



Munich Personal RePEc Archive

Transfers to elderly parents and intra household allocation

Jellal, Mohamed and wolff, François charles

Al Makrîzî Institut d'Économie

2002

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/38572/>

MPRA Paper No. 38572, posted 04 May 2012 13:21 UTC

Aides aux parents âgés et allocation intra-familiale

Mohamed Jellal*

François-Charles Wolff**

Cet article étudie la façon dont s'organise la prise en charge des parents âgés par leurs enfants et les motivations de ces transferts familiaux des enfants, en prenant en compte les interactions stratégiques entre les parents et leurs différents enfants. Nous étudions un modèle théorique de transferts intergénérationnels fondé sur l'altruisme où les frères et sœurs s'occupent de leurs parents (un bien public) sans recevoir de contrepartie. Les comportements d'aides ascendants sont étudiés à partir des données de l'enquête Cnav Trois Générations 1992. Les résultats économétriques, qui contrôlent l'hétérogénéité individuelle non observable pour les familles par des effets fixes, montrent que les aides non financières aux parents âgés sont surtout fonction de leurs besoins et de la disponibilité des enfants. Les comportements des enfants sont plutôt indépendants les uns des autres : il n'existe pas de compétition positive ou négative au sein des fratries lorsqu'il s'agit de s'occuper de ses vieux parents.

TRANSFERS TO ELDERLY PARENTS AND INTRA-HOUSEHOLD ALLOCATION

In this paper, we examine how children care for their elderly parents and the motives of these family transfers, accounting for interactions between parents and their different children. We study a theoretical model of intergenerational transfers based on altruism, where siblings care for their parents (a public good). Decisions of upstream assistance are analysed using data from a trigenerational survey. Econometric results, which control for unobserved heterogeneity within families using fixed effects, show that time-related transfers to elders mainly depend on the parental needs and the children's availability. Transfer behaviors from children are rather independent from each other: there does not exist any positive or negative competition within siblings when caring for elderly.

Classification JEL : D1, D64, J14

* École Supérieure de Commerce, Toulouse, France ; GREI, Centre d'Études Stratégiques, Université Mohammed V, Rabat, Maroc. E-mail : jellalmohamed@yahoo.fr

** Correspondance : LEN-CEBS, Faculté des Sciences Économiques, Université de Nantes, BP 52231 Chemin de la Censive du Tertre, 44322 Nantes Cedex 3, France ; CNAV et INED, Paris, France. E-mail : wolff@sc-eco.univ-nantes.fr.

Nous tenons à remercier Anne Lavigne, notre discutante, et Pierre Pestieau pour l'ensemble de leurs commentaires et suggestions lors de notre présentation à Bordeaux (29 mars 2001), ainsi qu'un referee anonyme pour ses remarques.

INTRODUCTION

La période actuelle de croissance économique dans les principaux pays européens ne doit pas pour autant faire oublier les difficultés qui pèsent à moyen et à long terme sur l'avenir des systèmes de retraites en place. Avec la coïncidence du vieillissement accru de la population (en particulier aux âges les plus avancés), la détérioration sensible du rapport du nombre des actifs sur le nombre de pensionnés, et le poids de la dette publique, il apparaît de plus en plus vraisemblable que les générations futures vont être amenées à connaître des conditions d'aisance financière moins favorables au cours de leurs vieux jours. Avec l'arrivée à la retraite dans les années à venir des cohortes nombreuses issues du baby-boom, la question d'intérêt pour ces personnes consiste à connaître le volume de ressources sur lequel elles vont pouvoir compter pendant la fin de leur vie. Ce débat crucial quant à l'avenir des pensions apparaît le plus souvent posé uniquement en des termes financiers. Il s'agit là malheureusement d'une approche très incomplète des solidarités intergénérationnelles, qui ignore la pluralité des formes de transferts organisées au profit des générations les plus âgées.

Outre la redistribution publique par les retraites, il existe en parallèle tout un système de transferts privés qui circulent au sein des familles entre les différentes générations, sous forme monétaire et non marchande. Il s'agit notamment d'aides régulières et de prêts en argent ainsi que des transferts en temps sous forme de soins, de services dans la vie quotidienne, et de contacts et de visites. Si les aides financières entrent directement en concurrence avec les retraites, les parents comptent avant tout sur leurs enfants pour recevoir des services et des aides en temps, qui ne présentent pas toujours de substituts marchands (Cox [1996], Ehrlich et Lui [1990]). Les parents retirent en effet une valeur émotionnelle lorsqu'ils sont mis en relation avec leurs enfants. Si leur évaluation reste souvent difficile, surtout pour les aides non financières, le poids de ces solidarités familiales ascendantes s'avère tout à fait conséquent¹.

En réponse à la modification probable du niveau des retraites dans les années à venir, on s'attend à une véritable transformation de la circulation de ces solidarités familiales, qui viendrait affecter l'ensemble des différentes générations. D'un côté, les actifs actuels seraient amenés à augmenter leurs aides à leurs parents âgés, à la fois en argent, en temps et sous forme de coresidence. De l'autre, les générations plus âgées vont sans doute devoir diminuer les aides qu'elles apportent à la fois à leurs enfants et à leurs petits-enfants. Ces répercussions en chaîne sur l'ensemble de la lignée familiale peuvent à terme affecter certains paramètres fondamentaux pour le développement économique, par exemple l'éducation. Pour pouvoir estimer ces conséquences, il convient donc d'étudier les déterminants de ces transferts familiaux ainsi que leurs motivations. Par exemple, est-ce que les aides des enfants dépendent de la situation des parents ou non ? Dans l'affirmative, une baisse des transferts publics aux plus

1. Le taux de diffusion des aides en argent reçues par les plus vieux est de l'ordre de 10 %, alors que la proportion est environ trois fois plus importante pour les aides en temps (Schoeni [1997]). Les visites et contacts entre parents et enfants sont également très fréquents (Sloan et Zhang [1998]).

âgés conduirait à une hausse de la solidarité familiale ascendante. Dans le cas contraire, les transferts familiaux resteraient inchangés.

Depuis une vingtaine d'années, les économistes se sont intéressés à ces motivations des transferts familiaux ascendants. Trois hypothèses principales peuvent être distinguées. Dans le modèle altruiste, les enfants se préoccupent du bien-être de leurs parents et ils leur versent des aides en argent et en temps en fonction de l'intensité de leur bienveillance et des niveaux de ressources des générations concernées (Becker [1991]). Dans les modèles d'échange, les aides aux parents s'inscrivent dans une relation de réciprocité entre les générations. Les enfants peuvent être rémunérés pour leur attention, du vivant ou bien au décès des parents (Cox [1987], Bernheim et al. [1985]). Les aides peuvent rembourser des transferts reçus des parents dans le passé (Cigno [1993]). Un dernier modèle fait référence à une formation des préférences, un altruisme endogène, où les enfants se préoccupent de leurs parents pour montrer l'exemple à leurs enfants, en espérant que ces derniers les imitent dans le futur (Cox et Stark [1996]). L'enjeu de ces motivations des transferts familiaux est d'importance, dans la mesure où leur connaissance renseigne sur l'efficacité des politiques de redistribution.

Initialement tournés sur les transferts aux enfants, les économistes se sont récemment intéressés à ces aides des enfants adultes au bénéfice de leurs parents âgés (par exemple McGarry et Schoeni [1997], Sloan et al. [1997], pour les États-Unis ; Wolff [2000], pour la France). Toutefois, les études empiriques sur ce thème ignorent généralement la possibilité d'interactions stratégiques entre les frères et sœurs lorsqu'il s'agit de s'occuper des parents. Habituellement, on admet qu'un seul enfant intervient dans le processus de décision pour prendre en charge les parents âgés. Du point de vue empirique, cette hypothèse simplificatrice présente l'avantage de pouvoir étudier les motivations des aides à partir du comportement d'un unique enfant par famille. Elle occulte en contrepartie la possibilité que les transferts aux parents résultent d'une décision complexe entre les différents frères et sœurs¹. Par exemple, le soutien aux plus âgés peut correspondre à une décision collective vérifiant la propriété d'efficacité parétienne, ou bien chaque enfant peut adopter une attitude non coopérative.

Le rôle de ces interactions dans la fratrie apparaît pourtant clairement dans l'étude des motivations des transferts. Les parents âgés représentent une charge que les enfants doivent se partager. Il se pose alors un problème classique de *free-riding*, tel que chaque enfant a intérêt à faire peu pour ses ascendants en espérant que ses frères et sœurs en feraient davantage. Les différentes décisions de transferts sont alors interdépendantes. Il apparaît donc fondamental de mieux connaître la nature de ces arrangements familiaux entre les frères et sœurs, ainsi que le caractère intéressé ou désintéressé de leurs motivations. Les enjeux de cette question sont importants à la fois pour les générations actuellement à la retraite et pour les générations futures qui se caractérisent par une descendance réduite. Les implications, quant à l'avenir des systèmes de retraite, sont évi-

1. Ces interactions potentielles au sein de la fratrie sont prises en compte dans plusieurs travaux récents (Engers et Stern [2002], Stern et Hiedemann [1999], Konrad et al. [2002], Stern [1995]). Pour une approche sur les transferts des parents aux enfants avec plusieurs donateurs, voir Schoeni [2000].

dentes. Si les enfants modifient leurs comportements en fonction de la seule richesse de leurs parents, alors la moindre accumulation patrimoniale qui accompagnerait une baisse des pensions (en particulier pour les parents âgés les moins fortunés) devrait avoir un effet fortement désincitatif sur le soutien futur des enfants.

Notre contribution étudie ces interactions complexes qui peuvent exister entre les frères et sœurs pour s'occuper des parents. L'analyse demeure exploratoire, étant donné la multiplicité des arrangements familiaux qui peuvent émerger entre frères et sœurs : attitudes coopératives, non coopératives, compétition stratégique, coalitions, etc. Nous proposons un modèle d'aide où les enfants sont altruistes et le bien-être des parents correspond à un bien public, auquel cas apparaît un problème de *free-riding* où chaque enfant cherche à faire le moins de transferts ascendants possible. Les implications théoriques sont ensuite testées à partir d'une enquête sur les aides dans les familles trigénérationnelles réalisée en 1992 pour la France, qui permet de tenir compte des éventuelles interactions stratégiques entre les frères et sœurs.

Le plan est organisé de la manière suivante. Le modèle théorique avec les parents comme bien public est décrit en section 2, avec la possibilité de choix d'aides coopératifs ou non coopératifs. La section 3 présente les données et propose une analyse statistique pour évaluer les interactions entre les transferts versés par les différents enfants aux parents. L'analyse économétrique en section 4, qui porte sur les déterminants de ces transferts, examine les interdépendances entre les comportements d'aides au sein des fratries et s'interroge sur la possibilité de relations stratégiques entre les générations. La section 5 conclut.

LES PARENTS COMME BIEN PUBLIC

Dans le modèle altruiste, les enfants retirent du bien-être de leur propre consommation et de la satisfaction de leurs parents (Becker [1991]). Ils versent alors des transferts financiers ou en temps pour procéder à une compensation parfaite des ressources entre les générations. Cette hypothèse est généralement étudiée avec un enfant et des parents, ou bien avec plusieurs bénéficiaires, mais jamais avec plusieurs donateurs dans la littérature sur les transferts. Outre cette extension à plusieurs aidants, nous proposons un modèle où les enfants se préoccupent des besoins des parents, ces besoins n'étant pas connus par les enfants.

On considère une famille qui comprend des parents et n enfants, avec $n > 1$. Les frères et sœurs doivent décider du volume d'aides qu'ils vont apporter aux parents, dont les besoins sont supposés aléatoires. Soit \tilde{B} la variable aléatoire qui indique le niveau de besoin des parents en termes de transferts ascendants, cette variable étant définie sur le support $\Omega = [0 ; +\infty[$ et caractérisée par la fonction de densité $f(\tilde{B})$ et la fonction de répartition $F(\tilde{B})$. Tous les enfants ont les mêmes croyances sur les besoins des parents. Ces besoins sont totalement couverts par l'ensemble des services qui proviennent des différents enfants. Si S_i est l'aide d'un enfant i , alors les parents reçoivent une aide globale $\sum_{i=1}^n S_i$. Chaque enfant est altruiste et donc heureux de voir les besoins de ses parents satisfaits,

ce qui correspond à la condition $\sum_{i=1}^n S_i \geq \tilde{B}$. Les parents retirent une rente $\tilde{U} = \sum_{i=1}^n S_i - \tilde{B}$ et leur niveau de satisfaction est tel que $\Pr(\tilde{U} \geq 0) = \Pr\left(\tilde{B} \leq \sum_{i=1}^n S_i\right)$, c'est-à-dire $\Pr(\tilde{U} \geq 0) = F\left(\sum_{i=1}^n S_i\right)$.

Pour réaliser des transferts ascendants, chaque enfant i dispose d'un revenu exogène Y_i . On note β le degré d'altruisme à l'égard des parents, avec $0 < \beta < 1$, ce paramètre étant identique pour chaque membre de la fratrie. Le niveau de satisfaction de chaque enfant V_i dépend de son propre niveau de consommation $C_i = Y_i - S_i$ pondéré par la probabilité que les parents soient satisfaits $F\left(\sum_{i=1}^n S_i\right)$, auquel il convient d'ajouter la rente espérée des parents pondérée par le degré d'altruisme. Afin d'obtenir des valeurs optimales simples pour le volume de transfert S_i , nous considérons le cas d'une utilité linéaire pour l'enfant. Sous ces hypothèses, le niveau d'utilité espéré pour chaque enfant i s'écrit :

$$V_i(S_i) = (Y_i - S_i) F\left(\sum_{i=1}^n S_i\right) + \beta \int_0^{\sum S_i} \left(\sum_{i=1}^n S_i - \tilde{B}\right) dF(\tilde{B}) \quad (1)$$

Chaque enfant cherche à maximiser son niveau d'utilité espérée. Compte tenu des interactions possibles, nous étudions successivement les situations de non-coopération et de coopération au sein de la fratrie¹.

Le cas non coopératif consiste pour chaque enfant à maximiser individuellement son utilité $V_i(S_i)$ par rapport à S_i . Les comportements des enfants sont supposés identiques et l'équilibre de Nash fournit le montant de l'aide procurée par chaque enfant ($\forall i = 1, \dots, n$) :

$$S_i = Y_i - (1 - \beta) F(nS_i) / f(nS_i) \quad (2)$$

Le transfert optimal dépend donc du revenu de l'enfant, du degré d'altruisme, du nombre de frères et sœurs, ainsi que de l'inverse du taux de hasard défini par $f(nS_i)/F(nS_i)$. On peut déterminer les effets de ces variables sur le transfert d'équilibre, sous l'hypothèse suivante sur les croyances des enfants. On admet que l'inverse du taux de hasard est croissant avec le montant d'aide globale, soit $d[F(nS_i)/f(nS_i)]/dnS_i \geq 0^2$. On s'attend alors aux prédictions théoriques suivantes : *i*) chaque enfant aide d'autant plus les parents qu'il est fortuné ($dS_i/dY_i \geq 0$) ; *ii*) l'aide augmente avec l'intensité de l'altruisme puisqu'un enfant bienveillant cherche à accroître la rente des parents ($dS_i/d\beta \geq 0$) ; *iii*) enfin, lorsque le nombre de frères et sœurs est important, chaque enfant apporte une contribution plus faible à l'aide aux parents ($dS_i/dn \leq 0$). On retrouve ici un problème de *free-riding* qui s'explique par la nature de bien public que représente le bien-être des parents.

Par opposition à cet équilibre de Nash, nous examinons à présent un équilibre coopératif, efficace au sens de Pareto, où tous les enfants cherchent à maximiser

1. La dérivation des différents résultats théoriques est exposée en annexe.
2. Il s'agit d'une hypothèse usuelle qui est vérifiée pour la plupart des lois de distribution standards, par exemple uniforme, normale, logistique ou bien exponentielle.

la somme globale de leurs satisfactions individuelles. Les enfants ont de nouveau des comportements symétriques, c'est-à-dire que les montants des aides individuelles sont identiques. Dans ce cas, l'équilibre coopératif pour l'aide donnée par chaque enfant devient ($\forall i = 1, \dots, n$) :

$$S_i = Y_i - (1/n - \beta) F(nS_i)/f(nS_i) \quad (3)$$

Compte tenu de cette valeur optimale, on vérifie que les effets obtenus pour le revenu de l'enfant et pour le degré d'altruisme demeurent positifs sur le montant de l'aide fournie. En revanche, la mise en place d'une coopération dans la fratrie modifie l'incidence du nombre de frères et sœurs. L'effet de n sur S_i est désormais indéterminé. Avoir de nombreux collatéraux peut diminuer ou bien augmenter le montant d'aide que fournit chaque enfant.

La comparaison des montants (2) et (3) révèle que la coopération entre les frères et sœurs induit un montant de transfert par enfant plus élevé dans le cas coopératif que dans le cas non coopératif (pour $n > 1$). Autrement dit, pour être aidé sur leurs vieux jours, il est préférable pour les parents d'avoir des enfants en grand nombre et coopératifs. Dans le cas contraire, il convient de leur inculquer un esprit de coopération. Par exemple, dans sa discussion sur l'endogénéité des préférences, Becker [1993] souligne l'intérêt d'inculquer de bonnes valeurs à ses enfants si l'on veut être aidé sur ses vieux jours. Pour reprendre Frank [1988], le meilleur moyen de favoriser l'altruisme est en effet de se comporter soi-même en altruiste.

Puisque tous les frères et sœurs prennent en compte le bien-être des parents, chaque enfant va avoir le désir que les autres membres de la fratrie participent aux transferts. Une telle situation est d'autant plus probable qu'il existe une norme conduisant à une pression des frères et sœurs, norme dont l'exécution serait crédible. Il est alors possible d'inclure une sanction familiale en cas de déviation par rapport à la norme, donnée ici par le niveau de transfert moyen des enfants $\sum_j S_j/n$. Soit $\Psi\left(\sum_j S_j/n - S_i\right)$ la fonction qui indique cette sanction familiale, désormais prise en compte dans les décisions des enfants¹. Dans ce cas, le niveau de transfert par enfant à l'équilibre, étant donné la pression familiale, devient :

$$S_i = Y_i - (1 - \beta - \Psi'(0)) F(nS_i)/f(nS_i), \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (4)$$

L'aide est donc plus importante avec la sanction d'équilibre ($dS_i/d\Psi'(0) > 0$).

Il convient de s'interroger sur l'existence d'une norme optimale conduisant au niveau de transfert coopératif, puisque l'émergence des normes au sein de la famille a pour objet l'instauration de l'efficacité. Pour obtenir le niveau optimal de sanction, il suffit de comparer les valeurs des transferts coopératifs (3) et (4).

1. Avec la norme sociale, chaque enfant maximise désormais l'utilité espérée :

$$V_i(S_i) = \left(Y_i - S_i - \Psi\left(\sum_{j=1}^n S_j - S_i\right) \right) F\left(\sum_{i=1}^n S_i\right) + \beta \int_0^{\sum S_i} \left(\sum_{i=1}^n S_i - \tilde{B} \right) dF(\tilde{B})$$

Avec la normalisation $\Psi(0) = 0$, la condition de premier ordre correspondante s'écrit :

$$- (1 + \Psi'(0)) F(nS_i) + (Y_i - S_i) f(nS_i) + \beta F(nS_i) = 0.$$

Ces deux montants sont égalisés lorsque la condition $\Psi'(0) = 1 - 1/n$ est vérifiée. Cette sanction optimale, qui assure donc la coopération dans la fratrie, dépend seulement du nombre d'enfants. Par différenciation, on vérifie que l'inégalité $d\Psi'(0)/dn > 0$ est satisfaite. Ainsi, en présence de nombreux enfants, la sanction efficace devrait être plus sévère puisque, dans ce cas, les comportements de *free-riding* se mettent plus facilement en œuvre. Seule une sanction forte assure des choix des transferts coopératifs de la part des frères et sœurs.

ANALYSE DESCRIPTIVE

Les données

Les comportements de transferts sont étudiés à partir de l'enquête Trois Générations, réalisée en 1992 par la Caisse nationale d'assurance vieillesse, qui montre l'importance des échanges financiers et non financiers au sein de la famille élargie (Attias-Donfut [1995]). Toutefois, dans les différentes études sur les transferts réalisées à partir de cette enquête, les interactions potentielles entre frères et sœurs n'ont jamais été prises en compte.

Cette source statistique comporte un échantillon de familles à trois générations, grands-parents, parents et enfants adultes, construit de la façon suivante. En premier lieu, un échantillon de parents âgés de 49 à 53 ans à la date de l'enquête a été interrogé ; ces individus ont alors été contactés par téléphone afin de savoir s'ils avaient ou non au moins un parent en vie et au moins un enfant adulte. Un échantillon de 1 958 pivots a ainsi été constitué et ces individus ont été questionnés à la fois sur leurs caractéristiques socio-économiques et sur leurs relations intergénérationnelles avec leurs ascendants et leurs descendants. En second lieu, un parent et un enfant par famille ont été interrogés sur le même questionnaire, les adresses de ces personnes ayant été fournies par les pivots¹. Si l'échantillon est représentatif des familles trigénérationnelles en France, il faut souligner que certaines cohortes ne sont pas ou peu représentées dans l'échantillon, puisque les pivots sont exclusivement nés entre 1939 et 1943. Ces sélections limitent la portée des résultats obtenus, qui sont valides seulement pour ce type de familles à trois générations adultes.

Puisque nous nous intéressons à des aides aux personnes âgées, nous étudions les transferts reçus par les grands-parents de leurs enfants, les pivots. Entre ces générations, l'enquête indique plusieurs types de solidarités : des aides en argent, des transferts en temps sous forme de soins et des transferts sous forme d'attention, contacts et visites. Un problème pour ces données tient à ce que l'on ne dispose pas de la même information pour les différentes formes d'aides. Par exemple, on connaît avec précision le volume de services, d'un côté les contacts, de l'autre les visites, qui est reçu par les parents de chaque enfant ; en revanche, on connaît seulement les deux aidants principaux pour les aides en temps, alors qu'un seul aidant est connu pour les versements financiers. Ceci pose donc un

1. L'échantillon comprend 1 217 grands-parents, 1 958 pivots et 1 493 jeunes, soit 1 958 familles trigénérationnelles.

problème pour étudier les interactions dans la fratrie, avec une information partielle sur ce type de solidarités.

Dans l'enquête, la variable d'attention est codée suivant plusieurs catégories qui indiquent les différentes fréquences de contacts et de visites au cours de l'année. Suivant Cox et Rank [1992], nous avons converti ces fréquences en un nombre annuel de contacts ou de visites équivalent¹. Les données permettent d'avoir des renseignements à la fois sur les parents et sur les enfants. Les parents sont en effet interrogés sur un ensemble de caractéristiques démo-économiques pour chacun de leurs enfants, à l'exception du revenu de ces derniers. Avec ce type d'information où l'on a plusieurs observations par famille, il devient possible de corriger l'hétérogénéité non observable en utilisant les techniques économétriques de panel, par des procédures à effets aléatoires et à effets fixes. Cette correction est importante, puisque les caractéristiques des frères et sœurs ont de fortes chances d'être fortement corrélées pour une famille. Par exemple, des enfants dont les parents sont diplômés vont avoir eux-mêmes plus souvent un niveau d'éducation important.

Les contacts au sein de la fratrie

D'un point de vue empirique, il apparaît difficile de mettre en évidence la nature des interactions entre les frères et sœurs, compte tenu de la multiplicité des arrangements familiaux qui peuvent être envisagés ainsi que de la diversité des attitudes entre les différentes familles. Nous proposons ici plusieurs tests descriptifs qui cherchent à caractériser la nature des comportements des différents enfants. D'après l'enquête, on connaît avec précision le volume d'attention qui est fourni par chaque enfant. En conséquence, il devient possible de mener deux analyses distinctes : l'une à partir des transferts globaux reçus par les parents, l'autre à partir des différents transferts individuels versés par les enfants.

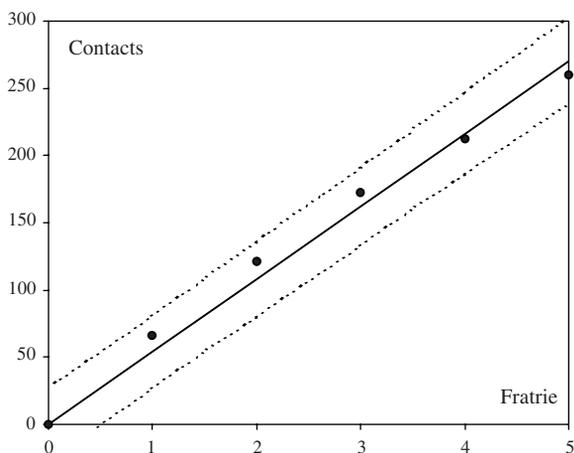
La première étude concerne le volume global d'attention dont bénéficient les parents, cette variable étant obtenue à partir de la somme des contacts reçus des différents enfants. Le seul fait de connaître la distribution des transferts reçus par les parents en fonction du nombre d'enfants permet de tester l'éventuelle indépendance des décisions des frères et sœurs (Bommier [1995]). Soit S_i l'attention d'un enfant retenue sous la forme $S_i = e s_i$, avec e une variable aléatoire commune à tous les enfants d'une même famille et s_i une composante propre à chaque enfant. Dans ce cas, la somme totale des transferts reçus par des parents ayant n enfants est donnée par $S = \sum_{i=1}^n S_i = e \sum_{i=1}^n s_i$. Sans perte de généralité, on suppose que $E(s_i) = 1$ et on note $m_e = E(e)$, $\sigma_e^2 = \text{Var}(e)$ et $\sigma_s^2 = \text{Var}(s_i)$. Si l'aide donnée par un enfant ne dépend ni du nombre, ni du comportement des frères et sœurs, alors on doit avoir les relations $E(S|n) = n m_e$ et $\text{Var}(S|n) = n^2 \sigma_e^2 + n(\sigma_e^2 \sigma_s^2 + \sigma_s^2 m_e)$. Ainsi, on s'attend à ce que la moyenne des contacts reçus suive une loi linéaire passant par l'origine et que la

1. Plus précisément, recevoir des visites plusieurs fois par semaine est codé 100, une fois par semaine 52, deux fois par mois 24, ..., une fois par an 1 et l'absence de visite correspond à 0.

variance de cette variable suit une loi quadratique passant également par l'origine.

Les graphiques 1 et 2 représentent le nombre de contacts reçus par les parents et la variance de cette variable en fonction du nombre d'enfants¹. L'hypothèse d'indépendance des choix de la part des frères et sœurs ne peut être rejetée d'après les données. Les décisions de contacts s'ajustent bien respectivement à des lois linéaire et quadratique, et les valeurs observées sont toujours comprises dans les intervalles de confiance au seuil de 95 % (ces intervalles sont en pointillés sur les graphiques). Néanmoins, deux commentaires viennent nuancer une telle interprétation. D'un côté, compte tenu de l'amplitude assez grande de l'intervalle de confiance, plusieurs comportements familiaux totalement différents peuvent être compatibles avec l'observation. De l'autre, un ajustement linéaire n'est pas le plus approprié pour rendre compte des contacts totaux reçus par les parents. On constate en effet que l'ajustement sur les données s'avère de meilleure qualité avec une loi quadratique.

Si l'hypothèse d'indépendance ne peut être statistiquement rejetée, les données mettent en évidence une éviction réduite. Globalement, la présence de frères et sœurs diminue peu le soutien que peuvent recevoir les parents. Néanmoins, cet effet se conjugue selon toute vraisemblance avec le temps libre dont dispose les parents. Plus ces derniers ont d'enfants et moins ils vont disposer de temps pour recevoir chacun d'entre eux. Une telle explication est aussi plausible que le *free-riding* prévisible dans les familles nombreuses.

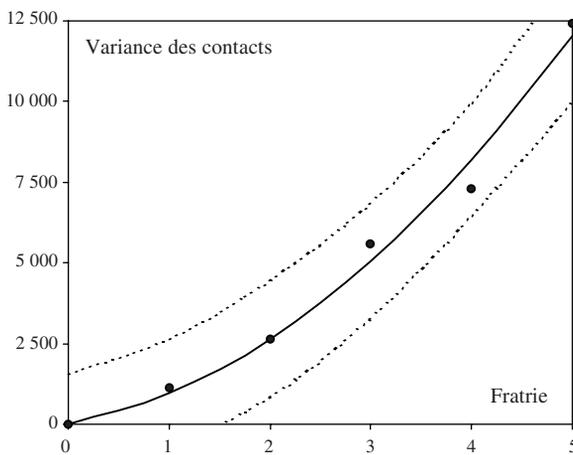


Graphique 1. *Contacts reçus par les parents*

Source : Enquête Cnav Trois Générations 1992.

Nous avons également regardé au niveau individuel les éventuelles interdépendances au sein de la fratrie. Un test simple consiste à estimer une corrélation linéaire entre le nombre annuel de contacts qu'apporte un enfant à ses parents et son nombre de frères et sœurs. D'après les données, les deux variables sont

1. Pour des questions d'effectifs, seules les familles avec moins de six enfants sont prises en compte. Les résultats obtenus sont identiques lorsqu'on s'intéresse seulement aux visites reçues par les parents de leurs enfants.



Graphique 2. Variance des contacts reçus par les parents

Source : Enquête Cnav Trois Générations 1992.

négativement corrélées. Pour les familles ayant cinq enfants ou moins, le coefficient de corrélation linéaire est égal à -0.119 et significatif au seuil de 1% . Une difficulté de l'analyse tient à ce que les comportements dans la fratrie peuvent être fortement corrélés sans qu'il y ait pour autant d'interdépendance avec les attitudes des frères et sœurs. Nous avons donc estimé la corrélation entre l'attention versée par un enfant et le nombre de contacts apportés par les autres frères et sœurs. On obtient alors un coefficient de corrélation largement positif et significatif au seuil de 1% . Cette valeur positive résulte selon toute vraisemblance de l'hétérogénéité entre les familles. Elle traduit le fait que, dans certaines familles, tous les enfants font beaucoup pour leurs parents.

L'analyse descriptive ne permet pas de prendre en compte les caractéristiques simultanées des enfants et des parents, et elle ignore en particulier les variables qui capturent le coût de la fourniture de ces services. Par ailleurs, elle ne contrôle pas les facteurs non observables (par exemple la bienveillance à l'égard des ascendants) qui peuvent être communs aux enfants d'une même fratrie. Nous proposons donc une étude économétrique des contacts aux parents afin de savoir si les motivations qui poussent un enfant à s'occuper de ses parents dépendent du comportement de ses frères et sœurs.

ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DE L'ATTENTION AUX PARENTS

Les déterminants de l'attention

Nous évaluons tout d'abord l'effet des caractéristiques des parents et des enfants sur la fréquence de contacts ascendants, en ignorant les éventuelles interactions entre les enfants. Nous estimons un modèle linéaire par les moindres carrés ordinaires sur l'échantillon des enfants ayant au moins un frère et sœur. Les enfants uniques ainsi que les familles où il y a au moins un enfant corésident sont exclus de la régression, qui comporte au total 3 494 observations (soit 878 familles). Les résultats sont présentés dans le tableau 1.

Les contacts des enfants dépendent de la situation démo-économique des parents âgés. Si les hommes vivant seuls reçoivent moins d'attention de leurs enfants, les contacts augmentent globalement avec l'âge, surtout pour les plus de 85 ans. Ce type de relations familiales s'avère beaucoup plus fréquent dans les milieux favorisés. Les modalités du diplôme exercent toutes une incidence positive et significative sur les contacts. Cette variable capture un effet de revenu permanent, qui rejoint l'incidence positive observée pour le patrimoine (significative au seuil de 1 %). Des parents fortunés vont donc recevoir plus d'attention de la part de leurs enfants. Les effets observés ne sont pas négligeables. Appartenir au quatrième quartile de patrimoine augmente le nombre de contacts d'environ six unités par an, alors que l'effet du revenu n'est pas pertinent.

Ces résultats sur les variables de ressources sont peu favorables à l'hypothèse altruiste, selon laquelle des parents moins favorisés doivent recevoir davantage de leurs enfants. Par ailleurs, on observe que les parents en meilleure santé ont davantage de contacts avec leurs enfants. En cas d'altruisme, les enfants devraient au contraire accroître leurs visites pour des parents en mauvaise santé. Une explication tient à ce que l'on n'aime pas voir les gens malades. De plus, il peut être assez difficile de véritablement communiquer avec des parents en mauvaise santé, en particulier lorsque la capacité physique de ces derniers apparaît réduite. Dans certains cas (hébergement collectif par exemple), les plus âgés disposent de créneaux limités pour avoir des contacts avec les membres de leur famille¹.

Pour les enfants, plusieurs variables démographiques et économiques ont été introduites dans la régression. Une constante dans les comportements concerne les différences par sexe pour les aidants. Les femmes s'occupent toujours plus de leurs parents que les hommes. Cet effet n'est pas seulement fonction de l'offre de travail des individus. Si l'âge ne constitue pas une variable pertinente dans la régression, vivre en couple augmente le nombre de contacts avec les parents. On pourrait pourtant penser qu'un individu avec un conjoint tend à avoir moins de temps à consacrer à ses ascendants. L'effet fortement négatif du nombre d'enfants (au seuil de 1 %) s'interprète plutôt dans ce sens, avec la mise en place d'arbitrages entre trois générations (Wolff [2000]). Les parents sont amenés à consacrer davantage de ressources à leurs propres enfants, ce qui s'opère au détriment des ascendants².

Les transferts sous forme d'attention dépendent aussi de leur coût implicite. D'un côté, il existe des coûts directs de transaction liés au fait de se contacter ou de rendre visite aux parents. Par exemple, plus on habite loin de ses parents, plus il est coûteux de se déplacer chez ces derniers. La distance exerce un effet négatif et fortement significatif. Une hausse de la distance de 100 kilomètres diminue de près de neuf unités le nombre de contacts annuels. De l'autre, il existe un coût d'opportunité pour les contacts avec ses parents, indiqués par le

1. Vivre en hébergement collectif diminue également le nombre de contacts reçus. Néanmoins, nous n'avons pas introduit cette variable dans la régression car elle est corrélée avec l'état de santé du parent âgé.

2. L'effet négatif du nombre d'enfants n'est pas linéaire. C'est surtout dans les familles avec de nombreux enfants (au moins trois) que le nombre de contacts avec les parents diminue sensiblement.

Tableau 1. Les contacts ascendants : parents et enfants

Variables	MCO		Effets aléatoires		Effets fixes	
	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test
Constante	65,287	18,66	67,408	16,05		
CARACTÉRISTIQUES DU PARENT						
Situation familiale						
En couple	0	—	0	—		
Homme seul	-8,792	-4,63	-8,908	-3,26		
Femme seule	1,319	1,07	0,974	0,57		
Âge						
Moins de 75 ans	0	—	0	—		
De 75 à 79 ans	3,284	2,54	3,356	1,90		
De 80 à 84 ans	0,933	0,65	1,276	0,68		
85 ans et plus	4,464	2,36	4,378	1,71		
Nombre d'enfants	-2,941	-12,46	-2,984	-8,59		
Éducation						
Aucun diplôme	0	—	0	—		
Primaire	2,806	2,48	3,245	2,05		
Secondaire	9,270	4,04	10,036	3,19		
Études supérieures	5,209	2,52	5,552	1,91		
État de santé						
Aucune difficulté	0	—	0	—		
Faible gêne	-2,367	-2,09	-2,180	-1,37		
Forte gêne	-2,882	-2,12	-2,918	-1,55		
Revenu						
Quartile 1	0	—	0	—		
Quartile 2	-2,077	-1,40	-2,592	-1,26		
Quartile 3	1,718	1,12	1,593	0,75		
Quartile 4	1,461	0,82	0,823	0,33		
Patrimoine						
Quartile 1	0	—	0	—		
Quartile 2	4,023	2,71	3,445	1,68		
Quartile 3	4,353	2,91	3,160	1,52		
Quartile 4	6,413	4,00	4,968	2,26		
CARACTÉRISTIQUES DE L'ENFANT						
Sexe féminin	8,649	8,52	8,838	9,40	9,060	9,05
Âge						
Moins de 45 ans	0	—	0	—	0	—
De 45 à 49 ans	-0,515	-0,37	-0,945	-0,74	-1,262	-0,93
De 50 à 54 ans	-1,199	-0,85	-1,505	-1,17	-2,043	-1,50
55 ans et plus	-0,989	-0,53	-2,412	-1,38	-3,878	-2,05
En couple	3,415	2,32	2,514	1,86	1,811	1,25
Nombre d'enfants	-1,423	-3,59	-1,316	-3,57	-1,240	-3,09
Éducation						
Études primaires	0	—	0	—	0	—
Enseignement court	1,996	1,63	2,039	1,59	1,846	1,17
Enseignement long	4,153	2,52	2,844	1,63	0,080	0,04
Études supérieures	4,820	2,79	3,225	1,59	-0,240	-0,09
Actif	-0,721	-0,57	-0,706	-0,61	-0,551	-0,44
Distance	-0,089	-19,55	-0,086	-17,83	-0,083	-15,51
Distance au carré (10e-3)	0,054	12,22	0,051	10,79	0,049	9,27
Nombre d'observations	3 494		3 494		3 494	
Nombre de familles	878		878		878	
R ²	0,225		0,225		0,575	
Tests d'hypothèses (d.l. ; probabilité)						
Effets fixes/aléatoires vs. MCO – ML test			471,11 (1 ; 0.000)			
Effets fixes vs. effets aléatoires – Hausman test.					54,53 (15 ; 0.000)	

Source : Enquête Trois Générations 1992.

Note : L'échantillon comprend seulement les familles ayant au moins deux enfants et pour lesquelles aucun enfant ne coréside au domicile parental. Les écarts-types sont corrigés de l'hétéroscédasticité pour les MCO.

prix du temps. Celui-ci est capturé par des variables proxy faute d'information sur le salaire des enfants. Les modalités du diplôme exercent toutes un effet positif sur la fourniture de contacts aux ascendants, alors que l'on s'attend à ce que les plus diplômés soient moins disponibles. Ce résultat s'explique assurément par la nature des aides retenues, des contacts plutôt que des aides en temps ou des soins, et montre que les relations familiales sont plus fréquentes dans les milieux aisés. Quant aux différentes modalités relatives à la catégorie sociale de l'enfant, elles n'exercent pas d'incidence pertinente sur les choix d'attention.

La régression montre que les choix d'attention d'un enfant sont fonction du nombre de collatéraux (au seuil de 1 %). Avoir un frère ou une sœur supplémentaire diminue d'environ trois unités le nombre de contacts annuels avec les parents. Ce résultat peut sans doute traduire un effet de *free-riding*, tel que chaque enfant compte d'abord sur les aides ascendantes de ses collatéraux et réduit en conséquence sa contribution personnelle. Une autre interprétation consiste à admettre que la taille de la fratrie capture des facteurs non observables. Elle tend par exemple à être fortement corrélée avec la situation économique des enfants, puisque les enfants issus de familles nombreuses ont souvent reçu moins d'investissements humains.

L'estimation par les MCO ne permet pas de contrôler l'hétérogénéité non observable au sein des fratries. Or, dans l'échantillon, un seul parent contribue pour plusieurs observations, en fonction de son nombre d'enfants. Certaines caractéristiques des parents ne sont pas observables dans l'enquête, par exemple l'altruisme qui influence les transferts en capital humain versés et donc les transferts des enfants. Par ailleurs, les caractéristiques des enfants vont être corrélées pour une même fratrie. Les estimateurs obtenus précédemment ont donc de fortes chances d'être biaisés. Avec plusieurs observations par famille, il est possible de corriger l'hétérogénéité non observable par des procédures à effets aléatoires et à effets fixes. Les résultats sont présentés dans le tableau 1. Des tests d'hypothèses soulignent ici la pertinence de ces modèles. Le test du multiplicateur de Lagrange montre qu'un modèle à erreurs composées est préférable au modèle linéaire classique et le test de Hausman indique que la spécification à effets fixes est supérieure à celle à effets aléatoires¹.

Les résultats précédents demeurent vérifiés avec la spécification à effets aléatoires. En particulier, le nombre d'enfants exerce toujours une incidence négative et significative. Plusieurs variables pour les parents perdent néanmoins de leur pertinence lorsqu'on corrige l'hétérogénéité non observable. Il s'agit notamment du niveau d'éducation, de l'état de santé, et du patrimoine. Les différents quartiles de patrimoine exercent toujours un effet positif, mais seul le quartile le plus élevé est significatif à 5 %. L'écart de significativité des variables entre les deux régressions (MCO et effets aléatoires) est facilement explicable. Avec les MCO, la régression comporte autant de fois les mêmes caractéristiques des parents qu'il y a d'enfants. La sur-estimation des effets qui en résulte est corrigée avec les effets aléatoires.

1. Néanmoins, dans le modèle à effets fixes, les caractéristiques des parents (incluant le nombre de frères et sœurs) sont constantes pour chaque fratrie, si bien que ces régresseurs doivent être omis de la spécification.

Avec les procédures de panel, on retrouve les effets précédents pour les enfants : plus de contacts de la part des femmes, importance des coûts induits par la fourniture de l'attention. Avec des effets fixes familiaux dans la régression, les contacts augmentent pour les femmes, avec le nombre d'enfants des aidants et avec la distance. Les autres variables ne sont pas significatives, alors que certaines l'étaient auparavant. Ainsi, pour l'éducation des enfants, les différences que l'on observe s'expliquent par la corrélation forte qui existe entre les niveaux de diplôme des frères et sœurs appartenant à une même fratrie.

Le contrôle des interactions dans la fratrie

Dans les régressions précédentes, seules les caractéristiques des parents et des enfants ont été introduites comme déterminants. Nous cherchons à présent à étendre l'analyse en prenant en compte les comportements des frères et sœurs.

Une première approche consiste à inclure les caractéristiques de toutes les personnes concernées par l'attention dans la régression. Il s'agit des parents, des enfants, et des frères et sœurs de ces derniers. Si les comportements sont interdépendants, l'attention de chaque enfant devrait dépendre des déterminants de leurs collatéraux. Ceci soulève deux difficultés pour l'analyse économétrique. D'une part, la taille de la fratrie au sein des familles est variable, et l'on ne peut inclure les caractéristiques de chaque frère et sœur dans la régression. Nous avons donc pris en compte les caractéristiques moyennes des collatéraux. D'autre part, il convient de contrôler l'hétérogénéité familiale, compte tenu de facteurs non observables communs au sein de chaque fratrie. La correction du biais sur les estimateurs linéaires standards est effectuée en estimant des modèles à effets aléatoires et à effets fixes, dont la spécification apparaît statistiquement préférable. Deux résultats sont mis en évidence d'après le tableau 2¹.

D'un côté, le contrôle des déterminants pour les collatéraux ne modifie pas les conclusions précédentes. Les parents reçoivent davantage de contacts avec un niveau d'éducation élevé et un patrimoine important. En revanche, l'attention diminue pour les hommes seuls et lorsque les parents ne sont pas en bonne santé. Enfin, le nombre d'enfants a toujours une incidence négative. Pour l'enfant, outre l'effet positif pour les femmes, les choix d'attention dépendent surtout du coût de ces services (effet de la distance). Globalement, des tests de significativité montrent la pertinence de ces deux séries de régresseurs dans la spécification au seuil de 1 %, à la fois pour les parents et pour les enfants. Tous ces résultats restent valides lorsqu'on corrige l'hétérogénéité non observable au sein des familles.

De l'autre, les caractéristiques des collatéraux n'exercent guère d'incidence significative sur les choix des enfants. Au seuil de 5 %, seul l'âge moyen des frères et sœurs augmente le volume d'attention aux parents ; au seuil de 10 %, l'éducation joue également positivement sur les contacts, qui diminuent en revanche avec le nombre moyen d'enfants des collatéraux. En revanche, cer-

1. Avec trois séries de caractéristiques (parents, enfants, collatéraux) dans la régression, plusieurs variables sont retenues sous forme continue : l'âge, l'éducation, le revenu et le patrimoine (sous forme quadratique).

taines variables importantes dans l'analyse précédente au niveau des enfants ne modifient pas les comportements lorsqu'il s'agit des frères et sœurs, notamment la distance moyenne à laquelle se situent les collatéraux. Les résultats montrent donc que l'attention d'un enfant ne semble pas liée aux décisions de ses frères et sœurs, ce qui peut s'interpréter dans le sens d'une indépendance des comportements individuels au sein de la fratrie. Si l'on teste la pertinence des caractéristiques jointes des collatéraux, l'hypothèse de nullité de toutes les variables ne peut être rejetée au seuil de 5 % avec une estimation par les moindres carrés ordinaires (la probabilité est de 4,8 %). En revanche, lorsqu'on contrôle l'hétérogénéité familiale, les variables pour les collatéraux ne sont pas pertinentes dans la régression, avec des probabilités de 22 % pour les effets aléatoires et de 84,7 % pour les effets fixes.

Une seconde approche consiste à estimer directement une fonction de contact pour chaque enfant, tout en incluant le montant d'attention qui est apporté par les frères et sœurs. Cette dernière variable devient alors endogène dans la régression, si bien que l'on obtient un système d'équations simultanées¹. Pour corriger le biais d'endogénéité, nous avons estimé par la méthode des doubles moindres carrés une équation de contact pour chaque enfant qui comporte à la fois les caractéristiques des parents, celles des enfants ainsi qu'une valeur instrumentée du niveau d'attention réalisé par les collatéraux. Par cette procédure, il devient également possible de contrôler l'hétérogénéité non observable au sein des fratries. Les résultats des deux régressions sont dans le tableau 3.

Les estimateurs obtenus s'interprètent à nouveau en faveur d'une indépendance des choix d'attention dans la fratrie. Pour les variables relatives aux parents et aux enfants, on retrouve par la méthode des variables instrumentales les principaux résultats précédents. Pour le niveau (instrumenté) de contacts des collatéraux, celui-ci n'exerce pas d'incidence significative dans les régressions. Le coefficient associé à cette variable est vraiment très faible, de l'ordre de 0.003, et le *t* de Student reste proche de 0 que l'on contrôle ou non les effets fixes familiaux. L'hypothèse d'un coefficient différent de 0 est clairement rejetée d'après les données et montre qu'il n'existe pas spécialement d'effet de *free-riding* dans les familles.

Au total, ces investigations économétriques suggèrent qu'un enfant ne prend pas en compte le comportement de ses frères et sœurs dans son choix d'apporter de l'attention aux parents âgés. Ces contacts ascendants sont avant tout fonction de la disponibilité de l'enfant et du coût implicite de cette attention, ce que traduit l'importance fondamentale de la distance géographique, et de la situation économique des parents. Ainsi, des parents en bonne santé et fortunés disposent d'un volume de contacts beaucoup plus important des enfants.

1. Wolf et al. [1997] estiment également un modèle de transferts ascendants joints sur des données américaines. Toutefois, la variable retenue est censurée et les auteurs estiment par une procédure en deux étapes un modèle de type Tobit, mais sans toutefois disposer des écarts types exacts pour les régresseurs et sans corriger le biais induit par l'hétérogénéité familiale non observable.

Tableau 2. Les contacts ascendants : parents, enfants et fratrie

Variables	MCO		Effets aléatoires		Effets fixes	
	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test
Constante	76,842	8,51	79,214	6,31		
CARACTÉRISTIQUES DU PARENT						
Situation familiale						
En couple	0	—	0	—		
Homme seul	-9,005	-4,97	-9,323	-3,56		
Femme seule	-0,550	-0,49	-0,689	-0,42		
Âge	-0,020	-0,16	-0,052	-0,31		
Nombre d'enfants	-2,469	-10,72	-2,509	-7,10		
Éducation	0,729	1,84	0,663	1,20		
État de santé						
Aucune difficulté	0	—	0	—		
Faible gêne	-2,496	-2,39	-2,180	-1,42		
Forte gêne	-3,186	-2,48	-3,108	-1,71		
Revenu	3,044	1,23	3,474	0,91		
Revenu au carré	-1,029	-1,80	-1,329	-1,28		
Patrimoine	0,590	3,44	0,410	1,61		
Patrimoine au carré	-0,010	-2,33	-0,005	-0,69		
CARACTÉRISTIQUES DE L'ENFANT						
Sexe féminin	8,398	8,75	8,402	8,86	8,572	5,50
Âge	-0,161	-1,90	-0,156	-1,89	-0,204	-1,41
En couple	2,591	1,87	2,156	1,62	1,183	0,53
Nombre d'enfants	-1,183	-3,08	-1,176	-3,36	-1,691	-2,69
Éducation	0,796	2,72	0,817	3,16	0,871	1,61
Actif	-1,372	-1,17	-1,464	-1,33	-0,812	-0,42
Distance						
Moins de 1 km	0	—	0	—	0	—
De 1 à 9 kms	-21,602	-12,93	-21,320	-13,81	-24,149	-8,42
De 10 à 49 kms	-34,374	-22,39	-34,052	-22,79	-38,014	-13,68
De 50 à 500 kms	-45,465	-29,59	-44,972	-29,75	-45,809	-16,23
Plus de 500 kms	-53,461	-29,80	-52,967	-29,55	-55,343	-16,65
CARACTÉRISTIQUES DES COLLATÉRAUX ⁽¹⁾						
Sexe féminin	-0,993	-0,62	-0,982	-0,53	-0,634	-0,17
Âge	0,402	2,92	0,418	2,43	0,269	0,68
En couple	2,706	1,17	1,546	0,60	-1,542	-0,28
Nombre d'enfants	-1,098	-1,83	-1,081	-1,52	-2,761	-1,55
Éducation	0,583	1,65	0,634	1,68	0,710	0,57
Actif	0,923	0,50	0,670	0,31	2,508	0,51
Distance						
Moins de 1 km	0	—	0	—	0	—
De 1 à 9 kms	-0,056	-0,02	0,616	0,23	-6,630	-1,00
De 10 à 49 kms	2,710	1,17	3,452	1,29	-7,092	-1,08
De 50 à 500 kms	-0,452	-0,19	0,774	0,29	-1,125	-0,17
Plus de 500 kms	-0,435	-0,16	0,786	0,25	-5,302	-0,69
Nombre d'observations	3 494		3 494		3 494	
Nombre de familles	878		878		878	
R ²	0,326		0,325		0,272	
Tests de significativité : F (d.l. ; d.l.) / Chi ² (d.l.)						
Caractéristiques des parents	18,69 (11 ; 3 462)		87,97 (11)			
Probabilité	0,000		0,000			
Caractéristiques des enfants	136,50 (10 ; 3 462)		1 349,64 (10)		42,01 (10 ; 2 596)	
Probabilité	0,000		0,000		0,000	
Caractéristiques des collatéraux	1,84 (10 ; 3 462)		13,06 (10)		0,56 (10 ; 2 596)	
Probabilité	0,048		0,220		0,847	

Source : Enquête Cnav Trois Générations 1992.

Note : L'échantillon comprend seulement les familles ayant au moins deux enfants et pour lesquelles aucun enfant ne coréside au domicile parental. Les écarts-type sont corrigés de l'hétéroscédasticité pour les MCO.

(1) Il s'agit des caractéristiques moyennes des frères et sœurs.

Tableau 3. *Contacts ascendants et interaction avec les collatéraux*

Variables	2MCO		2MCO - effets fixes	
	Coef.	t-test	coef.	t-test
Constante.....	82,528	10,70		
CARACTÉRISTIQUES DU PARENT				
Situation familiale				
En couple	0	—		
Homme seul	- 9,153	- 4,89		
Femme seule	- 0,195	- 0,18		
Âge	0,173	1,75		
Nombre d'enfants.....	- 2,824	- 5,11		
Éducation	0,696	1,79		
État de santé				
Aucune difficulté.....	0	—		
Faible gêne	- 2,366	- 2,22		
Forte gêne.....	- 3,105	- 2,39		
Revenu	3,246	1,28		
Revenu au carré.....	- 1,023	- 1,58		
Patrimoine	0,591	3,31		
Patrimoine au carré.....	- 0,010	- 2,02		
CARACTÉRISTIQUES DE L'ENFANT				
Sexe féminin	8,572	8,97	8,787	8,97
Âge	- 0,133	- 1,58	- 0,287	- 3,43
En couple	2,651	1,94	1,608	1,21
Nombre d'enfants.....	- 1,336	- 3,67	- 0,909	- 2,47
Éducation	1,064	4,53	0,610	1,93
Actif	- 1,322	- 1,16	- 1,584	- 1,39
Distance				
Moins de 1 km	0	—	0	—
De 1 à 9 kms	- 21,665	- 13,55	- 21,838	- 11,71
De 10 à 49 kms	- 34,041	- 21,87	- 35,689	- 16,75
De 50 à 500 kms	- 45,424	- 28,36	- 45,401	- 18,53
Plus de 500 kms	- 53,489	- 28,25	- 53,546	- 18,67
CARACTÉRISTIQUES DES COLLATÉRAUX				
E[Contacts des frères et sœurs] (10e-2).....	0,317	0,23	0,250	0,04
Nombre d'observations	3 494		3 494	
Nombre de familles.....	878		878	
R ²	0,328		0,647	

Source : Enquête Cnav Trois Générations 1992.

Note : L'échantillon comprend seulement les familles ayant au moins deux enfants et pour lesquelles aucun enfant ne coréside au domicile parental.

L'absence de motivations stratégiques

Un effet récurrent dans les régressions précédentes concerne le rôle du patrimoine des parents. Plus ces derniers sont fortunés et plus ils reçoivent de l'attention de leurs enfants. Un tel résultat peut s'interpréter en faveur du modèle d'échange stratégique proposé par Bernheim et al. [1985]. L'espérance d'un héritage futur supérieur génère une compétition au sein de la fratrie, telle que les enfants vont chercher à obtenir une part plus grande de l'héritage, définie de manière proportionnelle au volume de contacts offerts. Dans le cas présent, une attitude stratégique de la part des parents engendre des interactions entre les différents enfants.

À l'inverse des États-Unis, l'hypothèse stratégique n'a jamais fait l'objet de tests précis en France. Il est vrai que les décisions d'héritage sont un peu différentes dans les deux pays. En France, étant donné les règles de distribution

d'héritage, les parents qui désirent favoriser certains enfants au moment de l'héritage peuvent verser des montants différents seulement dans la limite de la quotité disponible. L'inéquirépartition est de fait contrainte, à l'inverse des pays anglo-saxons où prédomine la liberté de tester. En conséquence, si les enfants sont intéressés, ils devraient être plutôt favorisés par des transferts *inter vivos*, ce qui limite de fait la possibilité d'un échange stratégique. L'enquête Trois Générations permet de tester avec précision la pertinence d'un tel modèle. Dans ce but, il convient d'estimer la relation entre la quantité d'attention aux parents et le montant de la richesse héritable par enfant. On s'attend à ce que cette relation soit positive en cas d'échange stratégique entre les parents et leurs enfants. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.

Suivant Bernheim et al. [1985], nous avons tout d'abord estimé par les moindres carrés ordinaires une régression linéaire avec les contacts annuels pour variable endogène et un vecteur de caractéristiques des parents comme déterminants. D'après les données, le montant de patrimoine exerce un effet positif et fortement significatif (au seuil de 1 %) sur les contacts d'un enfant. Ce résultat est certes compatible avec l'échange stratégique, mais deux autres effets nuancent cette interprétation. D'un côté, le fait qu'un état de santé médiocre pour le parent joue négativement est peu favorable à cette hypothèse¹. De l'autre, pour la spécification retenue, le pouvoir explicatif de la régression est très faible.

Or, l'omission de facteurs explicatifs corrélés à la fois avec la variable endogène et les déterminants exogènes (par exemple les caractéristiques des enfants) est susceptible de biaiser les estimateurs obtenus (Perozek [1998]). Nous avons donc réestimé la régression précédente en incluant les caractéristiques complètes des enfants afin de contrôler le prix de leur temps et le coût lié à la fourniture de services. Dans ce cas, le coefficient associé au patrimoine par enfant demeure positif et significatif (à 1 %). Néanmoins, l'effet marginal de cette variable se trouve fortement réduit². Comme nous l'avons montré précédemment, les caractéristiques des enfants jouent un rôle essentiel pour expliquer les choix d'attention aux parents et leur omission affecte de manière importante l'interprétation des résultats.

Une autre difficulté du test précédent concerne le recours aux moindres carrés ordinaires. En présence de comportements stratégiques des parents, le montant de richesse héritable par enfant est déterminé de manière endogène (Bernheim et al. [1985]). Afin de corriger les biais qui en résultent, il convient alors d'instrumenter cette variable de patrimoine à partir de l'âge, du diplôme et de la catégorie sociale des parents, puis d'estimer le modèle par la méthode des doubles moindres carrés. Dans ce cas, avec les seules caractéristiques des parents, la variable de patrimoine perd une grande partie de sa significativité, désormais égale à 16 %. Par ailleurs, si l'on ajoute les caractéristiques des enfants dans la régression, le coefficient pour le montant de patrimoine par enfant demeure certes positif, mais la variable perd toute significativité : la

1. Des enfants intéressés par la perspective de l'héritage devraient apporter plus d'attention à des parents malades, puisque la probabilité de décès est relativement plus forte pour ces derniers (Bernheim et al. [1985], p. 1065).

2. Perozek [1998] obtient des conclusions similaires pour les États-Unis en incluant les déterminants des enfants.

probabilité est alors de 68 %. Ainsi, en corrigeant de manière adéquate les biais dans l'estimation de l'équation d'attention, les données ne sont pas favorables à la possibilité de motivations stratégiques de la part des parents et il n'existe donc pas de compétition entre les frères et sœurs pour l'héritage ou les transferts *inter vivos*.

Tableau 4. *Contacts ascendants et richesse des parents*

Variables	MCO		MCO		2 MCO		2 MCO	
	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test
Constante.....	101,350	1,02	132,426	1,46	93,263	0,92	129,505	1,36
CARACTÉRISTIQUES DU PARENT								
Situation familiale								
En couple	0	—	0	—	0	—	0	—
Homme seul	-8,533	-4,05	-9,451	-4,93	-8,625	-4,06	-9,446	-4,93
Femme seule	0,995	0,78	-0,089	-0,08	1,094	0,84	-0,043	-0,04
Âge.....	-1,548	-0,61	-1,361	-0,57	-1,338	-0,52	-1,279	-0,51
Âge au carré (10 ^e -2).....	1,065	0,65	1,023	0,67	0,933	0,56	0,970	0,60
Éducation	5,885	5,43	4,066	4,07	5,427	3,54	3,984	3,14
Éducation au carré	-0,733	-5,58	-0,415	-3,37	-0,708	-4,90	-0,412	-3,26
État de santé								
Aucune difficulté.....	0	—	0	—			0	—
Faible gêne	-0,835	-0,66	-2,884	-2,53	-0,714	-0,55	-2,846	-2,39
Forte gêne	-4,502	-2,98	-3,719	-2,72	-4,433	-2,92	-3,701	-2,69
Revenu (10 ^e -4).....	-1,727	-1,30	1,072	0,87	-2,762	-0,99	0,795	0,27
Patrimoine par enfant (10 ^e -5)	2,309	6,85	0,822	2,60	3,288	1,41	1,110	0,41
CARACTÉRISTIQUES DE L'ENFANT								
Sexe féminin			8,771	8,53			8,751	8,40
En couple			3,059	2,06			3,104	2,02
Nombre d'enfants			-1,281	-3,19			-1,274	-3,13
Âge.....			-1,122	-1,37			-1,145	-1,34
Âge au carré (10 ^e -2).....			1,054	1,22			1,077	1,20
Nombre de frères et sœurs			-2,864	-11,68			-2,810	-5,02
Éducation			2,761	3,53			2,784	3,44
Éducation au carré			-0,231	-2,65			-0,236	-2,36
Actif			-0,273	-0,21			-0,300	-0,23
Distance.....			-0,087	-18,95			-0,087	-18,53
Distance au carré (10 ^e -3).....			0,052	11,84			0,052	11,77
Nombre d'observations.....	3 494		3 494		3 494		3 494	
Nombre de familles.....	878		878		878		878	
R ²	0,032		0,219		0,032		0,219	

Source : Enquête Cnav Trois Générations 1992.

Note : L'échantillon comprend seulement les familles ayant au moins deux enfants et pour lesquelles aucun enfant ne coréside au domicile parental. Les écarts-type sont corrigés de l'hétéroscédasticité à la fois pour les MCO et pour les 2 MCO. Le montant de patrimoine par enfant pour les parents est instrumenté à partir de leur âge (4 modalités), de leur niveau de diplôme (4 modalités) et de leur catégorie sociale (6 modalités).

CONCLUSION

Cet article analyse les transferts ascendants sous forme de contacts en prenant en compte les interactions potentielles entre frères et sœurs d'une même fratrie. L'étude se veut avant tout exploratoire, étant donné la pluralité des arrange-

ments familiaux qui peuvent être envisagés. Le résultat principal concerne l'indépendance des comportements entre frères et sœurs, qui dépendent avant tout du prix implicite des contacts pour les enfants. Si la situation des parents influence également les décisions des enfants, les caractéristiques et les choix des collatéraux ne sont pas des variables pertinentes pour expliquer les décisions individuelles. En France, les données dont on dispose pour le moment attestent de l'absence de comportements stratégiques dans la famille, à la fois dans les dimensions intergénérationnelle et intragénérationnelle.

Ce résultat est important au regard de l'évolution future des besoins des personnes âgées, de la structure démographique des familles et des systèmes de retraite. En effet, les plus âgés devraient disposer de ressources moins importantes dans les décennies à venir et, surtout, ils vont devoir compter sur un nombre plus faible d'enfants pour les prendre en charge. L'absence de compétition entre les collatéraux, négative ou positive, semble à ce titre particulièrement rassurante pour les futurs retraités. La diminution du nombre de descendants ne devrait pas conduire à des conflits entre frères et sœurs pour savoir qui prend en charge les parents âgés. Les données indiquent que ce sont surtout les caractéristiques des enfants qui importent dans les décisions de contacts. En conséquence, dans une stratégie de long terme, les parents ont intérêt à inculquer des attitudes altruistes à leurs enfants et également à investir dans le capital humain de ces derniers. Dans les deux cas, on s'attend en effet à ce que les enfants s'occupent davantage de leurs parents âgés.

Un dernier commentaire concerne la variable endogène retenue. Il paraît probable que les contacts aux parents ne sont pas toujours des transferts ascendants. Certains résultats peuvent ainsi être sensiblement différents avec des aides en temps à la dépendance. Ainsi, ce dernier type d'aides s'adresse en priorité à des parents en mauvaise santé et peu fortunés (Jellal et Wolff [2002]). Néanmoins, l'information à disposition dans l'enquête ne permet pas d'exploiter d'autres questions dans le cadre d'une analyse sur les interactions entre les collatéraux au sein des fratries. Cette variable de contact, habituellement retenue dans les tests empiriques des modèles de transferts, doit de fait être analysée et interprétée avec prudence.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ATTIAS-DONFUT C. [1995], « Le double circuit des transmissions », dans Attias-Donfut C. (dir.), *Les solidarités entre générations. Vieillesse, Familles, Etat*, Paris, Nathan, p. 41-82.
- BECKER G.S. [1991], *A treatise on the family*, éd. augmentée, Cambridge, Harvard University Press.
- BECKER G.S. [1993], « Nobel Lecture : The economic way of looking at behavior », *Journal of Political Economy*, 101, p. 385-409.
- BERNHEIM B.D., SHLEIFER A., SUMMERS L.H. [1985], « The strategic bequest motive », *Journal of Political Economy*, 93, p. 1045-1076.

- BOMMIER A. [1995], « Peut-on compter sur ses enfants pour assurer ses vieux jours ? L'exemple de la Malaisie », *Économie et prévision*, 121, p. 75-86.
- Cigno A. [1993], « Intergenerational transfers without altruism : Family, market and state », *European Journal of Political Economy*, 9, p. 505-518.
- COX D. [1987], « Motives for private income transfers », *Journal of Political Economy*, 95, p. 508-546.
- COX D. [1996], « Comment on James Davies : Explaining intergenerational transfers », dans MENCHIK P.L. (ed.), *Household and Family Economics*, Boston, Kluwer, p. 83-90.
- COX D., RANK M.R. [1992], « Inter vivos transfers and intergenerational exchange », *Review of Economics and Statistics*, 74, p. 305-314.
- COX D., STARK O. [1996], « Intergenerational transfers and the demonstration effect », *Mimeo*, Boston College, Harvard University.
- EHRlich I., LUI F.T. [1991], « Intergenerational trade, longevity and economic growth », *Journal of Political Economy*, 99, p. 1029-1059.
- ENGERS M., STERN S. [2002], « Long-term care and family bargaining », *International Economic Review*, 43.
- FRANK R.H. [1988], *Passions within reason : The strategic role of the emotions*, New York, Norton.
- HIEDEMANN B., STERN S. [1999], « Strategic play among family members when making long-term care decisions », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 40, p. 29-57.
- JELLAL M., WOLFF F.C. [2002], « Cultural evolutionary altruism : Theory and evidence », *European Journal of Political Economy*, 18, p. 241-262.
- KONRAD K.A., KÜNEMUND H., LOMMERUD K.E., ROBLEDO J.R. [2002], « Geography of the family », *American Economic Review*, à paraître.
- MCGARRY K., SCHOENI R.F. [1997], « Transfer behavior within the family : Results from the Asset and Health Dynamics Survey », *Journal of Gerontology : Social Sciences*, 52 B, p. 82-92.
- PEROZEK M.G. [1998], « A reexamination of the strategic bequest motive », *Journal of Political Economy*, 106, p. 423-445.
- SCHOENI R.F. [1997], « Private interhousehold transfers of money and time : New empirical evidence », *Review of Income and Wealth*, 43, p. 423-448.
- SCHOENI R.F. [2000], « Support networks within the family as a public good problem », *Mimeo*, Rand.
- SLOAN F.A., PICONE G., HOERGER T.J. [1997], « The supply of children's time to disabled elderly parents », *Economic Inquiry*, 35, p. 295-308.
- SLOAN F.A., ZHANG H.H. [1998], « Upstream intergenerational transfers », *Mimeo*, Duke University.
- STERN S. [1995], « Estimating family long-term care decisions in the presence of endogenous child characteristics », *Journal of Human Resources*, 30, p. 551-580.
- WOLF D.A., FREEDMAN V., SOLDI B.J. [1997], « The division of family labor : Care for elderly parents », *Journal of Gerontology : Social Sciences*, 52 B, p. 102-109.
- WOLFF F.C. [2000], « Les transferts versés aux enfants et aux parents : altruisme ou échange intertemporel ? », *Économie et prévision*, 142, p. 67-91.

ANNEXE

L'équilibre non coopératif

Le programme de maximisation pour chaque enfant est donné par $\max_{S_i} V_i(S_i)$.
D'après la condition de premier ordre correspondante,

$$-F(nS_i) + (Y_i - S_i)f(nS_i) + \beta \int_0^{nS_i} dF(\tilde{B}) = 0$$

on en déduit le niveau de transfert de Nash optimal ($\forall i = 1, \dots, n$) :

$$S_i = Y_i - (1 - \beta) F(nS_i)/f(nS_i)$$

L'effet du nombre d'enfants n sur le transfert non coopératif S_i est donné par :

$$\frac{dS_i}{dn} = - (1 - \beta) \frac{d}{dnS_i} \left(\frac{F(nS_i)}{f(nS_i)} \right) \frac{dnS_i}{dn}$$

avec $dnS_i/dn = S_i + n dS_i/dn$. En conséquence, on obtient :

$$\frac{dS_i}{dn} = \frac{- (1 - \beta) \frac{d}{dnS_i} \left(\frac{F(nS_i)}{f(nS_i)} \right) S_i}{1 + (1 - \beta) \frac{d}{dnS_i} \left(\frac{F(nS_i)}{f(nS_i)} \right) n}$$

Puisqu'on a $d[F(nS_i)/f(nS_i)]/dnS_i \geq 0$ et $0 < \beta < 1$, alors $dS_i/dn \leq 0$.

L'équilibre coopératif

Le programme de maximisation pour les enfants est donné par $\max_{S_i} \sum_{i=1}^n V_i(S_i)$.
D'après la condition de premier ordre correspondante,

$$-F(nS_i) + n(Y_i - S_i)f(nS_i) + n\beta \int_0^{nS_i} dF(\tilde{B}) = 0$$

on en déduit le niveau de transfert coopératif :

$$S_i = Y_i - (1/n - \beta) F(nS_i)/f(nS_i), \quad \forall i = 1, \dots, n$$

L'effet du nombre d'enfants n sur le transfert coopératif S_i est donné par :

$$\frac{dS_i}{dn} = \frac{\frac{1}{n^2} \frac{F(nS_i)}{f(nS_i)} - \left(\frac{1}{n} - \beta \right) \frac{d}{dnS_i} \left(\frac{F(nS_i)}{f(nS_i)} \right) S_i}{1 + \left(\frac{1}{n} - \beta \right) \frac{d}{dnS_i} \left(\frac{F(nS_i)}{f(nS_i)} \right) n}$$

Puisqu'on a $d[F(nS_i)/f(nS_i)]/dnS_i \geq 0$ et $0 < \beta < 1$, alors on peut obtenir une dérivée dS_i/dn positive ou bien négative.

Comparaison des montants de transferts

Compte tenu de la différence entre les deux valeurs optimales pour les transferts, égale à $(1 - 1/n) F(nS_i)/f(nS_i) \geq 0$ pour $n \geq 1$, on en déduit que le montant de transfert coopératif excède toujours le montant non coopératif.