Or, l'importance de ces activités dans la vie des personnes aidées, comme le temps qu'elles nécessitent et la pénibilité qu'elles induisent pour les aidants, au-delà de la façon dont elles les motivent, expliquent certainement une partie de l'hétérogénéité des valeurs recueillies. En comparaison de la méthode des biens proxy ou des coûts d'opportunité, l'évaluation contingente prend en compte les préférences individuelles des aidants informels et révèle les caractéristiques liées à la valeur

qu'ils accordent à leur participation. Mais cela ne signifie pas que l'évaluation contingente soit sans biais. En outre, les valeurs sont construites dans une situation hypothétique, de telle sorte que les aidants informels peuvent déclarer un montant plus élevé que celui qu'ils auraient indiqué dans un contexte réel (de Meijer *et al.*, 2010). De même, cette méthode ne nous permet pas de rendre compte de la valorisation d'une partie des aidants informels, comme le soulignent les caractéristiques des aidants que nous avons exclus de l'analyse (aidants plus âgés, conjoints ou cohabitants).

Cependant, certains des résultats obtenus s'avèrent informatifs quant à l'investissement des aidants informels auprès de leur proche. Certaines caractéristiques (âge, proximité, santé mentale) semblent traduire le besoin des aidants informels d'être reconnus, ainsi que leur besoin de répit dû à la charge qu'ils supportent au quotidien, souvent depuis de longues années. Les facteurs socioéconomiques sont tout aussi importants : plus l'aidant et l'aidé disposent d'un revenu élevé, plus le montant de CAP déclaré est élevé. Ces différences expriment aussi bien le lien classique d'indexation de la disposition individuelle à payer une prestation sur le revenu, que du calcul économique du coût d'opportunité à assurer l'aide plutôt qu'à la faire assumer par un tiers, que des dispositions différentes dans les attentes nées de la provision d'aide humaine (sont ainsi interrogées les motivations des aidants, entre altruisme pur et don contre don). L'aide informelle est par ailleurs réputée pour avoir des conséquences indéniables sur la santé, le statut d'occupation et les ressources financières (Fast *et al.*, 1999; Navaie-Waliser *et al.*, 2002; Buyck *et al.*, 2011). Ainsi les retombées de l'aide informelle ne sont-elles pas à rechercher exclusivement du côté de la personne aidée.

Les changements démographiques et sociaux (hausse du taux d'activité féminine, distances géographiques plus grandes entre parents et enfants, divorces plus fréquents, évolution des modes de résidence) pourraient réduire la disponibilité des aidants formels et informels, suggérant des tensions accrues entre besoins d'aide et offre de prise en charge (Colombo *et al.*, 2011). L'impact net de ces transformations de la famille et des évolutions sociales sur la provision d'aide informelle aux personnes âgées reste incertain (Gaymu *et al.*, 2008 ; Ciani, 2012). Malgré la croissance et la structuration d'un secteur professionnel de l'aide aux personnes en perte d'autonomie continuant de

vivre en domicile ordinaire (près des deux tiers des personnes dépendantes), les aidants informels restent les acteurs principaux de l'aide (Paraponaris *et al.*, 2012), que cela exprime leurs préférences ou celles des personnes qu'elles aident. Pour ces raisons, le soutien aux aidants familiaux est important dans la mesure où il s'agit là d'un pilier du dispositif de prise en charge des besoins de soins de longue durée et de services à la personne tel qu'il est organisé en France, où l'intervention de la collectivité est résiduelle par rapport à la contribution première des familles. Un tel soutien peut exiger une combinaison de mesures, telles que des allocations en espèces, des options flexibles de congés pour les aidants en emploi et d'autres formes

de soutien (information, formation, services de répit, groupes de soutien) (Colombo *et al.*, 2011), dont l'estimation des coûts est nécessaire aux décideurs des politiques sanitaires et sociales. L'estimation de la valeur de l'aide, qui repose sur l'appréciation par les aidants du coût de la provision d'aide aux personnes âgées dépendantes (Al-Janabi *et al.*, 2008), grâce à la méthode de l'évaluation contingente, offre l'opportunité de souligner l'importance de l'aide informelle, en fournissant une évaluation tangible, par une population vaste mais vulnérable (Arno *et al.*, 1999), de grandeurs économiques à considérer pour le dimensionnement des politiques d'aide aux personnes âgées dépendantes et à leurs aidants (OCDE, 2011). □

BIBLIOGRAPHIE

Al-Janabi H., Coast J. et Flynn T.N. (2008), « What do people value when they provide unpaid care for an older person? A meta-ethnography with interview follow-up », *Social Science and Medicine*, vol. 67, n°1, pp. 111-121.

Arno P.S., Levine C. et Memmott M.M. (1999), « The economic value of informal caregiving », *Health Affairs (Millwood)*, vol. 18, n°2, pp. 182-188.

Berglund C. (2006), « The assessment of households' recycling costs: the role of personal motives », *Ecological Economics*, vol. 56, n° 4, pp. 560-569.

Blakemore F. et Williams A. (2008), « British tourists' valuation of a Turkish beach using contingent valuation and travel cost methods », *Journal of Coastal Research*, vol. 24, n°6, pp. 1469-1480.

Bloch J. (2011), « Dépendance : quelles données pour prévoir l'avenir ? », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, vol. 59, n° 5, pp. 281-283.

Bolin K., Lindgren B. et Lundborg P. (2008), « Informal and formal care among single-living elderly in Europe », *Health Economics*, vol. 17, n° 3, pp. 393-409.

Bonsang E. (2009), « Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? », *Journal of Health Economics*, vol. 28, n°1, pp. 143-154.

Bouvier G. (2011), *L'enquête Handicap-Santé. Présentation générale*, Paris, Insee.

Broese van Groenou M., de Boer A. et Iedema, J. (2013), « Positive and negative evaluation of caregiving among three different types of informal care relationships », *European Journal of Ageing*, vol. 10, n° 4, pp. 301-311.

Brouwer W.B., van Exel N.J., Koopmanschap M.A. et Rutten F.F. (1999), « The valuation of informal care in economic appraisal. A consideration of individual choice and societal costs of time », *International Journal of Technology Assessment in Health Care*, vol. 15, n° 1, pp. 147-160.

Buyck J.F., Bonnaud S., Boumendil A., Andrieu S., Bonenfant S., Goldberg M., Zins M. et Ankri J. (2011), « Informal caregiving and self-reported mental and physical health: results from the Gazel Cohort Study », *American Journal of Public Health*, vol. 101, n° 10, pp. 1971-1979.

Cambois E., Clavel A., Romieu I. et Robine J.M. (2008), « Trends in disability-free life expectancy at age 65 in France: consistent and diverging patterns according to the underlying disability measure », *European Journal of Ageing*, vol. 5, n° 4, pp. 287-298.

Cannuscio C.C., Colditz G.A., Rimm E.B., Berkman L.F., Jones C.P. et Kawachi I. (2004), « Employment status, social ties, and caregivers'

mental health », *Social Science and Medicine*, vol. 58, n° 7, pp. 1247-1256.

Carmichael F. et Charles S. (2003), « The opportunity costs of informal care: does gender matter? », *Journal of Health Economics*, vol. 22, n° 5, pp. 781-803.

Carson R.T., Flores N. et Meade N.F. (2001), « Contingent valuation: controversies and evidence », *Environmental and Resource Economics*, vol. 19, n° 2, pp. 173-210.

Ciani E. (2012), « Informal adult care and caregivers' employment in Europe », *Labour Economics*, vol. 19, n° 2, pp. 155-164.

Coe N.B. et van Houtven C.H. (2009), « Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent », *Health Economics*, vol. 18, n° 9, pp. 991-1010.

Colombo F., Llana-Nozal A., Mercier J. et Tjadens F. (2011), *Help Wanted? Providing and paying for long-term care*, Paris, OCDE.

Da Roit B. et Le Bihan B. (2010), « Similar and yet so different: cash-for-care in six European countries' long-term care policies », *Milbank Quarterly*, vol. 88, n° 3, pp. 286-309.

de Meijer C., Brouwer W.B., Koopmanschap M.A., van den Berg B. et van Exel N.J. (2010), « The value of informal care—a further investigation of the feasibility of contingent valuation in informal caregivers », *Health Economics*, vol. 19, n° 7, pp. 755-771.

Drees (2012), *Résultats de l'enquête trimestrielle sur l'APA - Statistiques au 4ème trimestre 2011*, Paris.

Ettner S.L. (1996), « The opportunity costs of elder care », *Journal of Human Resources*, vol. 31, n° 1, pp. 189-205.

Fast J.E., Williamson D.L. et Keating N.C. (1999), « The hidden costs of informal elder care », *Journal of Family and Economic Issues*, vol. 20, n° 3, pp. 301-326.

Fevang E., Kverndokk S. et Røed K. (2008), *A Model for Supply of Informal Care to Elderly Parents*, Health Economics Research Programme, University of Oslo.

Fonta W.M., Ichoku H.E. et Kabubo-Mariara J. (2010), « The effect of protest zeros on estimates of willingness to pay in healthcare contingent

valuation analysis », *Applied Health Economics and Health Policy*, vol. 8, n° 4, pp. 225-237.

Gannon B. et Davin B. (2010), « Use of formal and informal care services among older people in Ireland and France », *European Journal of Health Economics*, vol. 11, n° 5, pp. 499-511.

Gaymu J., Ekamper P. et 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*, vol. 5, n° 1, pp. 5-17.

Goodrich K., Kaambwa B. et Al-Janabi H. (2012), « The inclusion of informal care in applied economic evaluation: a review », *Value in Health*, vol. 15, n° 6, pp. 975-981.

Gossling S., Kunkel T., Schumacher K., Heck N., Birkemeyer J., Froese J., Nabel N. et Schliermann E. (2005), « A target group-specific approach to "green" power retailing: students as consumers of renewable energy », *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, vol. 9, n° 1, pp. 69-83.

Hassink W.H. et van den Berg B. (2011), « Time-bound opportunity costs of informal care: consequences for access to professional care, caregiver support, and labour supply estimates », *Social Science and Medicine*, vol. 73, n° 10, pp. 1508-1516.

Heckman J.J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.

Hirst M. (2002), *Costing adult care. Comments on the ONS valuation of unpaid adult care*, Social Policy Research Unit, University of York.

Insee (2012), *Tableaux de l'économie française 2012*, Paris.

Joël M.E. (2005), « Marchés et vieillissement », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, vol. 53, n° 3, pp. 251-256.

Kapteyn A. (2010), « What can we learn from (and about) global aging? », *Demography*, vol. 47, n° 1, pp. 191-209.

Koopmanschap M.A., van Exel N.J., van den Berg B. et Brouwer W.B. (2008), « An overview of methods and applications to value informal care in economic evaluations of healthcare », *Pharmacoconomics*; vol. 26, n° 4, pp. 269-280.

- Koopmanschap M.A., van Exel N.J., van den Bos G.A., van den Berg B. et Brouwer W.B. (2004)**, « The desire for support and respite care: preferences of Dutch informal caregivers », *Health Policy*, vol. 68, n° 3, pp. 309-320.
- Le Bihan B. (2012)**, « The redefinition of the familialist home care model in France: the complex formalization of care through cash payment », *Health and Social Care in the Community*, vol. 20, n° 3, pp. 238-246.
- Madden D. (2008)**, « Sample selection versus two-part models revisited: the case of female smoking and drinking », *Journal of Health Economics*, vol. 27, n° 2, pp. 300-307.
- Mentzakis E., Ryan M. et McNamee P. (2011)**, « Using discrete choice experiments to value informal care tasks: exploring preference heterogeneity », *Health Economics*, vol. 20, n° 8, pp. 930-944.
- Meyerhoff J., Mørkbak M.R. et Olsen S.B. (2014)**, « A meta-study investigating the sources of protest behaviour in stated preference surveys », *Environmental and Resource Economics*, vol. 58, n° 1, pp. 35-57.
- Mitchell R.C. et Carson R.T. (1989)**, *Using surveys to value public good. The contingent valuation method*, Resources for the Future (Samuel Allen, éditeur), The Johns Hopkins University Press, Washington DC.
- 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, n° 3, pp. 409-413.
- Nations Unies (2009)**, *World Population Ageing 2009*, New York, United Nations - Department of Economic and Social Affairs - Population Division.
- OCDE (2011)**, *Health at a Glance 2011*, OECD indicators, OECD.
- Oudijk D., Woittiez I. et de Boer A. (2011)**, « More family responsibility, more informal care? The effect of motivation on the giving of informal care by people aged over 50 in the Netherlands compared to other European countries », *Health Policy*, vol. 101, n° 3, pp. 228-235.
- Paraponaris A., Davin B. et Verger P. (2012)**, « Formal and informal care for disabled elderly living in the community: an appraisal of French care composition and costs », *European Journal of Health Economics*, vol. 13, n° 3, pp. 327-336.
- Pinquart M. et Sorensen S. (2011)**, « Spouses, adult children, and children-in-law as caregivers of older adults: a meta-analytic comparison », *Psychology and Aging*, vol. 26, n° 1, pp. 1-14.
- Posnett J. et Jan S. (1996)**, « Indirect cost in economic evaluation: the opportunity cost of unpaid inputs », *Health Economics*, vol. 5, n° 1, pp. 13-23.
- Profière C., Donaldson C., Luchini S., Moatti J.P. et Shackley P. (2004)**, « The impact of information on non-health attributes on willingness to pay for multiple health care programmes », *Social Science and Medicine*, vol. 58, n° 7, pp. 1257-1269.
- Schoeni R.F. et Ofstedal M.B. (2010)**, « Key themes in research on the demography of aging », *Demography*, vol. 47, n° 1 (Suppl), pp. S5-S15.
- Sherwood P.R., Given C.W., Given B.A. et Von Eye A. (2005)**, « Caregiver burden and depressive symptoms: analysis of common outcomes in caregivers of elderly patients », *Journal of Aging and Health*, vol. 17, n°2, pp. 125-147.
- Smith R.D. (2003)**, « Construction of the contingent valuation market in health care: a critical assessment », *Health Economics*, vol. 12, n° 8, pp. 609-628.
- van den Berg B., Al M., Brouwer W.B., van Exel N.J. et Koopmanschap M.A. (2005)**, « Economic valuation of informal care: the conjoint measurement method applied to informal caregiving », *Social Science and Medicine*, vol. 61, n° 6, pp. 1342-1355.
- van den Berg B., Al M., van Exel N.J., Koopmanschap M.A. et Brouwer W.B. (2008)**, « Economic valuation of informal care: conjoint analysis applied in a heterogeneous population of informal caregivers », *Value in Health*, vol. 11, n° 7, pp. 1041-1050.
- 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, pp. 1, pp. 36-45.
- van den Berg B., Brouwer W.B., van Exel N.J. et Koopmanschap M.A. (2005)**, « Economic valuation of informal care: the contingent valuation method applied to informal caregiving », *Health Economics*, vol.14, n° 2, pp. 169-183.
- van den Berg B., Brouwer W.B., van Exel N.J., Koopmanschap M.A., van den Bos G.A. et**

Rutten F.F. (2006), « Economic valuation of informal care: lessons from the application of the opportunity costs and proxy good methods », *Social Science and Medicine*, vol. 62, n° 4, pp. 835-845.

van Exel N.J., de Graaf G. et Brouwer W.B. (2008), « Give me a break! Informal caregiver attitudes towards respite care », *Health Policy*, vol. 88, n° 1, pp. 73-87.

van Exel N.J. et Brouwer W.B. (2006), « With a little help from an anchor: Discussion and

evidence of anchoring effects in contingent valuation », *The Journal of Socio-Economics*, vol. 35, n° 5, pp. 836-853.

van Houtven C.H. et Norton E.C. (2004), « Informal care and health care use of older adults », *Journal of Health Economics*, vol. 23, n° 6, pp. 1159-1180.

Waite L. et Das A. (2010), « Families, social life, and well-being at older ages », *Demography*, vol. 47, n° 1 (Suppl), pp. S87-S109.
