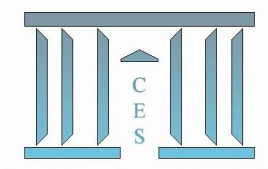
UNIVERSITÉ PARIS 1
PANTHÉON SORBONNE

Documents de Travail du
Centre d'Economie de la Sorbonne

CES Working Papers




# L'aide à un parent âgé, seul et dépendant : déterminants structurels et interactions

Quitterie ROQUEBERT, Roméo FONTAINE, Agnès GRAMAIN

**2016.30**




Maison des Sciences Économiques, 106-112 boulevard de L'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13
http://centredeconomiesorbonne.univ-paris1.fr/
ISSN : 1955-611X

# L'aide à un parent âgé, seul et dépendant : déterminants structurels et interactions

Quitterie Roquebert* Roméo Fontaine** Agnès Gramain ***

**Abstract**

With population ageing, the demand for home care of the disabled elderly is increasing and a large part of care is provided by informal caregivers. This paper focuses on the determinants of care provision by children to an old, single and disabled parent. We focus on two-child families and apply a semi-structural methodology, already implemented on European data (survey SHARE). It makes it possible to distinguish between two types of determinants: structural determinants (individual, parental and family characteristics) and interactions (effect of the care provision of one child on the care provision of the other). The estimation of this model on data of the French survey "Handicap Santé Ménages" (2008) highlights two distinct behaviors according to sibling rank. Indeed, if the care decisions of both children are sensitive to the characteristics of their parent, the older child reacts more on the sibling composition, whereas the younger child's decision is much more influenced by her personal characteristics. Interactions are found to be asymmetric: when the sibling provides care, the elder is more likely to be caregiver, whereas it is the reverse for the younger child. These differences are interpreted as follows: in two-child families, the older child provides care as a response of a socially-assigned role, whereas the younger child decides through a trade-off between the advantages and the opportunity costs of care provision.

**Key words:** long-term care, informal care, social interactions

**JEL codes :** J14

**Résumé**

Cet article étudie les déterminants des décisions d'aide de la part des membres d'une fratrie de deux enfants à l'égard d'un parent âgé, seul et dépendant. L'application d'une méthodologie semi-structurelle, déjà utilisée sur données européennes (enquête SHARE), permet de distinguer les déterminants structurels (individuels et familiaux) et les interactions (influence de la décision d'un membre de la fratrie sur la décision de l'autre). Les résultats obtenus sur les données françaises de l'enquête Handicap-Santé de 2008 confirment l'importance du rang dans la fratrie pour comprendre les comportements d'aide. En effet, deux logiques de comportements distinctes apparaissent, aussi bien dans les déterminants structurels que dans les interactions. D'une part, si l'aide des enfants est influencée par les caractéristiques du parent quelque soit leur rang, les aînés semblent par ailleurs réagir principalement à la composition de la fratrie, tandis que les cadets adaptent leurs comportements à leurs contraintes personnelles. D'autre part, l'implication de l'autre membre de la fratrie augmente l'utilité d'être aidant pour les aînés, alors qu'elle la diminue pour les cadets. L'aide des aînés se comprendrait alors comme l'acceptation d'une assignation sociale, tandis que celle des cadets répondrait à une logique d'arbitrage, fondée sur la comparaison des coûts et des avantages associés à l'aide.

**Mots clefs :** personnes âgées dépendantes, aide informelle, interactions sociales

*Cet article a été présenté au séminaire Economie des Institutions du Centre d'Economie de la Sorbonne. Les auteurs remercient Carole Bonnet pour la discussion de ce travail à l'occasion du séminaire ainsi que tous les participants du séminaire pour leurs retours. Les auteurs remercient également Florence Weber et Martin Chabert pour leurs relectures et nombreux commentaires.*

* Centre d'Economie de la Sorbonne/Paris School of Economics, Université Paris 1 Panthéon Sorbonne
** LEDi, Université de Bourgogne Franche-Comté, Fondation Médéric Alzheimer
*** Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Paris 1 Panthéon Sorbonne

## I. Introduction

L'aide informelle est aujourd'hui une ressource essentielle en matière d'aide aux personnes âgées dépendantes[2]. Cette aide non rémunérée fournie par des proches de la personne âgée dépendante apparaît à la fois plus fréquente, plus intense et plus diverse que l'aide fournie par les aidants formels (professionnels et rémunérés). Quelques chiffres tirés de l'enquête Handicap-Santé (2008) permettent d'illustrer l'importance de l'aide informelle dans le cas français. Sur les 3,6 millions de personnes de 60 ans ou plus recevant une aide régulière à domicile, 80 % déclarent être aidées par un proche tandis que 50 % déclarent avoir recours à de l'aide professionnelle (Soullier et Weber, 2011). Par ailleurs, le temps d'aide médian apporté par les aidants informels atteint 1h40 par jour contre 0h35 pour les aidants professionnels. L'aide informelle porte enfin sur des activités de nature plus diverse que dans le cas de l'aide professionnelle : les aidants informels interviennent en moyenne dans 4 activités de la vie quotidienne, contre 2 pour les aidants professionnels (Fontaine, 2011). Ce constat n'est pas propre à la France. Dans tous les pays européens, et malgré la diversité des systèmes de protection sociale et des normes de prises en charge, l'aide informelle joue un rôle prépondérant dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes (Colombo et al., 2011).

L'importance du rôle joué par l'entourage des personnes âgées dépendantes invite non seulement à décrire les configurations d'aide informelle mobilisées mais aussi à comprendre le processus sous-jacent à leur formation. C'est à cet objectif, détaillé en première partie, que s'attache notre article, en focalisant l'analyse sur le comportement des fratries de deux enfants dont le parent vit sans conjoint. L'analyse empirique est conduite à partir d'un sous-échantillon de l'enquête Handicap-Santé Ménages décrit dans la deuxième partie. Enfin, les deux dernières parties présentent la modélisation semi-structurelle utilisée et les résultats d'estimation obtenus.

## II. Etudier les configurations d'aide familiales aux personnes âgées dépendantes

L'analyse économique de la prise en charge de la dépendance à domicile approche la question de l'aide informelle sous plusieurs angles. Celui qui s'intéresse à la formation des configurations d'aide, initialement focalisée sur les situations avec un aidant informel unique, a évolué vers la prise en compte des comportements d'aide multiple. Dans cette perspective, le cas des fratries de deux enfants avec un parent âgé, dépendant et sans conjoint apparaît particulièrement heuristique et constituera notre échantillon d'étude.

### 1. Trois approches économiques de l'aide informelle

L'analyse économique de la prise en charge de la dépendance à domicile aborde la question de l'aide informelle sous plusieurs angles. Tout d'abord, elle interroge la relation entre l'aide formelle et informelle, et, en particulier, le degré de substituabilité entre ces deux types d'aide. Il s'agit par exemple d'anticiper les conséquences d'une politique de solvabilisation de la demande d'aide professionnelle sur les modes de prise en charge des personnes âgées dépendantes : une telle politique risque-t-elle de conduire à une éviction partielle de l'aide informelle, bénéficiant ainsi davantage aux aidants qu'aux aidés ? (Ettner, 1994 ; Hoerger, Picone et Sloan, 1996 ; Byrne et al., 2009). L'analyse économique étudie également les conséquences de l'aide informelle sur les aidants : elle analyse les conséquences de l'aide informelle sur l'offre de travail, la santé ou les relations sociales des aidants familiaux (Ettner, 1995 ; Pezzin et Schone, 1999 ; Coe et Van Houtven, 2009). Une troisième approche met l'accent sur la logique interne de l'aide familiale et les processus

[2] Le terme de « perte d'autonomie » est souvent utilisé pour parler de la dépendance des personnes âgées. Nous choisissons ici d'utiliser tout de même le terme de dépendance pour insister sur l'état de dépendance et les besoins de la personne âgée plutôt que sur le processus de perte d'autonomie.

de désignation des aidants (Hiedemann et Stern, 1999 ; Engers et Stern, 2002 ; Wolff et Jellal, 2002). Il s'agit cette fois de décrire les configurations d'aide familiales et d'en comprendre la genèse, pour analyser ensuite l'efficience et les conséquences redistributives, aussi bien intra et inter-familiales, des stratégies familiales et des politiques publiques qui les affectent. C'est dans cette troisième perspective que s'inscrit notre recherche, en proposant d'étudier les déterminants de la décision d'aide des enfants confrontés à la dépendance d'un parent âgé. Nous proposons d'étudier conjointement deux types de déterminants de la décision d'aide : d'une part, les déterminants que l'on appellera « déterminants structurels », qui influencent la décision d'aide de chaque individu indépendamment de la décision des autres membres de la fratrie, à savoir les caractéristiques individuelles de l'enfant et du parent ; d'autre part, les interactions, c'est-à-dire la réaction de l'enfant au comportement d'aide de ses frères et sœurs. Nous proposons de distinguer l'effet de ces déterminants selon le rang occupé par chaque enfant au sein de la fratrie. Pourquoi les enfants d'un parent âgé dépendant sont-ils aidants ? Leurs décisions d'aide sont-elles indépendantes les unes des autres ? Existe-t-il des logiques d'implication différentes selon le rang des enfants dans la fratrie ?

## 2. La modélisation des configurations familiales, avec aidant unique ou aide multiple

En s'interrogeant sur la logique interne de l'aide informelle, la littérature économique s'est d'abord appliquée à identifier les déterminants de la décision d'aide d'un enfant, étant donné sa fonction d'utilité, ses contraintes propres et la configuration familiale. La question de l'implication du conjoint d'une personne âgée dépendante n'a pas fait l'objet des mêmes recherches puisque cette implication est, de fait, quasiment systématique (sauf dans les cas où sa propre situation l'empêche d'être aidant). Les premiers travaux sur l'aide fournie par les enfants se sont ainsi attachés à décrire la désignation de « l'aidant principal », supposant qu'un seul enfant est désigné comme aidant unique. Il s'agissait alors de mettre en lumière l'effet des caractéristiques personnelles de l'enfant et du parent sur le comportement d'aide de l'enfant (Sloan, Picone et Hoerger, 1997 ; Pezzin et Schone, 1999 ; Hiedemann et Stern, 1999 ; Engers et Stern, 2002). Cependant, cette approche ne prenant en compte qu'un aidant unique est remise en cause par les données empiriques. En effet, la fréquence des situations où l'aide est partagée par plusieurs enfants est non négligeable. Aux Etats-Unis en 1982, la prévalence des cas d'aide multiple oscille entre 6 % et 25 %, selon la taille de la famille, (Checkovich et Stern, 2002). Si on regarde uniquement les personnes âgées seules et dépendantes avec deux enfants, aînés et cadets sont tous deux impliqués dans une famille sur cinq : 20 % en Europe, en 2004 (Fontaine, Gramain et Wittwer, 2009) ; 18,6 % en France, en 2008, selon l'enquête Handicap Santé Ménages (voir infra). Les processus de formation des configurations d'aide familiales sont donc plus complexes que la simple désignation d'un aidant unique et il est nécessaire de prendre en compte l'articulation des comportements des enfants dans la modélisation des configurations familiales.

Si plusieurs enfants peuvent intervenir dans la configuration de l'aide, trois questions se posent. On peut d'abord interroger l'indépendance de leurs comportements : la décision d'aide d'un enfant est-elle influencée par le comportement d'aide des membres de sa fratrie ? Pour étudier cette question, la formalisation a évolué vers des modèles inspirés de la théorie des jeux, permettant de prendre en compte les anticipations que forme les agents sur les décisions d'aide des autres membres de leur fratrie (Checkovich et Stern, 2002 ; Engers et Stern, 2002 ; Byrne et al., 2009). Si les comportements d'aide des enfants ne sont pas indépendants, on peut interroger l'articulation des contributions respectives des enfants à la production de l'aide : doit-on les considérer comme des facteurs de production complémentaires ou substituables ? L'articulation des comportements entre les enfants est en effet susceptible d'obéir à des logiques complexes, et l'on pourrait observer des arrangements d'aide coordonnée entre les enfants ou alors des processus de retraits de la part de certains membres de la fratrie lorsque d'autres sont aidants (Pennec, 2007). Enfin, l'interprétation de l'implication des enfants ne se réduit pas aux arguments d'une fonction de production. On peut éventuellement relâcher l'hypothèse de symétrie des comportements et se demander si les enfants

réagissent de la même manière à l'implication des autres membres de la fratrie. Autoriser une telle asymétrie dans la modélisation est une caractéristique originale de l'approche utilisée par Fontaine, Gramain et Wittwer (2009) sur données européennes. Leurs résultats font effectivement apparaître l'asymétrie des comportements entre aînés et cadets, ce qui motive notre choix d'utiliser dans cet article une modélisation similaire sur des données françaises.

### 3. Cadre d'étude : les personnes âgées seules et dépendantes avec deux enfants

Notre question de recherche nous amène à travailler sur un échantillon d'enquêté bien particulier : parmi les personnes qui vivent à domicile, nous nous concentrons sur les personnes âgées qui sont dépendantes et qui sont « seuls » (qui n'ont pas de conjoint[3]). En effet, l'absence de conjoint modifie la demande d'aide qui s'adresse aux enfants : elle affecte la quantité et la nature de l'aide à apporter, mais aussi le contexte de la décision des enfants (Baguelin et Gramain, 2008). Quand le parent est seul, la fratrie doit s'organiser pour produire une décision collective répondant à une responsabilité commune. A l'inverse, lorsque le parent a un conjoint, celui-ci est généralement son aidant principal et les enfants sont en seconde ligne (Fontaine, Gramain et Wittwer, 2007 ; Weber, 2011). Le choix d'aide de chaque enfant se présente alors probablement davantage comme une décision individuelle, sans la nécessité d'une organisation collective des enfants. Dans ces deux cas, les interactions au sein de la fratrie diffèrent fortement : notre recherche se concentre sur le cas où le besoin d'aide du parent peut être intégré par les enfants comme un impératif collectif.

Les résultats empiriques suggèrent que la taille de la fratrie a un effet sur la configuration d'aide (Fontaine, Gramain et Wittwer, 2007 ; Baguelin et Gramain, 2008). Mais aucune relation claire n'a été établie, pour l'Europe tout au moins, entre la taille de la fratrie et les choix d'aide des enfants. Alors qu'on aurait pu attendre une relation linéaire entre le nombre d'enfants et les comportements d'aide, il est en fait difficile de mettre en lumière un effet simple de la taille de la fratrie sur la probabilité pour un parent d'être aidé, sur le nombre d'enfants aidants par fratrie ou sur les taux d'implication des enfants (voir infra). Dans notre analyse, on neutralise l'effet potentiel du nombre d'enfants en raisonnant à taille de fratrie donnée. Le cas des fratries de deux enfants s'impose d'abord pour des motifs démographiques. Les fratries de deux enfants sont effectivement largement représentées dans la population générale : selon l'enquête Famille et Logements menée en 2011, 34 % des hommes et 31 % des femmes nés entre 1931 et 1935 ayant eu des enfants ont eu 2 enfants. Pour les générations nées 30 ans plus tard, ces proportions sont respectivement égales à 46 % et 45 % (Masson, 2013). Dans notre échantillon de personnes âgées dépendantes, la fréquence des fratries de deux est supérieure à celle des autres tailles de fratrie[4]. En outre, l'étude des fratries de deux enfants facilite la modélisation des interactions endogènes, chaque enfant intégrant dans son choix le comportement d'aide d'un seul autre individu. Il n'y a donc pas d'hypothèses particulières à faire sur la manière d'agréger les décisions des frères et sœurs pour expliquer la décision d'aide d'un autre enfant.

## III. Données et statistiques descriptives

Les notions de dépendance et d'aide peuvent être définies empiriquement de différentes manières. Après une rapide présentation de l'enquête Handicap Santé Ménages utilisée dans notre recherche, nous précisons les choix méthodologiques faits en la matière puis donnons quelques éléments descriptifs sur les configurations d'aide familiales ainsi définies dans l'échantillon constitué.

[3] Dans la suite du texte, le terme « seul » renvoie aux situations où l'individu vit sans conjoint. Il peut cependant cohabiter avec d'autres personnes - ses enfants par exemple.

[4] 24 % des personnes âgées dépendantes ont deux enfants (données pondérées), 20 % ont un seul enfant et 16 % en ont trois.

## 1. L'enquête française Handicap Santé Ménages (2008)

Mise en œuvre en France en 2008-2009 par la DREES, l'enquête Handicap Santé porte sur les problèmes de santé et les difficultés rencontrées dans la vie quotidienne par la population française. L'échantillonnage permet d'avoir des informations précises sur les personnes âgées et dépendantes : les enquêtés ont été ciblés à partir du questionnaire « Vie Quotidienne et Santé » attaché au recensement de 2007, de manière à surreprésenter les personnes handicapés ou dépendantes. Nous mobilisons ici le volet Ménages de l'enquête centré sur les personnes vivant en ménage ordinaire[5].

L'enquête permet de connaître les caractéristiques personnelles des personnes dépendantes et les modalités des aides formelles et informelles éventuellement reçues. Les enquêtés sont également interrogés sur leur famille et on connaît, pour chacun de leurs enfants, un ensemble de caractéristiques sociodémographiques (sexe, âge, situation familiale, situation d'emploi, cohabitation avec le parent ou proximité géographique) et les modalités de son implication (aidant ou non, type d'aide, fréquence, volume horaire). Connaître les caractéristiques de tous les enfants, même lorsqu'ils ne sont pas aidants, est essentiel pour traiter des déterminants de la décision d'aide.

Par rapport aux enquêtes précédentes qui comportaient le même type d'information (SHARE ou MEDIPS[6]), HSM permet de disposer d'un grand nombre d'observations dans un contexte institutionnel homogène. En effet, à la différence de MEDIPS, enquête exploratoire qui portait sur une centaine de familles, HSM porte sur un grand nombre d'enquêtés vivant à domicile (29 931 observations) et représentatifs de la population française. A la différence de SHARE, représentative des individus de 50 ans et plus dans près d'une vingtaine de pays européens, HSM ne porte que sur les personnes dépendantes résidant en France, ce qui permet de se placer dans un contexte institutionnel relativement homogène, notamment en matière de droit de la famille et de politiques sociales.

## 2. Définition et description des personnes âgées dépendantes seules, ayant deux enfants

Dans notre recherche, un individu est considéré comme « âgé » s'il a 60 ans ou plus (21,1 %[7] de la population d'après HSM – voir Tableau 1). Ce seuil a été choisi en référence à la législation française : à partir de 60 ans, un individu devient éligible aux allocations pour les personnes âgées. Par exemple, tout individu de 60 ans ou plus qui connaît des problèmes de dépendance peut bénéficier de l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) qui finance en partie le recours à l'aide professionnelle à domicile. Notre analyse se centre donc sur les personnes âgées de 60 ans ou plus[8].

Parmi ces individus, on étudie spécifiquement les personnes dépendantes, en utilisant une définition large de la dépendance : une personne est considérée comme dépendante si elle déclare avoir besoin d'être aidée par un tiers pour au moins une activité de la vie quotidienne. Dans le question HSM, les activités de la vie quotidienne renvoie aux activités dites « élémentaires » de la vie quotidienne (ADL, *« Activities of Daily Living »*) - manger et boire, s'habiller, aller aux toilettes, se coucher et se lever, s'assoir et se lever - et aux activités dites « instrumentales » (IADL, « *Instrumental Activities of Daily Living* ») – préparer ses repas seul, faire des courses, faire le ménage, prendre des médicaments, aller dehors, prendre les transports en commun, utiliser un ordinateur ou un téléphone. Avec cette définition, d'après HSM, 10,6 % des personnes âgées étaient dépendantes en 2008, contre 3,6 % de la population totale. Le fait d'être dépendant est associé à une nette augmentation de la probabilité de recevoir de l'aide, aussi bien formelle qu'informelle. Parmi les personnes âgées dépendantes, 75,9 % sont aidés régulièrement par un aidant informel, pour

[5] Source des données : Handicap-Santé, volet ménages - 2008 - (2008), INSEE, Centre Maurice Halbwachs (CMH)

[6] SHARE : Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe ;
MEDIPS : Modélisation des économies domestiques et incidence des politiques sociales.

[7] Les statistiques descriptives présentées sont les statistiques pondérées.

[8] Ce seuil de 60 ans demande de faire la distinction entre les personnes âgées dépendantes et les personnes handicapées vieillissantes. Voir Annexe 1.

seulement 22,2 % dans l'ensemble des personnes âgées (Figure 1). 50,5 % reçoivent régulièrement de l'aide professionnelle, pour 12,9 % chez l'ensemble des personnes âgées.

Enfin, on se concentre sur les individus qui vivent sans conjoint (56,7 % des personnes âgées dépendantes). Pour les personnes âgées dépendantes, vivre sans conjoint se traduit par un recours aux aides professionnelles plus fréquent : 60,4 % des personnes âgées dépendantes seules reçoivent de l'aide professionnelle contre 37,3 % de celles qui ont un conjoint. On observe également une moindre fréquence de l'aide informelle pour les personnes âgées dépendantes sans conjoint : 76 % des personnes âgées dépendantes reçoivent de l'aide informelle, contre 73 % des personnes âgées dépendantes seules (Figure 1). Cette différence s'explique largement par l'absence du conjoint aidant. L'aide informelle reste toutefois plus répandue que l'aide professionnelle pour cette population, ce qui peut s'expliquer par une plus forte mobilisation des enfants compensant partiellement l'absence du conjoint (Tableau 2). Cette mobilisation augmente la proportion de parents aidés par leurs enfants : la moitié des personnes âgées dépendantes sans conjoint a au moins un enfant aidant, pour moins d'un quart parmi les personnes âgées dépendantes en couple. Elle se traduit aussi par une augmentation du taux d'implication moyen des enfants : lorsque leur parent dépendant est sans conjoint, 31 % des enfants sont aidants contre 15,2 % quand le parent vit en couple.

**TABLEAU 1 : délimitation de l'échantillon d'étude (en effectifs et pourcentage des personnes âgées)**

| | Effectifs | Fréquence au sein des personnes âgées |
|---|---|---|
| Personnes âgées (60 ans ou plus) | 9 947 | 100 % |
| Personnes âgées dépendantes | 2 226 | 22,4 % |
| Personnes âgées dépendantes et seules | 1 215 | 12,2 % |
| Personnes âgées dépendantes et seules, avec deux enfants | 2 44 | 2,5 % |

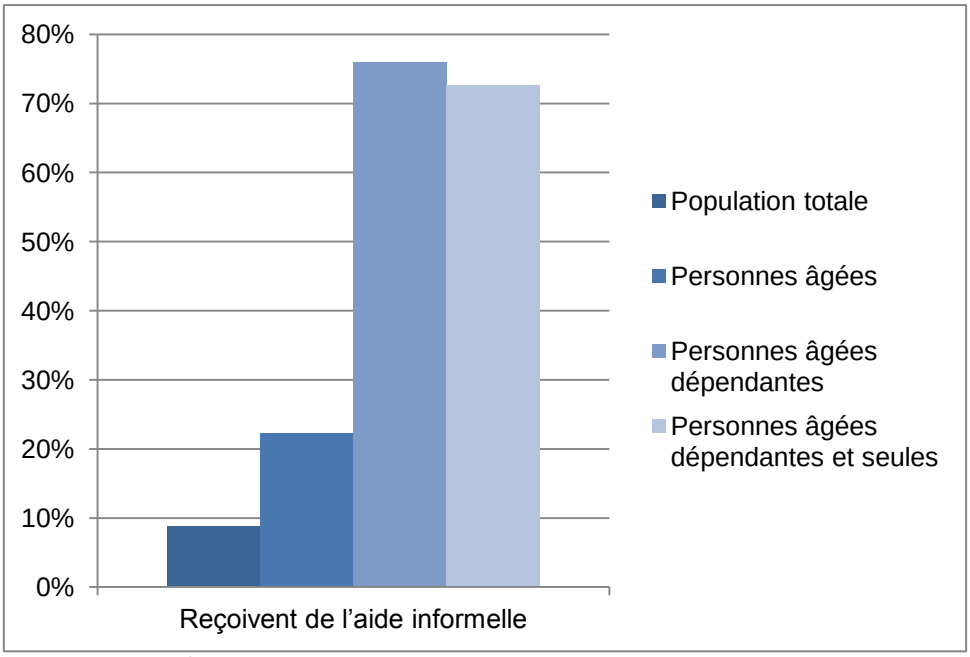
*Champ :* personnes vivant en ménage ordinaire.
*Source* : INSEE, enquête Handicap-Santé-Ménages, 2008
*Lecture :* 21,1 % de la population française, représenté par 9 947 individus enquêtés par HSM, est âgée de 60 ans ou plus en 2008.

**TABLEAU 2 : proportion d'enfants aidants et proportion de parents aidés, avec ou sans conjoint, selon la taille de la fratrie (en %)**

| | Sans conjoint | | Avec conjoint | |
|---|---|---|---|---|
| | Proportion d'enfants aidants | Proportion de parents aidés par au moins un enfant | Proportion d'enfants aidants | Proportion de parents aidés par au moins un enfant |
| Enfants uniques | 52,6 | 52,6 | 24,4 | 24,4 |
| Fratries de 2 | 35,1 | 51,5 | 12,9 | 18,8 |
| Fratries de 3 | 19,3 | 36,7 | 14,6 | 22,6 |
| Fratries de 4 | 28,2 | 64,1 | 14,9 | 32,7 |
| Moyenne | 31,0 | 50,3 | 15,2 | 22,9 |

*Champ :* personnes âgées dépendantes vivant en ménage ordinaire
*Source* : INSEE, enquête Handicap-Santé-Ménages, 2008
*Lecture* : dans les fratries de deux enfants avec un parent âgé dépendant et vivant sans conjoint, 35,1 % des enfants sont aidants et 51,5 % des parents reçoivent de l'aide de la part d'au moins un enfant.
*Note* : par souci de concision, on inclut ici uniquement les fratries dont la taille est inférieure ou égale à 4 enfants, qui représentent 90 % de l'échantillon.

**FIGURE 1 : fréquence de l'aide informelle dans plusieurs sous-populations**




*Champ :* personnes vivant en ménage ordinaire ;
*Sous échantillons :* personnes âgées : 9 947 observations ; personnes âgées dépendantes : 2 226 observations ; personnes âgées dépendantes et seules : 1 215 observations ;
*Source* : INSEE, enquête Handicap-Santé-Ménages, 2008
*Lecture :* 8,8 % de la population totale reçoit de l'aide informelle. Cette part monte à 72,6 % pour les personnes âgées seules et dépendantes.

### 3. Définition et description des enfants aidants

Dans le questionnaire HSM, l'aide informelle correspond à une aide régulière liée à la dépendance, la question posée aux enquêtés étant « *Y a-t-il des personnes (famille, amis...) non professionnelles, qui vous aident régulièrement pour accomplir certaines tâches de la vie quotidienne ou qui vous aident financièrement ou matériellement ou bien encore qui vous apportent un soutien moral en raison d'un problème de santé ou d'un handicap, et y compris les personnes qui vivent avec vous ?* ». Si la réponse est positive, il est demandé à l'enquêté de lister dix aidants informels (cohabitant ou non avec lui). Dans notre analyse, un enfant est considéré comme aidant s'il est inclus dans cette liste de personnes[9]. Cette définition des aidants est stricte, en ce qu'elle exige tout d'abord que l'aidant intervienne régulièrement et en réponse aux limitations de l'enquêté qui découlent d'un problème de santé ou d'un handicap. Ainsi, avec cette définition, un enfant peut être cohabitant sans être déclaré aidant[10]. Cette définition est donc plus restrictive que la définition de l'aidant utilisée dans les travaux réalisés à partir de l'enquête SHARE (Fontaine, Gramain et Wittwer, 2009), qui ne prend en compte ni la régularité ni les modalités des interventions, et qui inclut tous les enfants cohabitant. Toutefois, cette définition de l'aide porte a priori sur un périmètre d'activités large, puisqu'elle inclut comme modalité d'aide aussi bien l'aide aux tâches de la vie quotidienne que l'aide matérielle ou financière ou encore le soutien moral. On peut craindre que l'implication des enfants réponde à des logiques différentes selon le type d'aide apportée. Comme il est possible, techniquement, d'isoler ceux des aidants qui apportent de l'aide quotidienne ou matérielle et financière, nous avons étudié les déterminants structurels de l'aide filiale avec deux définitions différentes, une définition large (l'enfant

[9] Cette définition soulève un problème méthodologique liée au questionnaire HSM : dans les cas où l'enquêté a plus de 10 aidants, l'enfant peut être aidant sans être inclus dans la liste des aidants informels (« aidant censuré »). Voir Annexe 2.
[10] Cela concerne 3 % des enfants de notre échantillon.

est déclaré aidant au sens HSM) ou une définition restreinte (l'enfant est déclaré aidant et aide pour les tâches de la vie quotidienne ou une aide matérielle ou financière). Les résultats d'estimation étant semblables[11], nous avons choisi de conserver ici la définition large.

### 4. Les configurations d'aide dans les familles de deux enfants

Le sous-échantillon ainsi défini comporte 244 personnes âgées dépendantes seules avec deux enfants. La distribution des caractéristiques de l'aide reçue sur cet échantillon n'est pas significativement différente de l'aide reçue par l'ensemble de la population des personnes âgées dépendantes seules (Tableau 3), sauf du point de vue de la probabilité d'avoir au moins un enfant aidant. Cette différence confirme l'importance de raisonner à taille de fratrie donnée pour étudier les comportements d'aide des enfants.

L'étude des configurations d'aide dans les fratries de deux montrent que les comportements des cadets et des aînés semblent significativement corrélés et que les configurations d'aide familiale symétriques sont particulièrement surreprésentées (Tableau 4). En effet, dans deux tiers des familles, les enfants ont la même attitude : les deux enfants sont aidants (18,6 % des fratries) ou aucun n'est aidant (48,5 % des fratries)[12]. Les taux d'implication conditionnels confirment la symétrie des comportements (Tableau 5). Les aînés sont d'autant plus impliqués que leurs cadets le sont aussi : leur taux d'implication est de 48 % lorsque le cadet aide et de seulement 20,7 % quand le cadet n'aide pas. Cette différence de taux est similaire chez les cadets. Ces observations ne permettent pas, cependant, de conclure à une interaction réelle des comportements, où l'implication d'un enfant provoquerait l'implication de l'autre, toutes choses égales par ailleurs. En effet, il est possible qu'un contexte commun, comme, par exemple, le niveau de dépendance du parent, affecte les comportements de la fratrie dans le même sens. On pourrait aussi imaginer que les membres d'une même fratrie présentent des caractéristiques individuelles identiques (être diplômé, être marié…) qui les conduisent à se comporter de la même manière. Il est donc nécessaire d'utiliser une modélisation permettant d'isoler les différents mécanismes pouvant expliquer la symétrie des comportements au sein de la fratrie.

**TABLEAU 3 : comparaison de la population des personnes âgées dépendantes seules avec le sous-échantillon de celles ayant deux enfants (en %)**

| | Personnes âgées dépendantes seules | Personnes âgées dépendantes seules avec deux enfants |
|---|---|---|
| Aidée par un aidant informel | 72,6 | 68,9 |
| Aidée par un aidant professionnel | 39, 6 | 38,1 |
| Au moins un enfant aidant cohabitant | 12, 8 | 17,9 |
| Au moins un enfant aidant à distance | 32,5 | 34,5 |
| Au moins un enfant aidant | 43, 0 | 51,5 |
| Effectif | 1 215 | 244 |

*Champ :* personnes âgées dépendantes seules, vivant en ménage ordinaire.
*Source* : INSEE, enquête Handicap-Santé-Ménages, 2008

[11] Par souci de concision, les résultats n'ont pas été inclus dans cet article mais sont disponibles sur demande. Les seules différences entre les résultats obtenus avec l'une ou l'autre de ces définitions portent sur les effets de la situation familiale de l'enfant de l'enfant et du niveau de dépendance du parent, qui sont légèrement plus marqués avec la définition restreinte. Cette différence n'est pas surprenante dans la mesure où la définition restreinte est plus directement liée aux contraintes de temps de l'enfant et au niveau de besoin du parent.

[12] Les configurations asymétriques sont observables principalement lorsqu'un enfant cohabite avec le parent. Le deuxième membre de la fratrie est alors incité à ne pas être aidant : lorsque l'aîné (resp. le cadet) est aidant cohabitant, le cadet (resp. l'aîné) a une probabilité de 0.80 (resp. 0.84) de ne pas être aidant.

*Note :* d'après les tests de différences, les fréquences ne sont pas significativement différentes, à part pour « au moins un enfant aidant, cohabitant ou à distance ».

**TABLEAU 4 : répartition des configurations d'aide familiale dans les familles de deux enfants (en %)**

| | | Cadet | | |
|---|---|---|---|---|
| | | Non aidant | Aidant | Total |
| **Aîné** | Non aidant | 48,5 | 20,2 | 68,7 |
| | Aidant | 12,7 | 18,6 | 31,3 |
| | Total | 61,2 | 38,8 | 100 |

*Champ :* personnes âgées dépendantes seules, vivant en ménage ordinaire et ayant deux enfants (244 observations).
*Source* : INSEE, enquête Handicap-Santé-Ménages, 2008
*Lecture* : dans 48,5% des familles avec un parent âgé dépendant seul ayant deux enfants, aucun des enfants n'est aidant.

**TABLEAU 5 : taux d'implication conditionnels des enfants selon leur rang dans la fratrie (en %)**

| | Proportion d'aînés aidants | Proportion de cadets aidants |
|---|---|---|
| L'autre enfant est aidant | 48,0 | 59,6 |
| L'autre enfant n'est pas aidant | 20,7 | 29,4 |

*Champ :* personnes âgées dépendantes seules, vivant en ménage ordinaire et ayant deux enfants (244 observations).
*Source* : INSEE, enquête Handicap-Santé-Ménages, 2008
*Lecture :* dans 59,4 % des familles, quand l'aîné est aidant, le cadet est aidant ; quand l'aîné n'est pas aidant, cette proportion tombe à 29,4 %.

## IV. Modélisation des configurations d'aide familiale

L'analyse des interactions familiales s'inscrit dans le contexte plus large de l'analyse des interactions sociales, qui posent des questions spécifiques de formalisation étudiées par Manski (Manski, 2000). Ce sont ces problèmes de formalisation que cherche à dépasser la modélisation semi-structurelle utilisée dans cet article. Cette modélisation pose toutefois le problème de l'incomplétude, que l'on résout ici en adoptant une règle de sélection.

### 1. Questions de formalisation posées par l'étude des interactions

Considérer les interactions sociales comme un objet d'étude pour la science économique, en tant qu'elles influencent l'allocation des ressources et interrogent la coordination des agents, pose des problèmes de formalisation devenus classiques. Manski distingue trois mécanismes expliquant l'association des comportements au sein d'un groupe et dont l'identification formelle est problématique.

Le premier mécanisme correspond aux « interactions endogènes » (*endogenous interactions*) et renvoie à l'existence d'une interdépendance directe des comportements individuels au sein d'un groupe. Dans une fratrie, chaque enfant peut réagir à la décision d'implication des autres : le bénéfice que chacun tire de sa propre implication dans la prise en charge peut augmenter, ou au contraire diminuer, en fonction de l'implication des autres. C'est ce mécanisme d'interaction, qui révèle et illustre l'existence d'une logique familiale, que nous cherchons à identifier dans cet article. Or, son identification est rendue difficile par la coexistence possible de deux autres mécanismes : les « interactions contextuelles » (*contextual interactions*) et les « effets corrélés » (*correlated effects*). Les « interactions contextuelles » illustrent l'effet direct des caractéristiques d'un individu sur le comportement d'un autre membre du groupe. Dans une fratrie, la décision d'un enfant dépend de ses caractéristiques personnelles, mais aussi vraisemblablement des caractéristiques individuelles des autres enfants, indépendamment de leur implication effective. Par

exemple, un enfant dont le frère est au chômage peut considérer que ce frère a plus de temps à consacrer à leur parent que lui-même. Par conséquent, il peut choisir de ne pas s'investir dans l'aide au parent, même si, de fait, son frère chômeur n'est pas impliqué. Les « effets corrélés » sont liés à l'existence d'un contexte commun aux individus d'un même groupe. Dans une fratrie, la spécificité du contexte familial (niveau de dépendance du parent, présence de son conjoint, norme familiale de prise en charge) peut influencer le processus de décision de chacun des enfants.

L'identification de ces différents mécanismes est essentielle car chacun a des implications différentes en termes de politiques publiques. Une politique d'aide aux aidants modifiera par exemple le comportement de l'ensemble des aidants potentiels dans le cas d'interactions endogènes, mais serait sans incidence sur le reste de la famille dans le cas d'interactions contextuelles ou d'effets corrélés. Or, l'existence des interactions contextuelles et des effets corrélés rendent problématique l'identification des interactions endogènes : ils peuvent conduire à observer une corrélation des comportements individuels même dans les cas où ces comportements sont indépendants – au sens où aucune interaction endogène n'existe. Empiriquement, dissocier ces trois mécanismes potentiellement à l'œuvre est délicat : modéliser, au niveau individuel, une variable de résultat quantitative continue confronte au problème dit « d'effet miroir » identifié par Manski (« *reflection problem* », Manski, 1993). Ce problème, qui tient à la linéarité du modèle, se pose par exemple si l'on veut expliquer la quantité d'aide apportée par les deux enfants. Mais il peut être dépassé en utilisant une modélisation des choix discrets de plusieurs agents. C'est pourquoi nous caractérisons ici les comportements individuels de prise en charge par une variable dichotomique, indiquant si l'enfant est ou non impliqué dans la prise en charge de son parent, ce qui conduit, sur le plan économétrique, à un modèle probit bi-varié.

## 2. Le modèle probit bi-varié pour estimer les déterminants structurels et les interactions

La caractérisation de l'implication des enfants par une variable dichotomique permet de contourner une partie des problèmes d'identification. Cependant, identifier le poids des variables individuelles, familiales et parentales ainsi que le rôle des interactions dans la probabilité d'être aidant pour chaque enfant suppose d'utiliser un modèle structurel. C'est ce que permet la méthode mise en œuvre par Fontaine, Gramain et Wittwer (2009) pour étudier les configurations d'aide dans les fratries de deux à partir de données européennes (SHARE).

Le comportement de l'enfant $i$ dans la famille $j$ est noté $a_{ij}$ , avec $i = 1$ pour l'aîné et $i = 2$ pour le cadet. Notons $a_{ij} = 1$ si l'enfant $i$ est aidant, $a_{ij} = 0$ sinon.

On fait l'hypothèse que chaque enfant décide de s'impliquer ou non de manière à maximiser son utilité. Pour prendre en compte les effets d'interactions, la fonction d'utilité de chaque enfant prend comme argument le comportement d'aide de l'autre enfant (Brock et Durlauf, 2001) (équations 1 et 2) :

$$\mathbf{U_{1j}} = \mathbf{U_{1j}}(\boldsymbol{a_{1j}}, \boldsymbol{a_{2j}}) \quad \textbf{(1)}$$

$$\mathbf{U_{2j}} = \mathbf{U_{2j}}(\boldsymbol{a_{2j}}, \boldsymbol{a_{1j}}) \quad \textbf{(2)}$$

On peut donc définir l'utilité nette associée au fait de s'impliquer de l'enfant 1 (resp. 2) à comportement de l'enfant 2 (resp.1) donné (équations 3 et 4) :

$$\boldsymbol{\Delta U_{1j}(a_{2j}) = U_{1j}(1, a_{2j}) - U_{1j}(0, a_{2j})} \quad \textbf{(3)}$$

$$\boldsymbol{\Delta U_{2j}(a_{1j}) = U_{2j}(1, a_{1j}) - U_{2j}(0, a_{1j})} \quad \textbf{(4)}$$

On suppose que cette utilité nette dépend non seulement du comportement de l'autre enfant mais également de variables structurelles, notées $X_{ij}$ (équations 5 et 6) :

$$\boldsymbol{\Delta U_{1j}(a_{2j}) = \alpha_1 . X_{1j} + \beta_1 . a_{2j} + \epsilon_{1j}} \quad \textbf{(5)}$$

$$\boldsymbol{\Delta U_{2j}(a_{1j}) = \alpha_2 . X_{2j} + \beta_2 . a_{1j} + \epsilon_{2j}} \quad \textbf{(6)}$$

Parmi les variables structurelles, dont l'effet sur l'utilité nette de l'aîné (resp. du cadet) est capturé par $\alpha_1 . X_{1j}$ (resp. $\alpha_2 . X_{2j}$ ), on distingue :
- les caractéristiques individuelles de l'enfant, c'est-à-dire son âge, sa situation familiale (en couple ou non, nombre d'enfants), sa situation sur le marché du travail ;
- les caractéristiques de l'autre membre de la fratrie sur la décision de l'enfant concerné, qui correspondent aux effets contextuels de Manski ;
- le contexte familial et notamment les caractéristiques du parent (sexe, âge, niveau de dépendance), qui correspondent aux effets corrélés de Manski.

L'effet direct du comportement d'aide du cadet sur l'utilité nette de l'aînée (resp. de l'aîné sur le cadet) de la famille $j$, qui renvoie aux interactions endogènes de Manski, est capturé par $\beta_1 . a_{2j}$ (resp.. $\beta_2 . a_{1j}$) Lorsque cette composante est statistiquement significative, les comportements des enfants sont interdépendants. Quand $\beta_1$ est positif, l'implication du cadet augmente l'utilité nette d'être aidant pour l'aîné (ce que nous qualifierons de complémentarité). Quand $\beta_1$ est négatif, l'implication du cadet diminue l'utilité nette d'être aidant pour l'aîné (ce que nous qualifierons de substituabilité). L'interprétation est identique pour $\beta_2$.

La composante résiduelle $\epsilon_{1j}$. (resp. $\epsilon_{2j}$) capture l'effet des variables non-observées de la décision de chaque enfant. Parmi ces facteurs, certains peuvent être communs aux enfants d'une même fratrie. Pour prendre en compte cette source potentielle de corrélation, le modèle est estimé en permettant la corrélation des termes d'erreurs au sein d'une même famille. On fait l'hypothèse que les termes résiduels sont distribués selon une fonction de densité normale bivariée : $(\epsilon_{1j,}\epsilon_{2j}) \sim N\,[0,0,1,1,\rho]$ où $\rho$ désigne le coefficient de corrélation entre $\epsilon_{1j}$ et $\epsilon_{2j}$ .

La combinaison de ces comportements individuels peut conduire à différentes configurations familiales d'aide. Pour les fratries de deux, quatre configurations d'aide familiale sont possibles, que l'on modélise par quatre modalités de la variable $k_j$ :

- Aucun des deux enfants n'est aidant : $k_j = 0$
- L'aîné uniquement est aidant : $k_j = 1$
- Le cadet uniquement est aidant : $k_j = 2$
- Les deux enfants sont aidants : $k_j = 3$

On fait l'hypothèse que les configurations d'aide familiale observées sont des équilibres de Nash dans le cadre d'un jeu non-coopératif. Ce choix revient à considérer que les configurations observées sont « stables » au sens où aucun des deux enfants ne veut changer son comportement étant donné le comportement de l'autre. Le comportement observé d'un enfant dépend donc de son utilité nette : à comportement de l'autre membre de la fratrie donné, un enfant est impliqué si et seulement si son utilité nette à aider est positive. Pour une famille $j$, on peut ainsi exprimer la probabilité que la configuration observée figure parmi les équilibres de Nash, en fonction des utilités nettes des deux enfants.

Si on note $N_j$ l'ensemble des équilibres de Nash pour une famille $j$, la probabilité que la configuration $k_j$ figure parmi les équilibres de Nash est donnée par (équations 7 à 10) :

$$P\left(O \in N_j\right) = P\left(\Delta U_{1j}(0) < 0 \cap \Delta U_{2j}(0) < 0\right) \quad \textbf{(7)}$$

$$P\left(1 \in N_j\right) = P\left(\Delta U_{1j}(0) > 0 \cap \Delta U_{2j}(1) < 0\right) \quad \textbf{(8)}$$

$$P\left(2 \in N_j\right) = P\left(\Delta U_{1j}(1) < 0 \cap \Delta U_{2j}(0) > 0\right) \quad \textbf{(9)}$$

$$P\left(3 \in N_j\right) = P\left(\Delta U_{1j}(1) > 0 \cap \Delta U_{2j}(1) > 0\right) \quad \textbf{(10)}$$

Avec les hypothèses faites sur la forme de l'utilité nette d'aider (équations 5 et 6), ces probabilités peuvent s'écrire comme une fonction de variables exogènes (équations 11 à 14).

$$P\left(O \in N_j\right) = F\left(-X_{1j}.\alpha_1, -X_{2j}.\alpha_2, \rho\right) \quad \textbf{(11)}$$

$$P\left(1 \in N_j\right) = F\left(X_{1j}.\alpha_1, -X_{2j}.\alpha_2 - \beta_2, -\rho\right) \quad \textbf{(12)}$$

$$P\left(2 \in N_j\right) = F\left(-X_{1j}.\alpha_1 - \beta_1, X_{2j}.\alpha_2, -\rho\right) \quad \textbf{(13)}$$

$$P\left(3 \in N_j\right) = F\left(X_{1j}.\alpha_1 + \beta_1, X_{2j}.\alpha_2 + \beta_2, \rho\right) \quad \textbf{(14)}$$

Où $F$ désigne la fonction de répartition de la loi normale bi variée.

### 3. Incomplétude du modèle et règle de sélection

Ces équations définissent un modèle micro-économique cohérent, mais ne permettent pas de définir un modèle suffisamment précis pour être estimé économétriquement. En effet, comme c'est souvent le cas pour les modèles à agents multiples en situation de faire des choix discrets, ce modèle est dit « incomplet » (Tamer, 2003) : pour certains vecteurs de variables exogènes, il ne permet pas de prévoir une unique valeur pour la variable endogène (plusieurs équilibres de Nash sont possibles) ou ne prévoit pas de valeur (absence d'équilibre de Nash). Dit autrement, les équations 7 à 10 définissent uniquement la probabilité qu'une configuration d'aide donnée soit un équilibre de Nash. Or, les caractéristiques individuelles et familiales peuvent, dans certaines familles, conduire à ce que plusieurs configurations soient simultanément des équilibres de Nash ou au contraire à ce qu'aucune configuration d'aide ne soit un équilibre de Nash.

Les cas d'équilibres multiples sont susceptibles d'apparaître lorsque les enfants interagissent de manière symétrique ($\beta_1$ et $\beta_2$ ont le même signe). En effet, si l'utilité de chaque enfant est d'autant plus élevée qu'il est seul à s'impliquer, il se peut que deux équilibres co-existent : celui où l'aîné s'implique seul et celui où le cadet s'implique seul ($N_j = \{1,2\}$). A l'inverse, si les deux enfants ont un gain à adopter le même comportement d'aide, les deux équilibres qui peuvent co-exister sont celui où les deux enfants sont aidants et celui où aucun ne l'est ($N_j = \{0,3\}$).

L'absence d'équilibre ($N_j = \{\emptyset\}$) intervient lorsque les interactions sont asymétriques ($\beta_1$ et $\beta_2$ sont de signe contraire). Dans ce cas, l'un des deux enfants souhaite adopter le même comportement que son frère ou sa sœur tandis que l'autre souhaite adopter le comportement opposé. Supposons que l'aîné souhaite avoir le même comportement d'aide que son cadet ($\beta_1 > 0$) tandis que le cadet préfère adopter le comportement opposé à celui de l'aîné ($\beta_2 < 0$) : partant d'une configuration où aucun des deux enfants n'aide, le cadet préféra s'impliquer seul ; mais si le cadet s'implique, l'aîné préfère aider aussi avec lui ; dans ce cas, le cadet préfère laisser son aîné intervenir seul, mais ce dernier préfère qu'il n'y ait aucune aide plutôt que de s'impliquer seul... Cette incapacité à se coordonner conduit naturellement à une configuration d'aide instable.

Cette indétermination du modèle économétrique ne remet pas en cause la cohérence du modèle théorique sous-jacent. Elle montre simplement que le modèle théorique permet d'exprimer la probabilité qu'une configuration d'aide soit un équilibre de Nash, par exemple $P\left(0 \in \mathrm{N_j}\right)$, ce qui ne suffit pas pour exprimer la probabilité qu'une configuration d'aide particulière soit observée, par exemple $P\left(k_j = 0\right)$. Ecrire la vraisemblance de l'échantillon suppose donc de compléter le modèle en ajoutant une règle de sélection qui s'applique dans les situations d'équilibres multiples ou d'absence d'équilibre.

La règle choisie ici est une règle exogène d'équiprobabilité[13] : elle assigne une même probabilité à chacune des deux configurations possibles en cas d'équilibres multiples (équations 15 et 16) et à chacune des quatre configurations en cas d'absence d'équilibre (équation 17).

$$P\left(k_j = 0 \,/\, \mathrm{N_j} = \{0,3\}\right) = P\left(k_j = 3 \,/\, \mathrm{N_j} = \{0,3\}\right) = 0{,}5 \quad \textbf{(15)}$$

$$P\left(k_j = 1 \,/\, \mathrm{N_j} = \{1,2\}\right) = P\left(k_j = 2 \,/\, \mathrm{N_j} = \{1,2\}\right) = 0{,}5 \quad \textbf{(16)}$$

$$\forall\, i \in \{0,1,2,3\},\ P\left(k_j = i \,/ \mathrm{N_j} = \{\emptyset\}\right) = 0{,}25 \quad \textbf{(17)}$$

Grâce à l'ajout de cette règle de sélection, on est en mesure d'estimer adéquatement le modèle micro-économique défini pour l'étude des configurations d'aide familiale.

## V. Résultats

Après avoir détaillé la définition des variables explicatives mobilisées, nous présentons les résultats d'estimation qui font apparaître, du point de vue des déterminants structurels comme des interactions, des comportements différenciés selon le rang dans la fratrie. La comparaison avec les résultats obtenus sur données européennes montre que cette différenciation des comportements est plus marquée sur données française que dans l'analyse des données européennes.

### 1. Procédure d'estimation et variables explicatives mobilisées

La procédure d'estimation de notre modèle doit prendre en compte la taille limitée de notre échantillon, qui nous invite à être aussi parcimonieux que possible dans le choix des variables explicatives. Ainsi, dans une première étape, nous avons procédé à une estimation sans contrainte, puis nous avons ré-estimé le modèle en contraignant à l'égalité les coefficients d'une même variable pour l'aîné et le cadet lorsqu'ils n'étaient pas significativement différents l'un de l'autre à la première étape. La procédure d'estimation distingue ainsi, d'une part, les variables qui affectent l'utilité des aînés et des cadets de manière significativement différentes, et d'autre part, les variables dont l'effet est semblable sur les aînés et sur les cadets. Dans ce deuxième cas, les coefficients sont contraints à l'égalité pour gagner en précision. Dans un troisième temps, nous avons sélectionné les variables explicatives pertinentes, en supprimant pas-à-pas les variables les moins significatives pour ne conserver que celles dont l'effet est significatif au seuil de 10 %. Nous avons également été amenés à faire des regroupements de modalités suggérés par les résultats de nos estimations successives. C'est le cas, par exemple, pour la variable relative au statut d'emploi des enfants : les variables initialement incluses dans le modèle sont des variables binaires (être en emploi, être au chômage, être retraité, être au foyer, avoir un autre statut lié à un handicap) et ont progressivement été regroupées pour ne distinguer que la situation d'actif (en emploi ou au chômage) par rapport aux autres situations. Un regroupement de modalités a également été fait pour les variables concernant le statut familial de l'enfant et la composition sexuée de la fratrie (voir ci-dessous).

Les définitions des variables explicatives utilisées sont présentées ici. Le récapitulatif de ces définitions et les statistiques descriptives associées se trouvent en Annexe 4. Parmi les variables structurelles, on distingue plusieurs types de variables. On s'intéresse tout d'abord aux caractéristiques de l'enfant :

- son âge, inclus en variable continue ;
- son statut familial, en distinguant les célibataires sans enfants des autres situations de famille[14] ;

[13] Voir Annexe 3 pour les propriétés de la règle de sélection.

- son statut d'emploi[15], en distinguant les actifs (occupés ou chômeurs, auquel on ajoute ici les étudiants) des autres situations (retraité, homme ou femme au foyer, personne handicapée).

Les déterminants structurels comprennent également les caractéristiques du parent :

- son âge, inclus en variable continue ;
- son sexe ;
- son niveau de dépendance, en distinguant les parents qui déclarent ne pas pouvoir faire seul au moins une des activités élémentaires de la vie quotidienne (ADL).
- son niveau d'éducation, en distinguant les détenteurs du baccalauréat ;
- son revenu mensuel, en distinguant ceux dont le revenu se trouve dans le dernier quartile de notre échantillon (revenu au moins égal à 1800€ par mois).

Enfin, on inclut dans les variables structurelles les variables ayant trait aux caractéristiques de la fratrie, à savoir :

- La composition sexuée de la fratrie, en distinguant une modalité précise (l'aîné est une femme et le cadet est un homme) ou, alternativement, en distinguant le cas d'une fratrie mixte[16] ;
- La différence d'âge entre l'ainé et le cadet, en distinguant les situations où cette différence d'âge est supérieure à 10 ans.

Notre modèle utilise donc la quasi-intégralité des informations disponibles sur les enfants dans l'enquête HSM. Deux variables n'ont pas été incluses ici directement : d'une part, la catégorie socio-professionnelle des enfants, fortement corrélée au statut d'emploi de l'enfant et au niveau d'éducation du parent, d'autre part, la proximité du lieu d'habitation des enfants par rapport à celui des parents, variable également fortement endogène. Deux modèles alternatifs intégrant ces dimensions ont toutefois été estimés en guise de test de robustesse (voir ci-dessous).

### 2. Une même réaction des décisions d'aide des enfants aux caractéristiques du parent

Notre estimation des déterminants de l'implication des enfants (Tableau 6), indépendamment des modalités et du volume de l'aide apportée, fait d'abord apparaître que la décision d'aide des enfants dépend des caractéristiques du parent, quel que soit leur rang dans la fratrie. L'utilité nette d'être aidant des aînés comme des cadets dépend en effet du sexe du parent, de son niveau d'éducation et de son âge (pour l'aîné) ou son niveau de dépendance (pour le cadet).

Pour aînés et cadets, l'utilité nette d'être aidant est plus forte lorsqu'il s'agit d'aider sa mère plutôt que son père. Cet effet de genre n'est pas inédit. Les travaux de Byrne et al. (2009) suggèrent notamment que l'aide fournie à une mère est perçue comme plus utile et moins lourde que celle fournie à un père. Plus utile, puisque la qualité de la santé des femmes seraient généralement moins bonne (à même niveau d'ADL) que celles des hommes. Moins lourde, puisque l'aide fournie aux femmes est plus souvent d'ordre financier et matériel : les femmes déclarent recevoir une aide matérielle ou financière plus souvent que les hommes, tandis que ces derniers déclarent plus souvent recevoir une aide pour les tâches de la vie quotidienne, tâches associées à une plus lourde charge pour les aidants (Soullier et Weber, 2011 ; Soullier, 2012).

---

[14] Etudier séparément les modalités « déclaré en couple ou non » et « avoir des enfants ou non » ne permettaient pas de mettre en évidence un effet significatif es situations familiales des enfants. Ceci est sans doute dû en partie au fait qu'une part importante des enfants étudiés (environ 18 % des aînés et 18 % des cadets) dans notre échantillon n'est pas en couple mais a des enfants à charge (situation monoparentale). L'effet de la situation familiale est donc étudié en distinguant la situation des célibataires sans enfants avec la situation des personnes avec des enfants et / ou en couple.

[15] Dans HSM, la variable catégorielle relative au statut d'emploi des enfants comporte 7 modalités : occupe un emploi, étudiant / élève / en formation / en stage non rémunéré, chômeur, retraité ou en préretraite, femme ou homme au foyer, autre situation (personne handicapée), ne sait pas.

[16] Le regroupement des modalités « Fille / garçon » et « Garçon/fille » a été suggéré par nos estimations successives du modèle : pour le cadet, ces modalités n'avaient pas d'effet significatif, mais les coefficients qui leur étaient associée étaient tous deux positifs et proches du seuil de significativité. Le regroupement de ces modalités en une indicatrice « Fratrie mixte » fait bien apparaître un effet significatif de la mixité de la fratrie sur l'utilité nette d'aider (voir Tableau 6). Ce regroupement suggère donc que la décision du cadet est influencé plutôt par la (non) mixité ou la non mixité de la fratrie plutôt que par la répartition des sexes selon le rang.

L'utilité nette d'être aidant dépend également du niveau d'éducation du parent : aînés et cadets ont une plus grande propension à être aidant lorsque le parent a un plus faible niveau d'éducation. On peut y voir une mesure indirecte du besoin d'aide du parent : un faible niveau d'éducation est en effet associé à un revenu plus faible et à une moindre aisance dans le recours à l'aide professionnelle, socialement différencié (Weber, Trabut et Billaud, 2014).

Bien que les deux enfants adaptent leur décision d'aide aux caractéristiques des parents, leur réaction n'est pas parfaitement identique. En effet, l'utilité nette d'être aidant des cadets dépend significativement du niveau de dépendance du parent, tandis que celle des aînés dépend plutôt de l'âge du parent. Cette différenciation peut éventuellement être interprétée comme un premier signe des logiques de comportements que dessinent les autres déterminants structurels et les interactions : la décision du cadet dépendrait des coûts et avantages de l'aide, tandis que l'aîné serait plus sensible aux caractéristiques familiales.

### 3. L'aîné répond à l'assignation d'un rôle social

L'étude des autres déterminants de l'implication des enfants fait en effet apparaître deux logiques de comportement bien différenciées. Il apparaît d'abord que l'utilité nette des aînés est peu sensible à leurs caractéristiques personnelles en elle-même : leur situation familiale et leur statut d'emploi sont sans effet significatif sur leur décision d'aide. Nos résultats suggèrent donc que le comportement des aînés ne laisse que peu de place aux arbitrages économiques individuels, leur implication n'étant pas affectée par leurs propres coûts d'opportunités. L'utilité nette des aînés semble plutôt sensible à la composition de la fratrie, c'est-à-dire à leurs caractéristiques relatives à celles de leur cadet. Ainsi, l'utilité nette associée au comportement d'aidant pour les aînés est d'autant plus forte que l'aîné est une femme et le cadet un homme. Ce résultat rappelle les analyses désormais classiques sur l'assignation plus forte des femmes au rôle d'aidant familial (Bonnet et al., 2013 ; Membrado, 2013), mais insiste sur la dimension relationnelle de l'effet du genre : l'assignation des femmes au rôle d'aidant est sensible à la fois au rang de la femme au sein de la fratrie et au sexe de l'autre membre de la fratrie. L'utilité nette de l'aide pour les aînés est également d'autant plus forte que l'écart d'âge entre l'aîné et le cadet est important. On peut là encore interpréter cet effet en termes d'assignation différentielle. Un écart d'âge élevé peut tout d'abord capturer le fait que les deux enfants se situent à deux étapes différentes de leur parcours de vie qui désigneraient l'aîné comme plus « disponible », comme par exemple, si l'aîné est à la retraite (Pennec, 2004). On peut aussi penser que les aînés de fratrie à fort écart d'âge ont, dès leur enfance, assumé un rôle d'aidant domestique (seconder leur parent, s'occuper du plus jeune) qu'ils perpétuent sous une forme nouvelle (aider leur parent et protéger leur cadet), voire se conduisent comme s'ils étaient enfant unique, ce qui les désigne systématiquement comme aidant (Weber, 2011). Enfin, l'analyse des effets contextuels permet encore une fois d'interpréter le comportement des aînés en termes d'assignation différentielle puisque que leur décision d'aide prend en compte certaines caractéristiques des cadets. Parmi les variables relatives à la situation d'emploi du cadet, seule la variable liée au statut d'handicapé a un effet significatif : l'utilité nette d'être aidant de l'aîné augmente lorsque son cadet est déclaré handicapé par rapport au marché du travail. Le handicap d'un cadet pourrait conduire les aînés à se désigner prioritairement comme aidants indépendamment du comportement effectif du cadet.

Au-delà de la réaction aux caractéristiques du parent, le comportement des aînés s'interpréterait donc plutôt en termes d'assignation différentielle au rôle d'aidant : les aînés s'impliqueraient d'autant plus que la division sexuée du travail domestique et l'ordre de priorité des obligations familiales les désignent, plus que leur cadet, pour ce rôle.

### 4. Le comportement du cadet s'inscrit dans une logique économique de comparaison des coûts d'opportunité et des avantages

La décision d'implication des cadets semble guidée par une toute autre logique. En effet, au-delà de l'importance des besoins du parent, l'utilité nette de l'aide pour les cadets est principalement affectée par leurs caractéristiques individuelles. Leur comportement est tout d'abord sensible à leur situation personnelle, du point de vue familial et sur le marché du travail. Ainsi, être en couple ou avoir des enfants, être actif sur le marché du travail ou être étudiant diminue l'utilité nette associée à l'aide pour les cadets. Ces différentes dimensions se rapportent à la disponibilité des individus et aux éventuelles variations des coûts d'opportunité associées à l'aide : il est d'autant plus coûteux d'être aidant lorsqu'on est sollicité dans le cadre familial ou professionnel. Pour ce qui est des caractéristiques de fratries, la seule variable qui influence l'utilité des cadets est la mixité de la fratrie : que le cadet soit homme ou femme, son utilité nette d'être aidant est plus forte lorsque son aîné est de sexe opposé. L'effet de la mixité de la fratrie peut être interprété en termes de spécialisation sexuée dans l'aide et donc de productivité dans l'activité d'aide. En effet, les tâches quotidiennes (ménage, toilettes) sont en général assurées principalement par les filles aidantes, tandis que les fils s'impliquent davantage dans les activités administratives ou en lien avec l'extérieur (déplacements, courses), et ce d'autant plus que les fratries sont mixtes (Petite et Weber, 2006 ; Bonnet et al., 2013). Cette possibilité qu'ont les fratries mixtes de se conformer à la spécialisation genrée traditionnelle fait que l'implication de chacun peut être perçue comme plus efficace que dans des fratries de même sexe. Ces éléments convergent donc pour analyser le comportement des cadets comme un arbitrage entre coûts d'opportunité et bénéfices de l'aide. Dans cette logique, les cadets réagiraient en fonction de leurs contraintes personnelles (statut familial, situation d'emploi) et de la productivité de leur aide (complémentarité dans la fratrie).

### 5. Une différence dans les comportements confirmée par l'analyse des interactions

L'analyse des coefficients d'interactions renforce les différences déjà observées entre aînés et cadets. En effet, elle fait apparaître une asymétrie des comportements : si leur cadet est aidant, les aînés ont, toutes choses égales par ailleurs, une plus grande utilité nette à aider ; à l'inverse, lorsque leur aîné est aidant, les cadets ont, toute choses égales par ailleurs, une plus faible utilité nette à aider. L'interprétation de ces interactions endogènes n'est bien sûr pas univoque. Cependant, il semble difficile de les interpréter en termes de productivité partielle de l'aide. Il semble en effet peu justifié d'envisager que l'implication d'un cadet rende l'aide de l'aîné plus efficace tandis que celle de l'aîné rendrait l'implication du cadet objectivement superflue. On est donc tenté de lire ces résultats à la lumière des effets observés sur les caractéristiques structurelles, c'est-à-dire en termes d'obligation morale pour l'aîné et d'organisation rationnelle pour le cadet : pour les aînés, l'implication de leur cadet renforcerait l'impératif normatif à s'impliquer dans l'aide, tandis que les cadets considéreraient leur aide d'autant moins nécessaire que leur aîné assure déjà une présence familiale.

**TABLEAU 6 : l'implication des cadets et aînés de fratries de deux enfants auprès d'un parent dépendant sans conjoint**

| | Implication de l'aîné | | Implication du cadet | |
|---|---|---|---|---|
| | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type |
| **Composante structurelle (α)** | | | | |
| Constante | -1.758*** | (0.477) | -1.758*** | (0.477) |
| **(1) Caractéristiques de l'enfant** | | | | |
| **Âge** | -0.051*** | (0.018) | 0.020** | (0.009) |
| **Célibataire et sans enfants** (Réf : en couple et / ou avec enfants) | - | - | 0.699*** | (0.245) |
| **Retraité, au foyer ou handicapé** (Réf : actif ou étudiant) | - | - | 0.402* | (0.224) |
| **(2) Caractéristiques parentales** | | | | |
| **Âge** | 0.038*** | (0.014) | - | - |
| **Femme** (Réf : homme) | 0.435** | (0.188) | 0.435** | (0.188) |
| **Forte dépendance** (Réf : dépendance légère) | - | - | 0.510** | (0.208) |
| **Diplômé du bac** (Réf : n'a pas le baccalauréat) | -0.702*** | (0.233) | -0.702*** | (0.233) |
| **Revenu mensuel ≥ 1800 €** (Réf : revenu mensuel < 1800 €) | - | - | - | - |
| **(3) Caractéristiques de la fratrie** | | | | |
| **Autre enfant déclaré handicapé** (Réf: autres situations d'emploi) | 0.711* | (0.393) | - | - |
| **Aîné fille / cadet garçon** (Réf : autres compositions) | 1.016*** | (0.205) | - | - |
| **Fratrie mixte** (Réf : fratrie non mixte) | - | - | 0.381** | (0.185) |
| **Ecart d'âge aîné - cadet > 10 ans** (Réf : écart d'âge ≤ 10 ans) | 0.912*** | (0.287) | - | - |
| **Interactions (β)** | | | | |
| L'autre enfant est impliqué | 0.824$^{\Delta}$ | (0.419) | -0.729$^{\Delta}$ | (0.409) |
| | | | | |
| Nombre d'observations | 244 | | | |

Log vraisemblance : - 277.274

*Champ :* personnes âgées dépendantes seules, vivant en ménage ordinaire et ayant deux enfants

*Source* : INSEE, enquête Handicap-Santé-Ménages, 2008

*Notes :*

Significatif au seuil de : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 % ;

$^{\Delta}$ La fonction de vraisemblance n'étant pas différenciable au point $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0$, on teste la significativité des coefficients d'interaction en restreignant le domaine de définition de $\beta_1$ et $\beta_2$ à, respectivement, $[0;\infty[$ et $]-\infty;0]$ et en testant l'hypothèse H0 "$\beta_1 = 0, \beta_2 = 0$ " contre l'hypothèse H1 "$\beta_1 > 0 \; ou \; \beta_2 < 0$" via un test de rapport de vraisemblance. Ce test indique que l'hypothèse H0 peut être rejetée avec un risque de première espèce inférieur à 10 %.

Ce modèle contraint le coefficient de corrélation $\rho$ à être égal à 0. L'estimation du modèle en relâchant la contrainte sur $\rho$ montre que $\rho$ n'est pas significativement différent de zéro. Cette estimation donne des résultats semblables mais avec une moindre précision.

## 6. Comparaisons : modèles alternatifs, résultats européens

L'estimation présentée ci-dessus ne prend pas en compte la proximité géographique du lieu d'habitation des enfants par rapport à celui de leur parent. En effet, la distance au lieu du parent est une variable fortement endogène : l'estimation d'un modèle Probit au niveau des enfants expliquant les déterminants de la probabilité d'habiter hors de la région de son parent montre que cette probabilité est fortement corrélée à la situation familiale et au statut d'emploi des enfants ainsi qu'au niveau de dépendance, d'éducation et de revenu du parent[17]. Par ailleurs, il est possible qu'au lieu d'être un déterminant du comportement d'aide, la distance au parent soit expliquée par le comportement d'aide (cas de causalité inverse). Il faut donc être prudent quant à l'inclusion de cette variable dans notre estimation. Il a toutefois été possible d'estimer le modèle en intégrant une indicatrice distinguant les enfants habitant hors de la région du parent. Rejoignant les résultats classiques de la littérature (voir, par exemple, Mulder et van der Meer, 2009), la (non) proximité géographique est une variable expliquant significativement le comportement d'aide : le fait d'habiter hors de la région est associée à une moindre utilité nette d'être aidant. En dépit de la colinéarité entre la proximité géographique de l'enfant et les autres variables mobilisées, nos autres estimateurs sont robustes à l'inclusion de cette variable : on perd uniquement de la précision pour les variables associées au marché du travail. Par ailleurs, le modèle a également été estimé en remplaçant les variables associées au marché du travail par des variables relatives à la catégorie socio-professionnelle de l'enfant. Cette estimation montre un effet positif pour les aînés comme pour les cadets du fait d'être ouvrier ou employé[18] sur la probabilité d'être aidant, mais les interactions sont moins précises.

Nos résultats rejoignent en partie ceux obtenus à partir de l'enquête SHARE (Fontaine, Gramain et Wittwer, 2009). En effet, d'après SHARE, le comportement d'aide des aînés est sensible à la configuration familiale : ils réagissent à l'écart d'âge avec le cadet et à la composition sexuée de la fratrie. Du point de vue des interactions, l'effet observé sur données européennes confirme l'asymétrie selon le rang dans la fratrie : toutes choses égales par ailleurs, l'utilité nette à aider, pour les aînés, est d'autant plus forte que leur cadet est impliqué, alors que l'utilité nette d'être aidant pour les cadets est plus faible si l'aîné est déjà impliqué. De plus, le modèle estimé sur SHARE intègre l'effet direct des caractéristiques d'un enfant sur le comportement de l'autre, ce que nous n'avons pu faire que partiellement sur nos données à cause de la taille de notre échantillon. Les résultats obtenus sur ces variables à partir de SHARE vont dans le sens de notre interprétation : ils montrent en effet que l'implication des aînés est sensible aux caractéristiques de leur cadet (situation d'emploi, niveau d'éducation). A l'inverse, les cadets ne sont pas sensibles aux caractéristiques de leur aîné. Toutefois, les modèles de comportements mis en évidence à partir d'HSM et ceux mis en lumière à partir de SHARE ne se correspondent pas totalement. En effet, contrairement aux différences marquées de comportements entre l'aîné et le cadet observées sur HSM, les résultats obtenus à partir de SHARE apparaissent plus nuancés. Avec SHARE, le comportement des aînés intègre certaines variables individuelles (statut familial, statut d'emploi), ce qui suggère que leur comportement n'est pas uniquement motivé par des considérations normatives. Les cadets se montrent également sensibles aux variables de fratries (composition, différence d'âge). Il est en l'état difficile de savoir ce que recouvre cette différence de résultats. On peut penser que le caractère plus tranché des résultats obtenus sur HSM tient au fait de travailler sur le seul contexte français. Il se peut également que l'utilisation d'une définition de l'aide plus restrictive sur HSM que celle utilisée avec SHARE renforce les différences observées entre aînés et cadets. Dernière hypothèse, il est aussi possible que la taille plus importante de l'échantillon extrait de SHARE permet de mieux saisir des comportements complexes dont seule une partie accède à la significativité statistique sur notre échantillon.

[17] Résultats disponibles sur demande.

[18] Par rapport aux catégories : cadres, agriculteurs exploitants, chefs d'entreprises, professions intermédiaires, inactifs.

## VI. Discussion et conclusion

Ces résultats permettent d'éclairer les mécanismes guidant l'organisation familiale de la prise en charge d'un parent âgé dépendant, dans le cas des fratries françaises de deux enfants. Au-delà de l'effet des besoins du parent sur la décision d'aide des enfants, nos résultats soulignent l'importance de la différenciation des comportements d'aide selon le rang. L'analyse des déterminants structurels et celle des interactions endogènes suggèrent d'interpréter le comportement des aînés comme une réponse à une forme de désignation sociale et celui des cadets comme le résultat d'un arbitrage économique entre les coûts et les avantages de l'aide.

Ces résultats permettent de réfléchir à la portée des politiques publiques de prise en charge des personnes âgées dépendantes. Dans le cadre décrit par nos résultats, une politique d'aide aux aidants pourrait vraisemblablement renforcer la divergence des comportements entre membres de la fratrie : elle pourrait en effet renforcer l'injonction normative à aider qui pèse essentiellement sur les aînés, et dont l'implication découragerait celle de leurs cadets. A l'inverse, une politique qui encourage le recours à l'aide professionnelle, comme la subvention de l'aide professionnelle, pourrait limiter les écarts au sein de la fratrie, du point de vue de l'implication dans l'aide et, éventuellement, du type de tâches effectuées. Dans une perspective plus large d'économie de la famille, nos résultats permettent en outre de réfléchir à l'allocation intrafamiliale des ressources – et aux éventuelles inégalités intrafamiliales – dans une perspective dynamique.En effet, plusieurs travaux montrent qu'au début du cycle de vie « familial », à l'enfance des enfants et à l'âge adulte des parents, les aînés font en moyenne l'objet d'un investissement plus marqué de la part des parents (ressources matérielles, suivi scolaire etc.), susceptible d'influencer significativement le niveau de diplôme atteint par les aînés par rapport aux autres membres de leur fratrie (Wolff et Jellal, 2002 ; Mechoulan et Wolff, 2015). Nos résultats suggèrent que cette différence de traitement doit être analysée dans une perspective dynamique. En effet, plus tard dans le cycle de vie familial, à l'âge adulte des enfants et durant la vieillesse des parents, les logiques d'allocation des ressources, de la part des enfants vers les parents cette fois-ci, diffèrent à nouveau selon le rang des enfants dans la fratrie. Les aînés sont alors mobilisés d'une manière particulière lorsque la composition de la fratrie semble le désigner prioritairement comme aidant.

Ces premiers résultats sur données françaises appellent évidemment des approfondissements. Il serait opportun de pouvoir clarifier les mécanismes sous-jacents à l'effet des variables mis en lumière : s'agit-il d'une plus forte sollicitation des enfants par les parents ou de plus fortes incitations à aider pour les enfants, quelques soient les sollicitations de leur parent ? Pour étudier cette question, des données sur les demandes exprimées ou la fréquence des contacts avec l'un ou l'autre membre de la fratrie seraient nécessaires. Il serait également pertinent de prendre en compte l'ancienneté de la dépendance et de l'aide apportée par les enfants, pour observer une éventuelle différenciation des déterminants d'aide selon l'ancienneté de la configuration d'aide. On pourrait enfin envisager, si la taille de l'échantillon le permet, d'affiner l'analyse de l'effet des variables en intégrant des termes d'interactions, distinguant par exemple l'effet du statut d'emploi selon le sexe de l'enfant. En termes de modélisation, notre formalisation des comportements d'aide, en considérant simplement l'opposition entre être aidant ou non, est relativement rigide. Elle ne dit rien des modalités de l'aide, notamment de la nature et du volume des aides, qui mériteraient d'être étudiées : une situation où les deux enfants sont aidants peut évidemment renvoyer à des modes d'organisation et de répartition de l'aide très variés. Par ailleurs, nos résultats ne sont valables que pour un type de fratrie donné. S'il semble essentiel de réfléchir à une formalisation qui permette d'étudier des fratries plus nombreuses, il faudrait également envisager d'intégrer des variations dans les structures familiales considérées, même à deux enfants. Il serait notamment opportun de prendre en compte la spécificité de l'organisation de l'aide dans les familles recomposées.

## REFERENCES


**BAGUELIN** Olivier, **GRAMAIN** Agnès, 2008, « Aides professionnelles et mobilisation familiale : la prise en charge des personnes démentes », *Retraite et société*, 53(1), p. 113‑145.

**BONNET** Carole, **CAMBOIS** Emmanuelle, **CASES** Chantal, **GAYMU** Joëlle, 2013, « La dépendance : quelles différences entre les hommes et les femmes ? », *Gérontologie et société*, 145(2), p. 55‑66.

**BROCK** William A., **DURLAUF** Steven N., 2001, « Interactions-based model », *in Handbook of Econometrics*, Elsevier, p. 3297‑3380.

**BYRNE** David, **GOEREE** Michelle S., **HIEDEMANN** Bridget, **STERN** Steven, 2009, « Formal Home Health Care, Informal Care, and Family Decision Making », *International Economic Review*, 50(4), p. 1205‑1242.

**CHANG** Cyril F., **WHITE-MEANS** Shelley I., 1995, « Labour supply of informal caregivers », *International Review of Applied Economics*, 9(2), p. 192‑205.

**CHECKOVICH** Tennille J., **STERN** Steven, 2002, « Shared Caregiving Responsibilities of Adult Siblings with Elderly Parents », *The Journal of Human Resources*, 37(3), p. 441‑478.

**COE** Norma B., **VAN HOUTVEN** Courtney Harold, 2009, « Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent », *Health Economics*, 18(9), p. 991‑1010.

**COLOMBO** Francesca, **LLENA-NOZAL** Ana, **MERCIER** Jérôme, **TJADENS** Frits, 2011, *Help wanted ? Providing and Paying for Long-Term Care*, OECD Publishing, Paris, OECD, OECD Health Policy Studies.

**ENGERS** Maxim, **STERN** Steven, 2002, « Long-term care and family bargaining », *International Economic Review*, 43(1), p. 73‑114.

**ETTNER** Susan L., 1994, « The Effect of the Medicaid Home Care Benefit Onlong-Term Care Choices of the Elderly », *Economic Inquiry*, 32(1), p. 103‑127.

**ETTNER** Susan L., 1995, « The impact of “parent care” on female labor supply decisions », *Demography*, 32(1), p. 63‑80.

**FONTAINE** Roméo, 2011, *Le soutien familial aux personnes âgées dépendantes. Analyses micro-économétriques des comportements individuels et familiaux de prise en charge.*, Thèse de doctorat, Paris Dauphine, 244 p.

**FONTAINE** Roméo, **GRAMAIN** Agnès, **WITTWER** Jérôme, 2007, « Les configurations d’aide familiales mobilisées autour des personnes âgées dépendantes en Europe », *Economie et statistique*, 403-404, p. 97‑115.

**FONTAINE** Roméo, **GRAMAIN** Agnès, **WITTWER** Jérôme, 2009, « Providing care for an elderly parent: interactions among siblings? », *Health Economics*, 18(9), p. 1011‑1029.

**HIEDEMANN** Bridget, **STERN** Steven, 1999, « Strategic play among family members when making long-term care decisions », *Journal of Economic Behavior & Organization*, 40(1), p. 29‑57.

**HOERGER** Thomas J., **PICONE** Gabriel A., **SLOAN** Frank A., 1996, « Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of the Elderly », *The Review of Economics and Statistics*, 78(3), p. 428.

**MANSKI** Charles F., 1993, « Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem », *The Review of Economic Studies*, 60(3), p. 531‑542.

**MANSKI** Charles F., 2000, « Economic analysis of social interactions », *The Journal of Economic Perspectives*, 14(3), p. 115‑136.

**MASSON** Luc, 2013, « Avez-vous eu des enfants ? Si oui, combien? », France, portrait social - INSEE Références.

**MECHOULAN** Stéphane, **WOLFF** François-Charles, 2015, « Intra-household allocation of family resources and birth order: evidence from France using siblings data », *Journal of Population Economics*, 28(4), p. 937‑964.

**MEMBRADO** Monique, 2013, « Le genre et le vieillissement: Regard sur la littérature », *Recherches féministes*, 26(2), p. 5‑24.

**MILLER** Baila, **MONTGOMERY** Andrew, 1990, « Family caregivers and limitations in social activities », *Research on aging*, 12(1), p. 72‑93.

**MULDER** Clara H., **VAN DER MEER** Marieke J., 2009, « Geographical distances and support from family members », *Population, Space and Place*, 15(4), p. 381‑399.

**PENNEC** Simone, 2004, « Les tensions entre engagements privés et engagements collectifs, des variations au cours du temps selon le genre et les groupes sociaux », *Lien social et Politiques*, 51, p. 97‑107.
**PENNEC** Simone, 2007, « Comment les enfants s'occupent-ils de leurs parents ? Pratiques et logiques filiales », *in Quand nos parents vieillissent*, Autrement, Mutations, p. 352.
**PETITE** Ségolène, **WEBER** Amandine, 2006, « Les effets de l'allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées à domicile », *Etudes et résultats*, 459, DREES.
**PEZZIN** Liliana E., **KEMPER** Peter, **RESCHOVSKY** James, 1996, « Does Publicly Provided Home Care Substitute for Family Care? Experimental Evidence with Endogenous Living Arrangements », *The Journal of Human Resources*, 31(3), p. 650‑676.
**PEZZIN** Liliana E., **POLLAK** Robert A., **SCHONE** Barbara S., 2007, « Efficiency in family bargaining: Living arrangements and caregiving decisions of adult children and disabled elderly parents », *CESifo Economic Studies*, 53(1), p. 69‑96.
**PEZZIN** Liliana E., **SCHONE** Barbara Steinberg, 1999, « Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving: A Bargaining Approach », *The Journal of Human Resources*, 34(3), p. 475‑503.
**SLOAN** Frank A., **PICONE** Gabriel, **HOERGER** Thomas J., 1997, « The supply of children's time to disabled elderly parents », *Economic Inquiry*, 35(2), p. 295‑308.
**SOULLIER** Noémie, 2012, « Aider un proche âgé à domicile: la charge ressentie », *Etudes et résultats*, 799, DREES.
**SOULLIER** Noémie, **WEBER** Amandine, 2011, « L'implication de l'entourage et des professionnels auprès des personnes âgées à domicile », *Etudes et résultats*, 771, DREES.
**STERN** Steven, 1994, « Two Dynamic Discrete Choice Estimation Problems and Simulation Method Solutions », *The Review of Economics and Statistics*, 76(4), p. 695‑702.
**TAMER** Elie, 2003, « Incomplete Simultaneous Discrete Response Model with Multiple Equilibria », *The Review of Economic Studies*, 70(1), p. 147‑165.
**WEBER** Florence, 2011, *Handicap et dépendance : drames humains, enjeux politiques*, Paris, Éditions Rue d'Ulm : Presses de l'École normale supérieure, 75 p.
**WEBER** Florence, **TRABUT** Loïc, **BILLAUD** Solène, 2014, *Le Salaire de la confiance. L'aide à domicile aujourd'hui.*, Éditions rue d'Ulm, Paris, 368 p.
**WOLFF** François-Charles, 2006, « Les transferts ascendants au Bangladesh, une décision familiale? », *L'Actualité économique*, 82(1-2), p. 271‑316.
**WOLFF** François-Charles, **JELLAL** Mohamed, 2002, « Aides aux parents âgés et allocation intra-familiale », *Revue économique*, 53(4), p. 863‑885.

## ANNEXES

### Annexe 1 : Distinguer les personnes âgées dépendantes des « personnes handicapées vieillissantes »

Afin de garantir l'homogénéité des situations étudiées, il est important de concentrer l'analyse sur les fratries confrontées à la prise en charge d'un parent dont les incapacités sont apparues à un âge avancé. Il est probable que, dans le cas de parents handicapés vieillissants, les configurations d'aide familiales soient antérieures à l'entrée dans la vieillesse et possèdent des caractéristiques propres à la prise en charge du handicap.

Les différentes réformes des politiques publiques depuis 1975 rendent complexe l'identification des personnes handicapées vieillissantes dans notre échantillon. Aujourd'hui, le dispositif de compensation des incapacités distingue deux catégories de personnes selon l'âge auquel elles sont atteintes d'incapacités. Les personnes atteintes avant leurs 60 ans sont éligibles à la prestation compensatrice du handicap (PCH), créée en 2006, Lorsque ces personnes atteignent 60 ans, elles conservent le bénéfice de cette allocation. Les personnes atteintes après leurs 60 ans sont éligibles à l'allocation personnalisée d'autonomie (APA), créée en 2002. La barrière des 60 ans n'est cependant apparue dans le cadre institutionnel français qu'en 1998, avec la création de la prestation spécifique dépendance (PSD), remplacée depuis par l'APA. Dans la période antérieure, une seule et même allocation, l'Allocation compensatrice pour tierce personne (ACTP), mise en place en 1975, couvrait toute personne atteinte d'incapacités, quel que soit son âge. Les personnes qui bénéficiaient de l'ACTP avant 1998, quel que soit l'âge auquel elles avaient obtenu cette allocation, ont pu, par respect du principe de maintien des droits, conserver le bénéfice de l'ACTP.

En conséquence, dans notre échantillon, les personnes âgées de plus de 60 ans en 2008 (date de l'enquête HSM) qui déclarent bénéficier à cette date de la PCH sont nécessairement des personnes handicapées vieillissantes. Ces 6 observations sont donc supprimées de l'échantillon. Un de ces six enquêtés était un parent âgé, seul et dépendant avec deux enfants (sous-échantillon d'analyse). Les personnes ayant entre 60 et 70 ans en 2008 (qui avaient donc moins de 60 ans lors de la création de la PSD) et qui déclarent percevoir l'ACTP sont, elles aussi, nécessairement des personnes handicapées vieillissantes, puisqu'elles ont été reconnues éligibles à l'ACTP avant leurs 60 ans. Parmi ces 10 observations, un enquêté appartenait au sous-échantillon d'analyse. Enfin, les personnes ayant plus de 70 ans en 2008 (qui avaient donc déjà plus de 60 ans en 1998) peuvent avoir été reconnues éligibles à l'ACTP soit avant leur 60 ans (catégorie des personnes handicapées vieillissantes) soit après (catégorie des personnes âgées dépendantes). Devant l'ambiguïté de leur situation, ces 13 observations ont été conservées dans l'échantillon. Parmi eux, 4 individus appartiennent au sous-échantillon d'analyse.

### Annexe 2 : Effet du protocole d'enquête dans les cas présentant plus de dix aidants déclarés

Chaque enquêté d'HSM qui déclare recevoir de l'aide de la part d'aidants non professionnels est invité à lister jusqu'à 10 aidants informels. A ces aidants est attribué un numéro d'aidant. Dans notre analyse, un enfant est considéré comme aidant s'il a un numéro d'aidant. Cependant, si l'enquêté a plus de dix aidants informels, il peut arriver qu'un enfant soit aidant sans avoir de numéro d'aidant (aidant « censuré »). Le questionnaire permet de savoir s'il existe des aidants additionnels (en plus des 10 précédemment cités) : on peut ainsi repérer les observations pour lesquelles un enfant aidant aurait pu être censuré par le protocole. Trois observations correspondant à cette situation (l'enquêté a plus de dix aidants au total et plusieurs enfants dont certains n'ont pas de numéro d'aidant) ont été supprimées de l'échantillon.

**Annexe 3 : Règle de sélection**

La règle de sélection choisie dans notre estimation[19] attribue une probabilité d'être observée à chaque configuration d'aide familiale conditionnellement à l'ensemble des équilibres de Nash (équation 1).

$$sel\left(k_j, N_j\right) \equiv \mathrm{P}(k_j/\mathrm{N_j}) \quad \textbf{(1)}$$

Elle vérifie les conditions décrites dans les équations 2 à 4 :

$$sel\left(k_j, N_j\right) \geq 0 \quad \textbf{(2)}$$

$$\sum_{k_j} sel\left(k_j, N_j\right) = 1 \quad \textbf{(3)}$$

$$\forall\, N_j \neq \{\emptyset\}\, et\, k_j \notin N_j, sel\left(k_j, N_j\right) = 0 \quad \textbf{(4)}$$

On peut donc exprimer la probabilité d'observer chaque configuration d'aide familiale en fonction de la probabilité que cette configuration soit le seul équilibre de Nash possible et de la probabilité que cette configuration soit choisie en cas d'équilibre multiple ou d'absence d'équilibre (équations 5 à 8).

$$P\left(k_j = 0\right) = P\left(N_j = \{0\}\right) + sel(0,\{0,3\}).P\left(N_j = \{0,3\}\right) + sel\,(0,\{\emptyset\}).P(N_j = \{\emptyset\}) \quad \textbf{(5)}$$

$$P\left(k_j = 1\right) = P\left(N_j = \{1\}\right) + sel(1,\{1,2\}).P\left(N_j = \{1,2\}\right) + sel\,(1,\{\emptyset\}).P(N_j = \{\emptyset\}) \quad \textbf{(6)}$$

$$P\left(k_j = 2\right) = P\left(N_j = \{2\}\right) + sel(2,\{1,2\}).P\left(N_j = \{1,2\}\right) + sel\,(2,\{\emptyset\}).P(N_j = \{\emptyset\}) \quad \textbf{(7)}$$

$$P\left(k_j = 3\right) = P\left(N_j = \{3\}\right) + sel(3,\{0,3\}).P\left(N_j = \{0,3\}\right) + sel\,(3,\{\emptyset\}).P(N_j = \{\emptyset\}) \quad \textbf{(8)}$$

La probabilité qu'une configuration soit le seul équilibre de Nash, la probabilité des équilibres multiples et la probabilité d'une absence d'équilibre s'expriment en fonction des probabilités que chaque configuration soit un équilibre de Nash (qui sont définies par le modèle théorique, voir équations (12) à (15) dans l'article) :

$$P\left(\mathrm{N_j} = \{0\}\right) = P\left(0 \in N_j\right) - P\left(N_j = \{0;3\}\right) \quad \textbf{(9)}$$

$$P\left(\mathrm{N_j} = \{1\}\right) = P\left(1 \in N_j\right) - P\left(N_j = \{1;2\}\right) \quad \textbf{(10)}$$

$$P\left(\mathrm{N_j} = \{2\}\right) = P\left(2 \in N_j\right) - P\left(N_j = \{1;2\}\right) \quad \textbf{(11)}$$

$$P\left(\mathrm{N_j} = \{3\}\right) = P\left(3 \in N_j\right) - P\left(N_j = \{0;3\}\right) \quad \textbf{(12)}$$

$$P\left(\mathrm{N_j} = \{1;2\}\right) = \mathrm{I}_{\beta_1<0,\beta_2<0}.[P\left(0 \in N_j\right) + P\left(1 \in N_j\right) + P\left(2 \in N_j\right) + P\left(3 \in N_j\right) - 1\,] \quad \textbf{(13)}$$

$$P\left(\mathrm{N_j} = \{0;3\}\right) = \mathrm{I}_{\beta_1>0,\beta_2>0}.[P\left(0 \in N_j\right) + P\left(1 \in N_j\right) + P\left(2 \in N_j\right) + P\left(3 \in N_j\right) - 1\,] \quad \textbf{(14)}$$

$$P\left(\mathrm{N_j} = \{\emptyset\}\right) = \mathrm{I}_{\beta_1.\beta_2<0}.[1 - P\left(0 \in N_j\right) + P\left(1 \in N_j\right) + P\left(2 \in N_j\right) + P\left(3 \in N_j\right)\,] \quad \textbf{(15)}$$

Avec :

- $\mathrm{I}_{\beta_1<0,\beta_2<0}$ une indicatrice égale à 1 si $\beta_1$ et $\beta_2$ sont de même signe et négatifs (interactions symétriques).
- $\mathrm{I}_{\beta_1>0,\beta_2>0}$ une indicatrice égale à 1 si $\beta_1$ et $\beta_2$ sont de même signe et positifs (interactions symétriques).
- $\mathrm{I}_{\beta_1.\beta_2>0}$ une indicatrice égale à 1 si $\beta_1$ et $\beta_2$ sont de signes opposés (interactions asymétriques).

Il est donc finalement possible d'exprimer la probabilité d'observer une configuration d'aide donnée comme une fonction des variables exogènes et des paramètres $\beta_1, \beta_2, \alpha_1, \alpha_2, \rho$.

[19] Voir Fontaine et al. (2009) pour la discussion des autres possibilités permettant de dépasser le problème d'incomplétude.

La règle de sélection choisie ici est exogène et attribue une probabilité égale d'être sélectionnée à chaque équilibre de Nash en cas d'équilibres multiples et à chacune des quatre configurations d'aide en l'absence d'équilibre.

$$\forall\, i \in \{0,1,2,3\}, \quad sel(i,\{\emptyset\}) = 0.25 \qquad \textbf{(16)}$$

$$\forall\, i \in \{1,2\}, \quad sel(i,\{1,2\}) = 0.5 \qquad \textbf{(17)}$$

$$\forall\, i \in \{0,3\}, \quad sel(i,\{0,3\}) = 0.5 \qquad \textbf{(18)}$$

Une fois définis les paramètres de la règle de sélection, les paramètres $\beta_1, \beta_2, \alpha_1, \alpha_2, \rho$ peuvent être estimés en maximisant la vraisemblance.

**Annexe 4 : Définitions et statistiques descriptives des variables explicatives**

**TABLEAU 7 : définition et modalités des variables explicatives du modèle**

| Variable | Définitions | Modalités |
|---|---|---|
| **(1) Caractéristiques de l'enfant** | | |
| Âge | Âge de l'enfant | Variable continue |
| Situation familiale | Croise les variables concernant la vie de couple de l'enfant et la variable concernant le nombre d'enfants de l'enfant (déclaré par le parent) | Célibataire et sans enfants |
| | | En couple et/ou avec enfants |
| Situation d'emploi | Activité professionnelle de l'enfant déclaré par le parent | Inactif : retraité(e), femme ou homme au foyer, handicap |
| | | Actif : actif occupé (en emploi) ou inoccupé (chômeur), étudiant |
| | *Variable alternative* : statut d'emploi handicapé | Handicapé |
| | | Non handicapé |
| **(2) Caractéristiques du parent** | | |
| Âge du parent | Âge du parent | Variable continue |
| Sexe du parent | Sexe du parent | Homme |
| | | Femme |
| Dépendance du parent | Niveau de difficulté dans la réalisation des activités ADL (se laver, s'habiller et se déshabiller, couper la nourriture ou se servir à boire, se servir des toilettes, se lever et se coucher du lit, s'assoir et se lever d'un siège.) | Dépendance lourde : l'individu déclare ne pas pouvoir faire seul l'une des activités ADL |
| | | Faible dépendance : pas de difficulté à faire seul l'une des activités ADL |
| Niveau d'éducation du parent | Diplôme au moins égal au baccalauréat (1e, 2e, ou 3e cycle universitaire, grande école, BTS, diplôme de niveau bac +2, baccalauréat général ou technique) | Ne pas être diplômé du bac |
| | | Être diplômé du baccalauréat au moins |
| Revenu du parent | Revenu mensuel moyen | Inférieur à 1800 € mensuel |
| | | Supérieur ou égal à 1800€ mensuel |
| **(3) Caractéristiques de la fratrie** | | |
| Composition de la fratrie | Composition de la fratrie en termes de sexe | Aîné fille / cadet garçon |
| | | Autres compositions |
| | *Variable alternative* : mixité de la fratrie | Fratrie mixte |
| | | Fratrie non mixte |
| Ecart d'âge dans la fratrie | Ecart entre l'âge de l'aîné et l'âge du cadet | Ecart d'âge inférieur ou égal à 10 ans |
| | | Ecart d'âge supérieur à 10 ans |

**TABLEAU 8 : caractéristiques de l'échantillon d'étude – variables explicatives**

| | | Toutes configurations | Aucun n'est impliqué | L'aîné seul est aidant | Le cadet seul est aidant | Les deux enfants sont aidants |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Caractéristiques de l'enfant** | | | | | | |
| Âge de l'enfant* | Aîné | **55 ans** | 52 ans | 55 ans | 58 ans | 55 ans |
| | Cadet | **49 ans** | 47 ans | 46 ans | 53 ans | 50 ans |
| Situation familiale : célibataire et sans enfants | Aîné | **17 %** (41) | 19 % | 23 % | 16 % | 10 % |
| | Cadet | **19 %** (47) | 12 % | 28 % | 14 % | 31 % |
| Statut d'emploi : inactif | Aîné | **38 %** (94) | 26 % | 49 % | 47 % | 40 % |
| | Cadet | **28 %** (69) | 13 % | 34 % | 44 % | 31 % |
| Statut d'emploi : handicapé | Aîné | **4 %** (9) | 4 % | 4 % | 3 % | 2 % |
| | Cadet | **6 %** (14) | 1 % | 13 % | 6 % | 7 % |
| **Caractéristiques du parent** | | | | | | |
| Âge du parent* | | **80 ans** | 77 ans | 83 ans | 82 ans | 80 ans |
| Sexe: femme | | **84 %** (205) | 77 % | 83 % | 89 % | 93 % |
| Forte dépendance | | **27 %** (65) | 15 % | 25 % | 39 % | 33 % |
| Diplômé du bac | | **12 %** (30) | 24 % | 2 % | 6 % | 7 % |
| Revenu mensuel ≥ 1 800 € | | **27 %** (67) | 24 % | 40 % | 33 % | 12 % |
| **Caractéristiques de la fratrie** | | | | | | |
| Composition : aîné fille / cadet garçon | | **27 %** (64) | 14 % | 49 % | 16 % | 45 % |
| Fratrie mixte | | **55 %** (135) | 45 % | 63 % | 56 % | 67 % |
| Ecart d'âge aîné - cadet > 10 ans | | **14 %** (34) | 10 % | 32 % | 9 % | 10 % |

*Champ* : personnes âgées dépendantes seules, vivant en ménage ordinaire et ayant deux enfants (244 observations).
*Source* : INSEE, enquête Handicap-Santé-Ménages, 2008
*Note* :
Effectifs entre parenthèses
*Variable continue : on présente les moyennes.
Les statistiques présentées ici sont les statistiques de l'échantillon utilisé pour l'estimation du modèle et ne sont donc pas pondérées.
*Rappel des définitions des variables* :
Inactif : retraité(e), femme ou homme au foyer, autre situation (handicap)
Actif : actif occupé (en emploi) ou inoccupé (chômeur), étudiant
Dépendance lourde du parent : l'individu déclare ne pas pouvoir faire seul l'une des activités ADL