

## « Que vaut l'aide que je donne ? »

### Evaluation contingente de l'aide informelle apportée aux personnes âgées de 75 ans et plus

**Béregère Davin<sup>1,3\*</sup>, Alain Paraponaris<sup>1,2,3</sup>, Christel Protière<sup>1,2,3</sup>**

<sup>1</sup> *INSERM, UMR912 (SESSTIM), 13006, Marseille, France.*

<sup>2</sup> *Aix Marseille Université, UMR\_S 912, IRD, 13006, Marseille, France.*

<sup>3</sup> *ORS PACA, Observatoire Régional de la Santé Provence-Alpes-Côte d'Azur, 13006, Marseille, France.*

Avec le vieillissement de la population, les pays doivent relever différents challenges, notamment au regard des soins de long-terme. Prendre en charge une personne âgée en perte d'autonomie génère à la fois des coûts publics et privés qui se chiffrent en milliards d'euros chaque année. L'objectif de cette étude est d'estimer le coût de l'aide informelle apportée 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, certaines caractéristiques (âge, distance, santé mentale) semblent refléter le besoin de reconnaissance des aidants informels, ainsi que leur besoin de répit, dû au fardeau qu'ils peuvent parfois supporter depuis plusieurs années. Les facteurs socioéconomiques jouent aussi un rôle important: plus le revenu de l'aidant et celui de la personne aidée sont élevés, plus le montant du consentement à payer (CAP) est élevé. Ces éléments peuvent être utiles aux politiques publiques en charge de développer des mesures visant tout à la fois à promouvoir et à soulager l'aide informelle apportée aux personnes âgées.

**Mots-clés :** Aide informelle; Personnes âgées; Méthode d'évaluation contingente; modèle de Heckman.

**JEL Classification:** I10, J14.

---

\* : Correspondance à : Béregère DAVIN – INSERM U912 & ORS PACA, 23 Rue Stanislas Torrents, 13006 Marseille.

Tél : +33 (0)4.91.59.89.26. Email : [berengere.davin@inserm.fr](mailto:berengere.davin@inserm.fr)

Version préliminaire. Ne pas citer sans l'accord des auteurs. Les commentaires sont les bienvenus.

## Introduction

La plupart des pays doit faire face au vieillissement de la population, un processus sans parallèle dans l'histoire de l'humanité (Nations Unies, 2009). Avec l'accroissement de la part des personnes âgées, les nations doivent relever différents challenges 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 évènement 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, représentant 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 grandement 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 restrictions d'activités sont souvent associées à l'avancée en âge et aux maladies chroniques. L'indicateur d'espérance de vie sans incapacité permet de mesurer si les dernières années de vie sont vécues en bonne ou mauvaise santé (Cambois, Clavel et al., 2008). Les estimations les plus récentes font état d'une espérance de vie sans incapacité de 9,2 ans pour les Françaises ayant atteint 65 ans, et de 8,8 ans pour les Français (OCDE, 2011). En conséquence, les personnes âgées peuvent vivre plusieurs années avec des incapacités et avoir besoin d'aide dans leur vie quotidienne.

Prendre en charge les personnes en perte d'autonomie génère à la fois des coûts publics et privés qui se chiffrent en milliards d'euros chaque année. 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). De précédents travaux ont montré que l'aide informelle peut être un substitut à l'aide formelle dans certains cas (van Houtven et Norton, 2004; Bolin, Lindgren et al., 2008; Bonsang, 2009; Gannon et Davin, 2010). En conséquence, l'aide informelle doit être prise en compte dans les évaluations économiques (Koopmanschap, van Exel et al., 2004; Goodrich, Kaamwa et al., 2012). Cependant, étant donné l'absence de marché et les difficultés de mesure des temps d'aide (Brouwer, van Exel et al., 1999; Hirst, 2002), il subsiste des questions relatives à la façon d'évaluer une telle activité (Joël, 2005; Mentzakis, Ryan et al., 2011).

La littérature contient nombre de travaux qui ont utilisé différentes méthodes pour estimer la valeur économique de l'aide informelle, chacune de ces méthodes présentant des avantages et des inconvénients (Arno, Levine et al., 1999; van den Berg, Brouwer et al., 2004; van den Berg, Al et al., 2005; Koopmanschap, van Exel et al., 2008; van den Berg, Al et al., 2008). La méthode des biens proxy (aussi appelée méthode des coûts de remplacement) évalue le temps consacré à aider au prix sur le marché de l'emploi d'un bien ou service équivalent. Ce procédé nécessite donc la disponibilité d'un substitut marchand, supposé presque parfait, c'est-à-dire de même qualité. Le temps d'aide informelle est alors généralement estimé selon le taux de salaire ou le prix de marché d'un aidant professionnel (van den Berg, Brouwer et al., 2006). Cette méthode est assez simple. Néanmoins, il est souvent difficile de faire la distinction entre les tâches habituellement exécutées par l'aidant au sein du ménage et l'accomplissement de tâches supplémentaires liées à la perte d'autonomie. Une deuxième méthode repose sur les coûts d'opportunité (Ettner, 1996; Posnett et Jan, 1996; Carmichael et Charles, 2003; Hassink et van den Berg, 2011). La valeur de l'aide est estimée au travers des pertes subies du fait du temps consacré à apporter un soutien informel. Classiquement, elles sont approximées par le taux de salaire de l'aidant. Cette méthode connaît aussi des limites, pour les personnes retraitées par exemple. La méthode des biens proxy, tout comme la méthode des coûts d'opportunité sont faciles à mettre en œuvre. Mais, elles ne permettent pas de révéler les préférences individuelles et l'hétérogénéité entre aidants due à leurs différentes caractéristiques (Brouwer, van Exel et al., 1999; Mentzakis, Ryan et al., 2011; Oudijk, Woittiez et al., 2011). Afin de dépasser ces limites, certains travaux ont fait appel à la méthode d'évaluation contingente (MEC) dans le but d'estimer la valeur de l'aide informelle (van den Berg, Brouwer et al., 2005; van den Berg, Brouwer et al., 2006; de Meijer, Brouwer et al., 2010). La MEC présente l'avantage de tenir compte des préférences réelles des individus. Elle fournit la valeur nette de l'aide du point de vue de l'aidant informel lui-même, en demandant à ce dernier sa disposition ou son consentement à payer (CAP) pour une variation marginale d'une heure d'aide dans la contribution habituelle de l'aidant. Les reproches faits à la MEC 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, Brouwer et al., 2005). Une préoccupation majeure a trait à l'utilisation d'une mise en situation hypothétique plutôt que réelle, et qui exige d'être analysée avec prudence (Smith, 2003).

En France, les évaluations du coût de l'aide informelle sont encore relativement rares. A 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, Davin et al., 2012). L'objectif de cette étude est d'estimer le coût de l'aide informelle apportée aux personnes âgées de 75 ans et plus, en appliquant la MEC 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, 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, Brouwer et al., 2010). Un modèle de Heckman en deux étapes est mis en œuvre. Les résultats pourraient apporter quelques éclairages sur certains critères à prendre en considération dans le but de promouvoir l'aide informelle dans les politiques publiques.

## **Méthodes**

### *Données*

En 2008, l'INSEE (Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques) et le Ministère de la Santé (Direction de la Recherche, de l'Evaluation, des Etudes et des Statistiques - DREES) ont conduit une enquête nationale représentative, l'enquête Handicap-Santé, dont le volet mené en ménages ordinaires (enquête HSM) 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 Handicap-Santé s'est donc intéressé aux aidants informels (enquête 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.). Ces deux enquêtes permettent ainsi de lier les deux situations : celle de la personne aidée et celle de son aidant.

L'enquête HSM contient 4 680 personnes âgées d'au moins 75 ans. Parmi eux, 2 745 ont déclaré avoir un ou plusieurs aidants informels. Certains ont refusé de donner le nom et 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. Quelques-uns ont deux aidants, voire plus. En définitive, il y a 1 356 aidants informels, après suppression des observations présentant des valeurs manquantes (figure 1).

Une partie du questionnaire de l'enquête HSA était consacrée à la MEC. 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. Si l'aidant donnait une valeur nulle ou refusait de répondre, une deuxième question lui en demandait la raison. Cette étape permet de faire une claire distinction entre répondants protestataires d'un côté et répondants ayant donné une « vraie » valeur nulle.

### *Modèle*

Au moment où l'on pose à l'aidant la question sur le CAP, il fait face à un choix : ne pas donner de montant (réponse protestataire) ou indiquer une valeur, soit positive, soit nulle<sup>1</sup>. Nous nous intéressons aux facteurs associés aux montants déclarés de CAP. Mais 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 de fait une sur- ou sous-estimation de la mesure du bien-être, synonyme de biais de sélection. Par conséquent, un modèle d'Heckman en deux étapes (Heckman, 1979) est estimé afin d'examiner s'il existe des différences entre répondants protestataires et répondants non-protestataires, et dans le même temps, étudier les variables associées au montant de CAP déclaré pour ceux ayant donné une valeur. Dans la première étape (équation de sélection), nous distinguons les réponses protestataires (les personnes qui n'ont pas donné de valeur parce qu'ils ne peuvent pas ou ne veulent pas être remplacés) des montants positifs ou nuls. Dans la seconde étape (équation de résultat), nous nous intéressons aux facteurs associés aux montants déclarés de CAP. Le modèle prend donc la forme suivante :

(1) Equation de sélection :

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

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

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

---

<sup>1</sup> D'après la littérature en économie de la santé (Fonta, Ichoku, et al. 2010), les valeurs nulles peuvent ne pas refléter des valeurs réellement nulles, mais être une forme de protestation en réponse à l'évaluation contingente. Cependant, dans notre étude, nous faisons une claire distinction entre les réponses protestataires d'un côté (les personnes qui n'ont pas donné de valeur parce qu'ils ne peuvent pas ou ne veulent pas être remplacés), et les vrais zéros de l'autre. Les premiers sont pris en compte dans l'équation de sélection du modèle, tandis que seuls les seconds figurent dans l'analyse de la seconde équation d'intérêt.

où  $Z_i$  est une variable dummy mesurant si l'individu  $i$  a donné ou non une valeur. Il s'agit de la réalisation de la variable latente (non observée)  $Z_i^*$ , qui suit 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  $\lambda$ , aussi appelé Inverse du Ratio de Mills, introduit dans la deuxième équation.

(2) Equation de résultat :

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

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

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

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  $v_i$ .

Les termes d'erreur des deux équations sont supposés être corrélés :  $\text{corr}(u_i, v_i) = \rho$ . Si l'on rejette cette hypothèse ( $\rho = 0$ ), alors le recours au modèle de Heckman est justifié. La significativité du terme  $\lambda$  peut aussi être utilisé comme test d'indépendance, c'est-à-dire comme test indiquant si la correction de Heckman est nécessaire pour le jeu de données existant.

Un modèle de régression probit est estimé pour distinguer les répondants protestataires de leurs homologues non-protestataires. Etant donné la forme de la distribution des montants de CAP déclarés (figure 2), les valeurs ont été incrémentées d'une unité et ont subi une log-transformation afin de n'avoir que des données non-négatives pour l'analyse multivariée. 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, nombre d'aidants formels et informels).

## Résultats

### *Caractéristiques de l'échantillon*

Parmi les aidants informels qui soutiennent des personnes âgées de 75 ans et plus, 765 (56,4 %) ont refusé de donner un montant de CAP, et sont donc considérés comme des répondants protestataires. Les 591 autres aidants ont fourni une valeur, soit positive ( $n = 504$  ; 37,2 %) soit nulle ( $n = 87$  ; 6,4 %).

Un cinquième de l'échantillon des aidants informels est âgé de moins de 50 ans, tandis que 40 % ont au moins 65 ans (tableau 1). Les répondants ayant donné une valeur sont significativement plus jeunes que les protestataires. Six individus sur dix sont des femmes. Dans plus de 25 % des cas, l'aidant est le conjoint de la personne aidée. La moitié des répondants aide son père ou sa mère. Près de 45 % des aidants vivent dans le même ménage que la personne qu'ils assistent, tandis que 17 %

habitent à plus de 10 kilomètres. Un aidant sur cinq n'a aucun diplôme ; un quart a au moins le baccalauréat. Les répondants protestataires sont plus souvent à la retraite (52,4 % vs 44,3 %), tandis que ceux qui ont déclaré un montant de CAP sont plus souvent en emploi (46,4 % vs 36,7 %). Plus de 57 % de l'échantillon a déclaré être en bonne ou très bonne santé. Mais, les non-protestataires déclarent plus souvent souffrir de fatigue morale (36,9 % vs 30,7 %), de dépression (17,3 % vs 11,6 %) ou de stress (37,6 % vs 32,3 %).

Un tiers des personnes aidées est âgé d'au moins 85 ans (tableau 1). Sept sur dix sont des femmes. Plus de 60 % sont en mauvaise, voire très mauvaise, santé. Le nombre médian d'aidants informels et formels est respectivement de deux et un.

Le montant moyen déclaré de CAP parmi les répondants non-protestataires est de 14 euros pour une variation marginale d'une heure d'aide (tableau 2) ; la valeur médiane est de 10 euros. Si l'on exclut les valeurs nulles, le montant moyen de CAP atteint 16,4 euros et la médiane de 12 euros. Les aidants les plus jeunes ont déclaré des montants plus élevés, tout comme ceux avec un niveau d'éducation élevé, ceux en emploi, et ceux qui se disent en bonne santé. Les aidants plus distants, que ce soit d'un point de vue familial ou géographique, ont également indiqué des valeurs plus importantes.

### *Régression*

L'équation de sélection, basée sur un modèle probit, montre que la probabilité de donner une valeur à la question sur le CAP décroît avec l'âge et le nombre total d'aidants informels qui apportent un soutien à la personne aidée. Au contraire, elle est positivement associée à un faible revenu, la fatigue morale et la dépression.

D'après les résultats de la seconde équation, les aidants les plus âgés et ceux qui vivent le plus loin de la personne aidée semblent déclarer des montants plus importants de CAP. Lorsque l'aidant est le conjoint ou l'enfant de la personne aidée, la probabilité de fournir une valeur élevée diminue. C'est la même chose pour ceux ayant un faible niveau d'éducation ou de revenu, ou ceux déclarant une mauvaise santé mentale. Enfin, le montant de CAP est positivement lié au revenu de la personne aidée elle-même.

Le coefficient  $\rho$ , qui représente la corrélation entre les termes d'erreur des deux équations est significatif. Le recours au modèle de Heckman est donc justifié : le LR test conduit à rejeter l'hypothèse selon laquelle  $\rho = 0$ . En conséquence, les résultats de l'estimation auraient été biaisés si la régression n'avait pas pris en compte la sélection d'échantillon des répondants protestataires.

## Discussion

Comme le montre la figure 2, les valeurs déclarées de CAP pour une heure d'aide sont en majorité concentrées autour de trois prix : 10 euros, 15 euros et 20 euros. La comparaison avec d'autres travaux est difficile, étant donné que les résultats sont fortement liés au contexte de l'étude (population, pays, formulation de la question, conditions d'enquête, etc.). Des recherches basées sur des données néerlandaises ont trouvé un montant de CAP de l'ordre de 9 euros par heure (van Exel et Brouwer, 2006; de Meijer, Brouwer et al., 2010). 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). Dans notre étude, ce prix est souvent guidé par le SMIC, qui est le salaire de référence dans le secteur de l'aide à domicile (Paraponaris, Davin et al., 2012).

L'estimation en deux étapes offre la possibilité de mieux connaître les facteurs associés aux montants déclarés de CAP. Tout d'abord, l'estimation souligne des effets différenciés de l'âge : les aidants informels les plus âgés sont moins susceptibles d'indiquer une valeur de CAP ; mais s'ils le font, alors le montant est plus élevé. La compréhension de la question peut expliquer le premier constat : les personnes avancées en âge pourraient être plus réticentes à répondre, car elles ne sont pas familières avec ce type d'exercice (Mørkbak, Olsen et al., 2013). Une autre raison pourrait être que les aidants âgés refusent d'être remplacés, parce que cela est impossible du fait d'un engagement 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, n'est clairement pas adapté. L'âge pourrait être vu comme une variable proxy de l'ancienneté et de l'intensité de l'investissement de l'aidant auprès de la personne aidée. Plus l'aide est importante et/ou ancienne, moins l'aidant veut ou peut être remplacé, à cause des habitudes ou du manque de services disponibles. Un argument équivalent peut expliquer le lien positif entre l'âge et le montant de CAP déclaré. L'implication et l'antériorité de l'aide sont tellement importants que les aidants âgés ont besoin de répit (Koopmanschap, van Exel et al., 2004; van Exel, de Graaf et al., 2008). En indiquant un montant élevé, les aidants révèlent la valeur qu'ils attribuent à leur participation, et dans le même temps, expriment combien ils sont disposés à payer pour en être déchargés d'une partie.

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 de Boer, 2012). La proximité entre les deux parties augmente la probabilité que l'aidant ne soit pas un répondant protestataire. De nouveau, 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 le besoin de répit pour eux-mêmes. Une comparaison méta-analytique a montré que les conjoints aidants apportent plus de soutien et déclarent plus de symptômes dépressifs, un fardeau physique et financier plus lourd, et un niveau de bien-être psychologique amoindri



(Pinquart et Sorensen, 2011). La propension des conjoints aidants à indiquer une valeur de CAP peut être le reflet d'un besoin d'être remplacé. A l'opposé, l'entourage moins proche peut être réticent à être remplacé, parce que sa participation à l'aide est moins contraignante et a moins de conséquences sur la santé et la vie quotidienne. Parmi ceux ayant fourni un montant, celui-ci est négativement associé au fait d'être le conjoint ou l'enfant de la personne aidée. L'entourage proche anticipe peut-être le nombre total d'heures d'aide nécessaire et préfère alors donner un montant plus faible pour une heure dans le but de limiter la dépense. Il peut aussi se sentir coupable d'être remplacé, et rapporter des valeurs plus petites qui pourraient justifier d'être remplacé à moindre frais auprès de la personne aidée.

La question du coût apparaît aussi avec la distance entre aidant et aidé. Les aidants résidant à plus de 10 kilomètres sont plus susceptibles de donner des montants de CAP majorés. Ces aidants semblent tenir compte du coût total qu'ils supportent du fait de l'aide qu'ils fournissent pour déterminer leur valeur. Des coûts de transport et de déplacement plus élevés accroissent le prix de l'aide informelle (Fevang, Kverndokk 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 conditions socioéconomiques sont associées avec le CAP (van den Berg, Brouwer et al., 2005). Un faible revenu augmente la probabilité de donner une valeur. Les aidants modestes sont souvent les aidants principaux, voire uniques, et ne sont donc pas ou peu relayés par d'autres aidants informels ou professionnels. De plus, un faible niveau d'éducation et un faible revenu sont négativement liés au montant de CAP déclaré. L'éducation renvoie souvent à des considérations culturelles. Des personnes ayant un faible niveau d'éducation semblent moins disposées à payer un prix élevé pour être remplacées, car elles préfèrent apporter elles-mêmes le soutien nécessaire. Autant l'aidant que la personne aidée vivant dans un ménage modeste peuvent plus facilement considérer l'aide des proches comme naturelle, voire même obligatoire. Les bénéficiaires de l'aide peuvent même être réticents à recevoir de l'aide de quelqu'un qu'ils ne connaissent pas. Il est possible que les aidants ayant de faibles revenus soient plus enclins à fournir un montant, à cause de leur souhait d'être reconnus pour leur rôle et/ou d'être remplacés. Mais des ressources financières limitées les empêchent de payer des montants trop importants pour être déchargés d'une partie de l'aide. D'un autre côté, les individus 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 santé mentale est un autre facteur qui affecte le CAP. Les aidants qui ont déclaré des problèmes de fatigue morale ou de dépression ont plus souvent indiqué un montant ; et celui-ci est plus faible que celui fourni par les aidants non concernés par ce type de troubles. Comme indiqué précédemment, cela peut refléter non seulement la volonté d'être reconnu comme un acteur central de l'aide, mais aussi le besoin d'être remplacé suite au fardeau que cela peut représenter. De précédentes études ont montré

qu'aider peut être source d'anxiété et peut mener à des épisodes dépressifs (Cannuscio, Colditz et al., 2004; Sherwood, Given et al., 2005; Coe et van Houtven, 2009).

Parmi les caractéristiques de la personne aidée, le nombre total d'aidants informels est significativement associé à la probabilité que l'aidant soit non-protestataire. Quand d'autres proches sont présents, l'enquêté est plus susceptible d'être un répondant protestataire. Il est peut-être réticent à payer l'un de ces proches pour le remplacer. Il peut se sentir coupable vis-à-vis des autres aidants s'il choisit de payer un professionnel pour prendre sa place alors que les autres maintiennent leur soutien.

Enfin, le montant de CAP déclaré est positivement associé avec le revenu de la personne aidée. 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. Ce faisant, ils espèrent peut-être que l'aidé finance une partie du montant ou s'attendent à recevoir une compensation pour l'argent qu'ils ont dépensé pour être remplacés au moment de l'héritage. Dans ce cas, ils sont plus enclins à payer plus.

## **Conclusion**

Notre étude présente plusieurs limites. 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 apporté une information importante. Contrairement aux travaux antérieurs (de Meijer, Brouwer et al., 2010), nous ne pouvions distinguer nos résultats en fonction du type d'activités considéré. En comparaison de la méthode des biens proxy good 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 la MEC est aussi confrontée à certains biais : par exemple, 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, Brouwer et al., 2010). Un biais de sélection peut aussi altérer les résultats, et peut nécessiter l'utilisation d'un modèle de Heckman en deux étapes, lequel examine la probabilité de donner un montant de CAP (vs être un répondant protestataire), puis les facteurs associés aux valeurs déclarées.

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, et 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. Ce résultat souligne l'inégalité à laquelle sont confrontées les personnes de statut socioéconomique lorsqu'elles ont besoin d'être remplacées. De plus, l'aide informelle est connue pour avoir des conséquences

indéniables sur la santé, le statut d'occupation et les ressources financières (Fast, Williamson et al., 1999; Navaie-Waliser, Feldman et al., 2002; Buyck, Bonnaud et al., 2011).

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, Llana-Nozal 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, Ekamper et al., 2008; Ciani, 2012). Soutenir les aidants familiaux doit devenir un facteur clé de tout système de soins de longue durée, et 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, Llana-Nozal et al., 2011). Les décideurs politiques ont besoin d'éléments de connaissance au sujet des coûts et des caractéristiques qui déterminent le recours à l'aide, car ce sont des questions clés pour la conception des politiques sociales et de santé, visant à satisfaire à la fois les besoins des personnes âgées et de leurs aidants. L'estimation du coût qui repose sur l'appréciation personnelle des aidants (Al-Janabi, Coast et al., 2008), grâce à la méthode de l'évaluation contingente, offre la possibilité de souligner l'importance de l'aide informelle, en fournissant une évaluation tangible d'une population vaste mais vulnérable (Arno, Levine et al., 1999). Cela peut être utile pour développer des mesures qui tout à la fois encouragent et soulagent l'aide informelle apportée aux personnes âgées (OCDE, 2011).

## References

**Al-Janabi H., Coast J., et al. (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*, 67(1): 111-21.

**Arno PS., Levine C., et al. (1999)**, « The economic value of informal caregiving », *Health Affairs (Millwood)*, 18(2): 182-188.

**Bloch J. (2011)**, « [Dependence: which data to predict the future?] », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, 59(5): 281-3.

**Bolin K., Lindgren B., et al. (2008)**, « Informal and formal care among single-living elderly in Europe », *Health Economics*, 17(3): 393-409.

**Bonsang E. (2009)**, « Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? », *Journal of Health Economics*, 28(1): 143-54.

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

**Broese van Groenou M. et de Boer A. (2012)**, Providing informal care to older people: a comparison of spouses, children and other type of relationships. European Population Conference, Stockholm.

**Brouwer WB., van Exel NJ., et al. (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*, 15(1): 147-60.

**Buyck JF., Bonnaud S., et al. (2011)**, « Informal caregiving and self-reported mental and physical health: results from the Gazel Cohort Study », *American Journal of Public Health*, 101(10): 1971-9.

**Cambois E., Clavel A., et al. (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*, 5: 287-298.

**Cannuscio CC., Colditz GA., et al. (2004)**, « Employment status, social ties, and caregivers' mental health », *Social Science and Medicine*, 58(7): 1247-56.

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

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

**Coe NB. et van Houtven CH. (2009)**, « Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent », *Health Economics*, 18(9): 991-1010.

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

**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*, 88(3): 286-309.

**de Meijer C., Brouwer W., et al. (2010)**, « The value of informal care--a further investigation of the feasibility of contingent valuation in informal caregivers », *Health Economics*, 19(7): 755-71.

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

**Ettner SL. (1996)**, « The opportunity costs of elder care », *Journal of Human Resources*, 31(1): 189-205.

**Fast JE., Williamson DL., et al. (1999)**, « The hidden costs of informal elder care », *Journal of Family and Economic Issues*, 20(3): 301-326.

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

**Fonta WM., Ichoku HE., et al. (2010)**, « The effect of protest zeros on estimates of willingness to pay in healthcare contingent valuation analysis », *Applied Health Economics and Health Policy*, 8(4): 225-37.

**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*, 11(5): 499-511.

**Gaymu J., Ekamper P., et al. (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.

**Goodrich K., Kaambwa B., et al. (2012)**, « The inclusion of informal care in applied economic evaluation: a review », *Value in Health*, 15(6):975-81.

**Hassink WH. 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*, 73(10): 1508-16.

**Heckman J. (1979)**, « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, 47(1): 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, Institut national de la statistique et des études économiques.

**Joël ME. (2005)**, « Marchés et vieillissement », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, 53(3): 251-256.

**Kapteyn A. (2010)**, « What can we learn from (and about) global aging? », *Demography*, 47 Suppl: S191-209.

**Koopmanschap MA., van Exel JN., et al. (2008)**, « An overview of methods and applications to value informal care in economic evaluations of healthcare », *Pharmacoeconomics*; 26(4): 269-80.

**Koopmanschap MA., van Exel JN., et al. (2004)**, « The desire for support and respite care: preferences of Dutch informal caregivers », *Health Policy*, 68(3): 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*, 20(3): 238-46.

**Mentzakis E., Ryan M., et al. (2011)**, « Using discrete choice experiments to value informal care tasks: exploring preference heterogeneity », *Health Economics*, 20(8): 930-44.

**Mørkbak MR., Olsen SB., et al. (2013)**, « A meta-study investigating the sources of protest behaviour in stated preference surveys », *Environmental and Resource Economics*, DOI: 10.1007/s10640-013-9688-1

**Navaie-Waliser M., Feldman PH., et al. (2002)**, « When the caregiver needs care: the plight of vulnerable caregivers », *American Journal of Public Health*, 92(3): 409-13.

**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 al. (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*, 101(3): 228-35.

**Paraponaris A., Davin B., et al. (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*, 13(3): 327-36.

**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*, 26(1): 1-14.

**Posnett J. et Jan S. (1996)**, « Indirect cost in economic evaluation: the opportunity cost of unpaid inputs », *Health Economics*, 5(1): 13-23.

**Schoeni RF. et Ofstedal MB. (2010)**, « Key themes in research on the demography of aging », *Demography*, 47 Suppl: S5-15.

**Sherwood PR., Given CW., et al. (2005)**, « Caregiver burden and depressive symptoms: analysis of common outcomes in caregivers of elderly patients », *Journal of Aging and Health*, 17(2): 125-47.

**Smith RD. (2003)**, « Construction of the contingent valuation market in health care: a critical assessment », *Health Economics*, 12(8): 609-28.

**van den Berg B., Al M., et al. (2005)**, « Economic valuation of informal care: the conjoint measurement method applied to informal caregiving », *Social Science and Medicine*, 61(6): 1342-55.

**van den Berg B., Al M., et al. (2008)**, « Economic valuation of informal care: conjoint analysis applied in a heterogeneous population of informal caregivers », *Value in Health*, 11(7): 1041-50.

**van den Berg B., Brouwer WB., et al. (2004)**, « Economic valuation of informal care. An overview of methods and applications », *European Journal of Health Economics*, 5(1): 36-45.

**van den Berg B., Brouwer WB., et al. (2005)**, « Economic valuation of informal care: the contingent valuation method applied to informal caregiving », *Health Economics*, 14(2): 169-183.

**van den Berg B., Brouwer WB., et al. (2006)**, « Economic valuation of informal care: lessons from the application of the opportunity costs and proxy good methods », *Social Science and Medicine*, 62(4): 835-845.

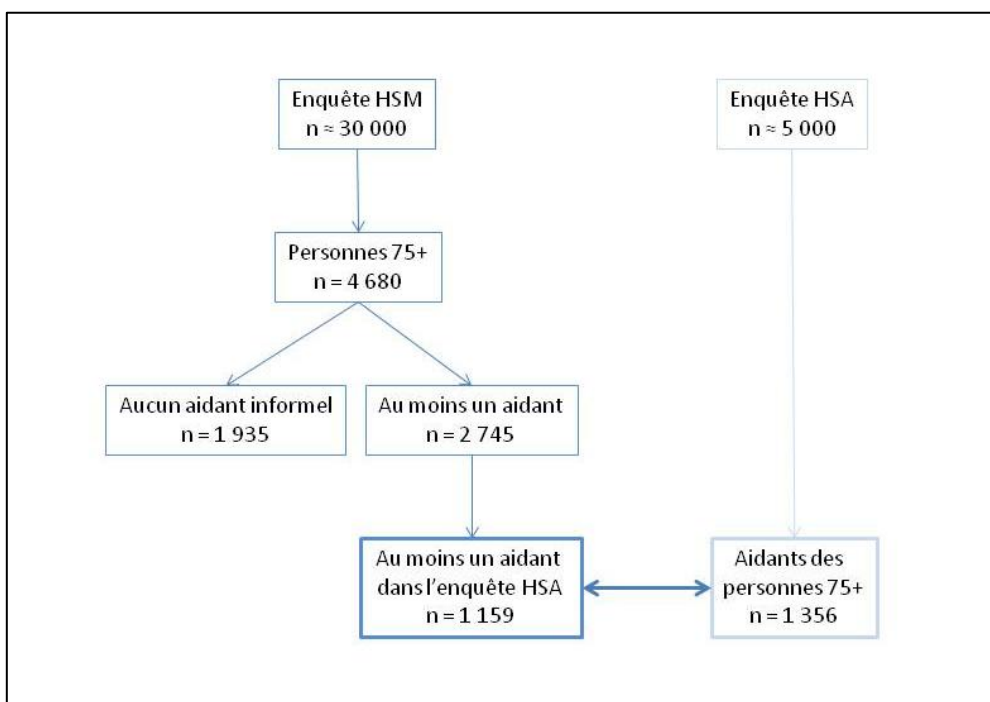
**van Exel NJ., de Graaf G., et al. (2008)**, « Give me a break! Informal caregiver attitudes towards respite care », *Health Policy*, 88(1): 73-87.

**van Exel NJ. et Brouwer WB. (2006)**, « With a little help from an anchor: Discussion and evidence of anchoring effects in contingent valuation », *The Journal of Socio-Economics*, 35(5): 836-853.

**van Houtven CH. et Norton EC. (2004)**, « Informal care and health care use of older adults », *Journal of Health Economics*, 23(6): 1159-1180.

**Waite L. et Das A. (2010)**, « Families, social life, and well-being at older ages », *Demography*, 47 Suppl: S87-109.

**Figure 1. Echantillons de l'enquête Handicap-Santé 2008**





**Figure 2. Distribution des montants de CAP déclarés**

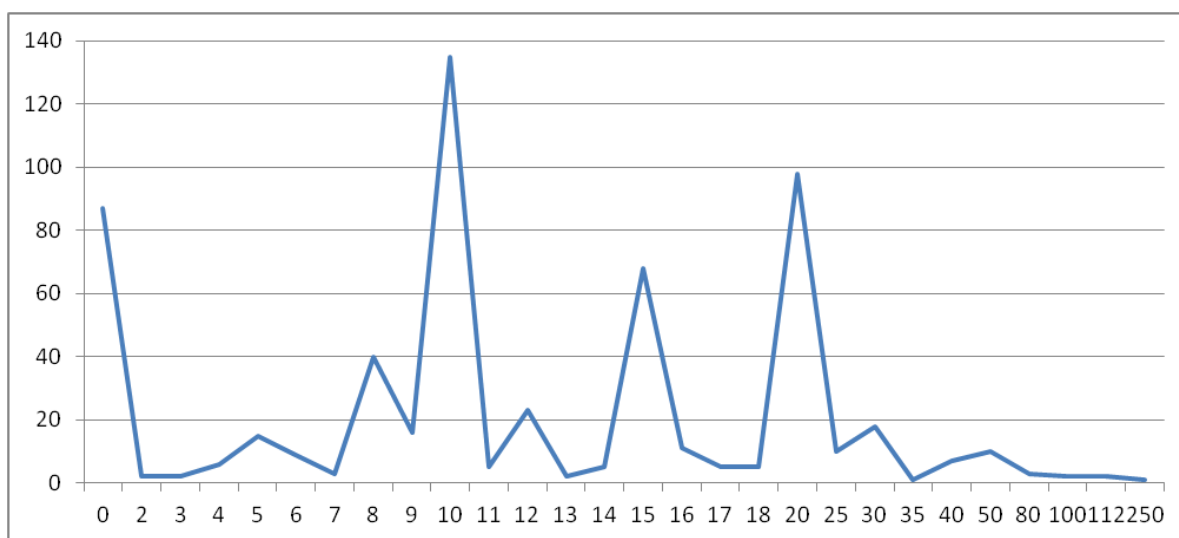


Tableau 1. Caractéristiques de l'échantillon (n = 1 356).

		Protest – (n = 765)	CAP ≥ 0 (n = 591)	Ensemble (n = 1 356)
<b>Caractéristiques de l'aidant informel</b>				
<b>Age***</b>	<50	16,2	22,8	19,1
	50-64	39,1	44,7	41,5
	≥65	44,7	32,5	39,4
<b>Sexe</b>	Homme	38,6	39,3	38,9
	Femme	61,4	60,7	61,1
<b>L'aidant est le...***</b>	Conjoint	29,0	23,9	26,8
	Enfant	45,2	59,6	51,5
	Autre	25,8	16,5	21,7
<b>Distance</b>	Nulle	45,6	43,8	44,8
	<10 km	36,9	38,9	37,8
	≥10 km	17,5	17,3	17,4
<b>Education</b>	Aucun diplôme	20,4	20,5	20,4
	<Baccalauréat	53,6	54,3	53,9
	≥ Baccalauréat	26,0	25,2	25,7
<b>Activité**</b>	En emploi	36,7	46,4	40,9
	Retraité	52,4	44,3	48,9
	Sans activité	10,9	9,3	10,2
<b>Etat de santé déclaré</b>	Très bon / bon	57,8	57,4	57,6
	Moyen / mauvais / très mauvais	42,2	42,6	42,4
<b>Revenu</b>	Moyen	1499,9	1461,9	1483,3
	Médian	1266,7	1195,7	1266,7
<b>Fatigue physique</b>	Oui	35,7	38,6	37,0
	Non	64,3	61,4	63,0
<b>Fatigue mentale**</b>	Oui	30,7	36,9	33,4
	Non	69,3	63,1	66,6
<b>Dépression***</b>	Oui	11,6	17,3	14,1
	Non	88,4	82,7	85,9
<b>Stress**</b>	Oui	32,3	37,6	34,6
	Non	67,7	62,4	65,4
<b>Caractéristiques de la personne aidée</b>				
<b>Age</b>	<85	64,8	64,5	64,7
	85+	35,2	35,5	35,3
<b>Sexe</b>	Homme	31,2	27,2	29,5
	Femme	68,8	72,8	70,5
<b>Revenu</b>	Moyen	1220,8	1171,9	1199,5
	Médian	1063,7	998,1	1034,4
<b>Etat de santé déclaré</b>	Très bon / bon / moyen	37,5	37,9	37,7

	<i>Mauvais / très mauvais</i>	62,5	62,1	62,3
<b>Nombre d'aidants informels</b>	<i>Moyen</i>	2,3	2,2	2,3
	<i>Médian</i>	2,0	2,0	2,0
<b>Nombre d'aidants formels</b>	<i>Moyen</i>	1,0	1,0	1,0
	<i>Médian</i>	1,0	1,0	1,0

**Test d'égalité des proportions entre répondants protestataires et non-protestataires :**  
différence significative à \*: 10 %; \*\*: 5 %; \*\*\*: 1 %.

**Tableau 2. Montants de CAP moyens et médians.**

		CAP ≥ 0		CAP > 0	
		Moyen	Médian	Moyen	Médian
<b>Ensemble</b>		<b>14,0</b>	<b>10,0</b>	<b>16,4</b>	<b>12,0</b>
<b>Caractéristiques de l'aidant informel</b>					
<b>Age**</b>	<50	16,5	15,0	18,9	15,5
	50-64	13,8	10,0	15,7	12,0
	≥65	12,5	10,0	15,7	11,0
<b>Sexe</b>	<i>Homme</i>	14,9	10,5	16,6	14,0
	<i>Femme</i>	13,4	10,0	16,3	12,0
<b>L'aidant est le...**</b>	<i>Conjoint</i>	11,4	10,0	14,1	10,0
	<i>Enfant</i>	14,4	10,0	16,8	15,0
	<i>Autre</i>	16,1	11,5	18,2	15,0
<b>Distance**</b>	<i>Nulle</i>	12,2	10,0	15,1	12,0
	<10 km	14,0	10,0	16,0	12,0
	≥10 km	18,7	15,0	20,1	16,0
<b>Education**</b>	<i>Aucun diplôme</i>	13,8	10,0	17,4	10,5
	<Baccalauréat	12,7	10,0	15,2	11,0
	≥Baccalauréat	16,9	15,0	18,1	15,0
<b>Activité***</b>	<i>En emploi</i>	16,2	12,0	18,1	15,0
	<i>Retraité</i>	12,3	10,0	14,7	11,0
	<i>Sans activité</i>	11,0	10,0	15,5	12,0
<b>Etat de santé déclaré**</b>	<i>Très bon / bon</i>	15,2	14,0	16,7	15,0
	<i>Moyen / mauvais / très mauvais</i>	12,4	10,0	15,9	10,0
<b>Revenu</b>	<i>Moyen</i>	13,9	10,0	17,2	12,0
	<i>Médian</i>	14,1	11,0	15,8	14,0
<b>Fatigue physique</b>	<i>Oui</i>	12,9	10,0	16,7	10,0
	<i>Non</i>	14,7	12,0	16,3	15,0
<b>Fatigue mentale</b>	<i>Oui</i>	13,0	10,0	17,0	11,0
	<i>Non</i>	14,6	12,0	16,1	15,0
<b>Dépression</b>	<i>Oui</i>	11,9	10,0	16,6	11,0
	<i>Non</i>	14,4	10,0	16,4	13,0
<b>Stress</b>	<i>Oui</i>	13,8	10,0	17,3	12,0
	<i>Non</i>	14,1	10,0	15,9	13,0
<b>Characteristics of care recipient</b>					
<b>Age</b>	<85	14,2	10,0	16,3	12,0
	85+	13,7	10,0	16,6	12,0
<b>Sexe</b>	<i>Homme</i>	14,4	10,0	17,8	12,0
	<i>Femme</i>	13,9	10,0	15,9	12,0
<b>Revenu</b>	< Médiane	13,9	10,0	16,7	12,0

	$\geq$ Médiane	14,2	11,5	16,1	12,5
<b>Etat de santé déclaré</b>	<i>Très bon / bon / moyen</i>	13,9	10,0	15,9	14,5
	<i>Mauvais / très mauvais</i>	14,1	10,0	16,8	12,0
<b>Nombre d'aidants informels</b>	$<$ Médiane	13,6	10,0	16,0	10,0
	$\geq$ Médiane	14,3	11,0	16,7	15,0
<b>Nombre d'aidants formels</b>	$<$ Médiane	14,8	10,0	17,4	10,0
	$\geq$ Médiane	13,5	10,5	15,8	15,0

---

Test d'égalité des moyennes : différence significative à \*: 10 %; \*\*: 5 %; \*\*\*: 1 %.

**Tableau 3. Facteurs associés au CAP.**

		p (WTP ≥ 0) (n = 1,356)		log (WTP +1) (n = 591)	
		Coefficient	Std Error	Coefficient	Std Error
<b>Caractéristiques de l'aidant informel</b>					
<b>Age</b>	<50	Ref		Ref	
	50-64	-0,235**	0,095	0,123	0,140
	≥65	-0,486***	0,128	0,467**	0,200
<b>Sexe</b>	Homme	0,054	0,075	0,104	0,113
	Femme	Ref		Ref	
<b>L'aidant est le...</b>	Conjoint	0,274*	0,146	-0,554**	0,226
	Enfant	0,354***	0,095	-0,508***	0,146
	Autre	Ref		Ref	
<b>Distance</b>	Nulle	Ref		Ref	
	<10 km	0,014	0,100	0,137	0,148
	≥10 km	-0,076	0,118	0,545***	0,177
<b>Education</b>	Aucun diplôme	0,136	0,110	-0,284*	0,166
	<Baccalauréat	0,106	0,086	-0,288**	0,131
	≥ Baccalauréat	Ref		Ref	
<b>Revenu</b>	< Médiane	0,171**	0,070	-0,180*	0,105
	≥ Médiane	Ref		Ref	
<b>Fatigue physique</b>	Oui	0,081	0,086	-0,149	0,132
	Non	Ref		Ref	
<b>Fatigue mentale</b>	Oui	0,164*	0,095	-0,271*	0,144
	Non	Ref		Ref	
<b>Dépression</b>	Oui	0,306***	0,111	-0,446***	0,163
	Non	Ref		Ref	
<b>Stress</b>	Oui	-0,017	0,090	0,124	0,138
	Non	Ref		Ref	
<b>Caractéristiques de la personne aidée</b>					
<b>Age</b>	<85	Ref		Ref	
	85+	0,071	0,076	-0,128	0,114
<b>Sexe</b>	Homme	-0,077	0,083	0,152	0,125
	Femme	Ref		Ref	
<b>Revenu</b>		-0,000	0,000	0,0002**	0,000
<b>Etat de santé déclaré</b>	Très bon / bon / moyen	Ref		Ref	
	Mauvais / très mauvais	-0,048	0,071	0,074	0,107
<b>Nombre d'aidants informels</b>		-0,041*	0,022	-0,015	0,035
<b>Nombre d'aidants formels</b>		0,004	0,073	-0,016	0,110

---

<b>Constante</b>	-0,256	0,180	3,829***	0,273
------------------	--------	-------	----------	-------

---

**Rho = -0,950 (0,008) LR test (rho = 0): chi2(1) = 100,2 prob > chi2 = 0,000**

**$\lambda$  (Inverse du Ratio de Mills) = -1,429 (0,064)**

---