



Munich Personal RePEc Archive

# **Dynamics of Intergenerational Transfers and the Demonstration Effect**

Mohamed Jellal and François Charles Wolff

Al Makrîzî Institut d'Économie

2005

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/38419/>  
MPRA Paper No. 38419, posted 28 April 2012 13:17 UTC

# Dynamique des transferts intergénérationnels et effet de démonstration\*

Mohamed Jellal<sup>†</sup>      François-Charles Wolff<sup>‡</sup>

Soumis aux Annales d'Economie et de Statistique

4ème révision, novembre 2003

## Résumé

Ce papier propose une extension du cadre d'analyse des motivations des solidarités familiales à trois générations. S'intéressant à des transferts de nature ascendante, il examine l'hypothèse d'effet de démonstration selon laquelle les individus aident leurs parents pour recevoir en retour des aides de leurs enfants. Nous montrons les limites de ce modèle lorsque la probabilité d'imitation est exogène. Nous endogénéisons alors cette probabilité en supposant que l'imitation dépend du stock de transferts ascendants réalisés par les parents. Les différentes prédictions théoriques sont ensuite testées à partir de deux enquêtes françaises. Les données utilisées ne valident pas l'hypothèse de démonstration.

## DYNAMICS OF INTERGENERATIONAL TRANSFERS AND THE DEMONSTRATION EFFECT

In this paper, we extend the framework of the motives for familial solidarities to three generations. By focusing on upward transfers, we examine the demonstration effect hypothesis where individuals make transfers to their parents in order to be helped in return by their children. We show the limits of this model when the probability of imitation is exogenous. Then, we endogeneize this probability by assuming that imitative behaviors are influenced by the stock of upstream transfers made previously by the parents. The theoretical predictions are tested using two cross-sectional surveys from France. We find little evidence in favor of the demonstration effect hypothesis.

---

\*Cet article a fait l'objet de présentations aux Universités de Liège, de Nantes et d'Orléans, ainsi qu'à l'Atelier Retraite organisé à Bordeaux par la Caisse des Dépôts et Consignations (septembre 2002). Sans les engager, nous tenons à remercier Luc Arrondel, Helmuth Cremer, Anne Laferrère et André Masson pour leurs différents commentaires et remarques. Nous remercions également les deux rapporteurs anonymes de la revue ainsi que l'éditeur, Stéphane Gregoir, pour leurs remarques critiques et leurs nombreuses suggestions sur les versions successives de ce travail.

<sup>†</sup>Faculté des Sciences Economiques, Rabat, Maroc ; ESC Toulouse et Conseils-Eco, 10 Impasse de Mansencal, 31500 Toulouse. E-mail : jellalmohamed@yahoo.fr

<sup>‡</sup>Correspondance : LEN-CEBS, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, chemin de la Censive du Tertre, BP 52231, 44322 Nantes Cedex 3 ; CNAV et INED, Paris. E-mail : wolff@sc-eco.univ-nantes.fr

## Abstract

Motives for private intergenerational transfers within the family are usually explained by two competing hypotheses, namely altruism and exchange. According to altruism, parents care about the well-being of their children and transfers flow from the least to the most financially needy generation. In the exchange model, financial transfers from parents reflect the payment of services and attention provided by children. Another exchange mechanism is a repayment by children to their aging parents for the support the former received earlier in the life course, the consumption loan being repaid in the future with an above-market interest rate. However, econometric studies that have examined financial transfers given by parents to their children in France do not confirm these explanations.

By looking at upstream transfers, this paper strays from standard models and focuses instead on the demonstration effect where parents care for their elders in order to elicit a symmetric behavior in turn from their own children. Incentives for helping parents are then motivated by self-interest since individuals attempt to secure their old-age support by the example they set in helping their own parents. We examine a theoretical model of transfers that takes into account imitative behaviors in the expected utility maximization. Children may imitate the parental actions at the equilibrium, but they may also choose another behavior maximizing own self-interest with an exogenous probability. However, in the latter case, the choosers are aware that their behavior may in turn be imitated by their one's own children. Our analysis examines in greater detail the different strategies of investment in the demonstration effect when parents are concerned by the timing of the expected reciprocity from children.

In this paper, we present a dynamic model of intergenerational transfers with an endogenous probability of imitation, which depends on the stock of transfers carried out in the past. The more parents provide help to their elders, the more likely children will imitate the parental actions. The problem for the parents is to maximize in the transfer path the expected lifetime utility which is discounted at a subjective time rate of discount and given an uncertain lifetime. We prove that support to the elderly is expected to increase with the donor's life expectancy since the horizon to benefit from transfers given by own children increases. We also show that the demonstration effect is not necessarily more productive in the presence of several children since investing in the well-being of parents is risky.

We then test some of the implications of the demonstration effect model using two cross-sectional surveys on transfers within the family in France. We find little evidence in favor of the demonstration effect there. Among the most significant findings, we find that the level of time transfers significantly increases for female informal helpers. Also, the number of children increases the probability that respondents give money to their parents, while the same covariate exerts a negative effect on time-related assistance. Finally, liquidity-constrained households provide greater cash gifts to the elders.

# 1 Introduction

L'importance des transferts familiaux entre les générations est considérable. En dépit de leur évaluation malaisée, notamment pour les aides non marchandes sous forme de services ou de corésidence, les enquêtes Budget des familles 1994 et Réseaux de parenté et entraide 1997 réalisées par l'Insee ont mis en évidence l'intensité et la diversité de ces transferts en France. Ainsi, près de trois personnes sur quatre déclarent avoir apporté leur aide morale ou matérielle à un membre de leur famille vivant hors domicile, surtout aux parents, aux enfants et aux frères et soeurs (Crenner, 1999). L'ordre de grandeur dont on dispose pour les aides financières est d'environ 135 milliards de francs en 1994, auquel il convient d'ajouter pour cette même année 110 milliards de francs de donations officiellement enregistrées (de Barry *et alii*, 1996).

Pour expliquer les motivations des transferts familiaux, les modélisations proposées s'articulent principalement autour de l'altruisme où le donateur prend en compte le bien-être du bénéficiaire dans ses choix de transmission, et de l'échange où le transfert s'inscrit dans une structure de réciprocité (Becker, 1991, Cox, 1987). Celle-ci peut prendre plusieurs formes, paiement financier pour l'attention reçue ou prêt bancaire remboursé dans le futur. Laferrère (1999) propose une analyse détaillée de ces différentes hypothèses théoriques, avec la démarche à suivre pour tester ces modèles et une synthèse des principaux résultats empiriques. Si les aides financières s'ajustent parfaitement aux décisions publiques dans le cas altruiste, l'action familiale peut au contraire amplifier l'effet des mesures sociales dans le cas d'un échange entre les générations (Cox et Jakubson, 1995)<sup>1</sup>.

Les études empiriques réalisées pour la France ne sont pourtant pas favorables à ces deux hypothèses concurrentes d'altruisme et d'échange. D'un côté, les parents versent d'autant plus d'argent sous forme de donations à leurs enfants que ces derniers sont fortunés (Arrondel et Masson, 1991, Arrondel et Wolff, 1998). Cet effet anticompensatoire qui contredit le modèle altruiste beckerien demeure vérifié lorsque l'on contrôle le revenu permanent des enfants aidés (Arrondel et Laferrère, 2001), et l'ajustement des aides familiales aux écarts de revenus entre les générations s'avère très imparfait (Wolff, 2000a)<sup>2</sup>. De l'autre, il est difficile de mettre en évidence l'existence d'un échange intertemporel au sein de la famille. Si les parents font plus souvent des transferts à leurs enfants lorsqu'ils ont eux-mêmes reçu des aides dans le passé de leurs ascendants et lorsqu'ils sont contraints

---

<sup>1</sup>L'efficacité des politiques économiques devient nulle dans le cas d'un altruisme intergénérationnel de type dynastique suivant le principe d'équivalence ricardienne.

<sup>2</sup>Si le modèle altruiste est valide, on s'attend à ce que la différence des dérivées du montant transmis par rapport aux revenus respectivement des parents et des enfants soit égale à l'unité. Ce test est clairement rejeté en France puisque l'on obtient une valeur négative et de très faible intensité.

par la liquidité (Laferrère, 1997), les aides versées aux parents âgés ne traduisent guère un remboursement contractuel de la part des enfants (Wolff, 2000b).

Pour expliquer les solidarités familiales, Masson (1999) propose une voie alternative en définissant des principes de réciprocité indirecte entre les générations s'exerçant dans les sens ascendant et descendant, où les aides versées dans le cadre de chaînes transgénérationnelles sont conditionnées par l'intervention d'un tiers dans l'échange. Dans le sens ascendant, la réciprocité indirecte se caractérise par l'obligation initiale de donner et elle fonde notamment le principe de la retraite par répartition, puisque chaque génération de retraités reçoit directement de celle qui la suit et a donné à la génération de retraités la précédant (Cohen, 1994). La perpétuation auto-entretenu de cette norme de solidarité repose alors sur l'hypothèse de coopération des générations futures qui requiert l'existence de menaces crédibles ou la possibilité d'un engagement préalable.

Pour rendre compte de cette transmission des valeurs familiales d'entraide, Cox et Stark (1996, 1998) avancent l'idée d'un effet de démonstration. Suivant un processus d'imitation, les adultes doivent montrer l'exemple en assistant leurs vieux parents dépendants en présence de leurs enfants. Les adultes cherchent de cette façon à inculquer à leurs enfants les attitudes de transferts ascendants dont ils aimeraient eux-mêmes bénéficier dans le futur. Les incitations à prendre en charge ses parents âgés sont alors de nature égoïste étant donnée la perspective d'un remboursement futur, mais il ne s'agit pas d'un échange au sens usuel puisque ce remboursement est escompté par les adultes de leurs enfants et non de leurs parents, qui sont les bénéficiaires des aides.

L'effet de démonstration fait référence à une formation rationnelle des préférences (Stark, 1995, p. 50). L'objet de la démonstration est en effet de conduire à un changement de comportement des enfants par la dynamique des actes de transferts ascendants réalisés par les parents. Ainsi, Cox et Stark (1998a) soulignent à plusieurs reprises que les enfants apprennent en observant les attitudes de leurs parents et que la visibilité des transferts influence l'efficacité du processus d'inculcation. L'exposition à une attention et à des soins réguliers et répétés favorise également l'émergence de comportements habituels de transferts dans le futur de la part des enfants. Cox et Stark (1998a) mentionnent enfin le rôle de l'environnement social, des "forces culturelles", des traditions et des coutumes dans le processus d'inculcation.

Notre contribution étudie les motivations des transferts familiaux et s'intéresse à cette théorie de l'effet de démonstration, avec deux apports principaux. D'une part, nous montrons les limites de cette hypothèse dans sa formulation actuelle proposée par Cox et Stark (1996) et Stark (1995). D'autre part, nous présentons un modèle dynamique de démonstra-

tion où la probabilité d'imitation devient endogène. Ce travail se consacre volontairement aux transferts ascendants sous forme de services, sans équivalent sur le marché. En effet, les parents âgés ont surtout besoin d'affection et d'attention qui sont des biens sans aucun substitut marchand, pour lesquels la relation filiale assure le partage d'un stock de souvenirs personnels (Laferrère, 1999, p. 21). Cette restriction permet alors d'ignorer le caractère risqué de l'investissement familial dans la démonstration et l'éventuelle concurrence du marché bancaire qui en résulte (Bergstrom, 1996)<sup>3</sup>.

Le plan de cet article est le suivant. La section 2 présente la modélisation de l'effet de démonstration proposée par Cox et Stark (1996), et s'attarde sur les problèmes soulevés par ce modèle. La section 3 développe un modèle dynamique où la probabilité d'imitation devient endogène, fonction de la répétition des transferts ascendants mis en oeuvre par les parents. Le programme de contrôle optimal correspondant génère plusieurs prédictions théoriques pour les transferts ascendants, qui sont testées en section 4 à partir de deux sources statistiques réalisées en France. La section 5 conclut.

## 2 L'effet de démonstration

### 2.1 Présentation du modèle

Le modèle proposé par Bergstrom et Stark (1993) et par Cox et Stark (1996) nécessite la coprésence de trois générations, les grands-parents  $G$ , les parents  $P$  et les enfants  $K$ <sup>4</sup>. Suivant l'effet de démonstration, les parents  $P$  cherchent à travers un transfert versé à leurs propres parents  $G$  à recevoir une aide identique de la part de leurs enfants  $K$ .

La modélisation de l'effet de démonstration consiste à envisager la possibilité de phénomènes d'imitation entre les générations successives. Les enfants dont le comportement dans le futur est incertain ont le choix entre deux attitudes distinctes. D'un côté, ils peuvent reproduire les attitudes de solidarité ascendante mises en pratique par leurs parents : ce sont alors des imitateurs. De l'autre, ils peuvent choisir des actions indépendantes qui maximisent leur intérêt propre sachant que leurs propres enfants seront eux-mêmes des imitateurs. Quatre générations interviennent finalement dans le processus de transmission familiale. Le modèle théorique développé par Cox et Stark (1996), dont nous reprenons brièvement la présentation, est statique.

---

<sup>3</sup>Cette concurrence potentielle est étudiée par Jellal et Wolff (2000) à partir d'un modèle de transferts intergénérationnels à deux périodes, où les parents peuvent investir dans la démonstration (un actif risqué) ou bien placer leur argent sur le marché financier à un taux d'intérêt certain.

<sup>4</sup>Le texte de Cox et Stark (1996) est publié dans l'ouvrage de Stark (1995, chapitre 3).

Soit  $X$  le transfert des parents  $P$  aux grands-parents  $G$  et  $Y$  le transfert versé par les enfants  $K$  à leurs parents  $P$ . Les enfants sont au nombre de  $n$ , la fécondité étant supposé exogène. Par ailleurs, les comportements d'imitation des enfants sont supposés parfaitement corrélés suivant Cox et Stark (1996)<sup>5</sup>. On suppose qu'il existe une probabilité exogène  $\pi$  ( $0 \leq \pi \leq 1$ ) telle que les enfants s'occupent dans le futur de leurs parents d'une manière similaire à l'aide fournie présentement par les parents aux grands-parents. Avec une probabilité  $\pi$ , les enfants imitent les transferts  $X$  observés de leurs parents et donc  $Y = X$  dans ce cas, mais ils peuvent aussi choisir avec une probabilité  $1 - \pi$  le comportement égoïste  $Y$ , avec  $Y \neq X$ . Le montant optimal du transfert est donné par la maximisation de l'utilité espérée  $EU(X, Y, \pi, n)$  :

$$\max_X EU(X, Y, \pi, n) = \pi U(X, nX) + (1 - \pi)U(X, nY) \quad (1)$$

où la fonction d'utilité des parents  $U(X, nY)$  est continue, deux fois différentiable et strictement quasi-concave. Pour les arguments de la fonction  $U$ , le fait d'aider ses ascendants par un transfert  $X$  diminue le niveau de satisfaction, soit  $U_1 < 0$ . À l'inverse, le niveau d'utilité s'accroît avec l'éventuel transfert  $X$  reçu des enfants, soit  $U_2 > 0$ .

Soit  $U^I \equiv U(X, nX)$  l'utilité des parents dont les enfants adoptent un comportement de type imitatif et  $U^S \equiv U(X, nY)$  l'utilité des parents dont les enfants choisissent une autre attitude. La condition de premier ordre pour (1) s'exprime alors :

$$-[\pi U_1^I + (1 - \pi)U_1^S] = n\pi U_2^I \quad (2)$$

L'interprétation est la suivante. Au point d'allocation optimal, le bénéfice marginal  $n\pi U_2^I$  de l'aide espérée par  $P$  des  $n$  enfants  $K$  est égal au coût marginal  $-\pi U_1^I + (1 - \pi)U_1^S$  de la fourniture de services par  $P$  à  $G$ . Cette condition révèle que l'aide  $X$  dépend de la probabilité d'imitation  $\pi$ , du nombre d'enfants  $n$ , et de la spécification de la fonction d'utilité  $U$ . L'unique solution  $X^*$  qui est déterminée à partir de (2) est donnée par la forme réduite  $X^* = X^*(Y, \pi, n)$ . À l'équilibre,  $X^*$  augmente avec les valeurs de  $\pi$  puisque l'on a  $\partial X^* / \partial \pi = U_1^S / \pi EU_{11} > 0$  (Cox et Stark, 1996). Ainsi, le rendement de l'aide versée par  $P$  à  $G$  s'accroît lorsque les parents se caractérisent par une probabilité plus importante de recevoir en retour de l'aide de leurs enfants.

---

<sup>5</sup>Pour reprendre les remarques des referrees, le fait que le nombre d'enfants n'influence pas la probabilité que l'un d'entre eux au moins soit un imitateur apparaît peu crédible. Néanmoins, nous conservons pour le moment cette hypothèse faite par Cox et Stark (1996).

## 2.2 Critiques

En mettant en jeu au moins trois générations, la théorie de la démonstration correspond à un principe de réciprocité indirecte, puisque les parents ne reçoivent pas de la génération qu'ils ont au préalable aidé, mais d'une autre génération. Néanmoins, sous sa formulation précédente, le modèle proposé par Cox et Stark (1996) et Stark (1995) soulève plusieurs critiques sérieuses, à la fois sur une conclusion importante à laquelle les auteurs parviennent et sur le fondement logique de cette hypothèse.

D'une part, Cox et Stark (1996, 1998) indiquent que l'investissement dans la démonstration est nécessairement plus productif en présence de  $n$  enfants. Cette condition, telle que  $\partial X/\partial n > 0$  (Stark, 1995, p. 57, note 9), n'apparaît effectivement pas correcte<sup>6</sup>. L'effet de  $n$  sur le transfert optimal  $X^*$  est obtenu à partir du signe de  $\partial X^*/\partial n = -EU_{14}/EU_{11}$  (sachant  $EU_{11} < 0$ , condition nécessaire pour un maximum) :

$$\frac{\partial X^*}{\partial n} = -\frac{X^*\pi U_{12}^I + \pi U_2^I + n\pi X^*U_{22}^I + (1-\pi)YU_{12}^S}{EU_{11}} \quad (3)$$

La dérivée  $\partial X^*/\partial n$  correspond alors à une somme de termes positifs et négatifs, puisque l'on a par exemple  $\pi U_2^I > 0$ , mais  $n\pi X^*U_{22}^I < 0$ . Il n'est donc pas possible de déterminer avec précision l'effet de  $n$  sur le niveau de transfert optimal  $X^*$  dans le cas général. L'explication de ce résultat est la suivante. D'un côté, le bénéfice marginal de l'imitation est plus important en présence de nombreux enfants suite aux économies d'échelle (Cox et Stark, 1996). De l'autre, le fait d'aider  $G$  est un investissement à la rentabilité incertaine pour  $P$  et la perte lorsque les enfants choisissent  $Y$  plutôt que  $X$  croît avec  $n$ . Les choix de transferts dépendent en fait du degré d'aversion pour le risque des parents dans ce modèle. Si l'on considère le cas où  $U_{12}^I = 0$  et  $U_{12}^S = 0$  (absence d'effets croisés), alors  $\partial X^*/\partial n$  devient  $\partial X^*/\partial n = -(\pi U_2^I + \pi n X^* U_{22}^I)/EU_{11}$  et l'on a :

$$\frac{\partial X^*}{\partial n} = -\frac{\pi U_2^I \left[ 1 - n X^* (-U_{22}^I/U_2^I) \right]}{EU_{11}} \quad (4)$$

Dans ce cas, on obtient  $\text{sgn } \partial X^*/\partial n = \text{sgn } (1 - n X^* \sigma)$ , où  $\sigma = -U_{22}^I/U_2^I$  est le degré d'aversion absolue pour le risque. Si le nombre d'enfants augmente les aides de  $P$  à  $G$  avec une faible aversion pour le risque ( $\partial X^*/\partial n \geq 0$  pour  $\sigma \leq 1/nX^*$ ), les parents ayant une descendance importante vont faire moins de transferts s'ils ont une forte aversion pour le risque ( $\sigma \geq 1/nX^*$ ). Le poids du risque induit par l'absence d'imitation des enfants prend une part plus importante au sein des familles risquophobes.

---

<sup>6</sup>Pour les auteurs, les grands-parents préfèrent avoir davantage de petits-enfants parce qu'ils recevront alors davantage de transferts de leurs propres enfants. Les conséquences de cette possible endogénéité du nombre de petits-enfants est discutée plus en détail par Cox et Stark (1998b).



D'autre part, la modélisation précédente ne permet pas d'expliquer la dynamique des transmissions familiales, dans la mesure où elle correspond à une simple loterie. En particulier, l'attitude des parents ne peut influencer celle des enfants avec une probabilité d'imitation exogène. Ceci soulève deux difficultés.

En premier lieu, l'effet de démonstration n'indique pas la nature des motivations pour aider ses parents. Le processus de formation des préférences correspond ici à une "boîte noire". Pourquoi les individus deviennent-ils imitateurs en voyant les parents aider leurs propres ascendants ? En l'état actuel de la formalisation présentée, il n'existe pas de justification valable dans l'effet de démonstration pour expliquer l'imitation. Cette imitation est donnée *ex ante* une fois pour toute dans Stark (1995). Dès lors, chaque génération semble totalement soumise au destin. Il y a donc ici un paradoxe manifeste qui est lié à la nature exogène du processus d'imitation.

En second lieu, le fait que l'imitation ne rentre pas en compte dans le programme de maximisation des individus soulève un problème de cohérence. Comme le mentionnent Cox et Stark (1996), chaque génération fait face au même problème que la génération précédente. Toutes les générations ont alors la même incitation à mettre en oeuvre un effet de démonstration. Ainsi, dans le modèle de Stark (1995), les parents ne prennent pas en compte le fait que les enfants ont eux-mêmes besoin de leur donner  $X$  s'ils veulent à leur tour être imités par leurs propres enfants. En conséquence, comme le soulignent Arrondel et Masson (2001a, pp. 130-131), ce type de modèle ne vaut qu'à l'équilibre<sup>7</sup>. La théorie de la démonstration s'applique donc seulement dans un environnement stationnaire.

Quelle est la conséquence de cet intérêt pour chaque génération à faire défaut sur celle qui la suit ? Il en résulte des transferts nuls à l'équilibre. Raisonnons par induction arrière. Les parents ne vont pas aider leurs ascendants, puisque leurs enfants doivent eux-mêmes les aider. Or, ces derniers ne vont pas non plus montrer l'exemple, préférant compter à leur tour sur le soutien de leurs propres enfants. Ce raisonnement se répète sur les générations successives, chacun attendant un effort de la part de ses descendants, si bien qu'aucun transfert ne se réalise au final.

La logique de ce raisonnement peut toutefois être inversée, si l'on veut obtenir des valeurs positives pour les transferts familiaux. Il suffit d'admettre que les aides concernées n'ont pas de substituts marchands ou bien qu'elles sont nécessaires pour la survie des agents (Ehrlich et Lui, 1991). Si l'on admet une chaîne infinie de générations, tous les individus sont alors incités à participer aux échanges familiaux. Dans le cas contraire, si

---

<sup>7</sup>Nous remercions Luc Arrondel et André Masson pour leurs précisions sur cette faiblesse importante de la théorie de l'effet de démonstration.

la première génération anticipe qu'à une date future, une génération ne va pas aider ses ascendants, alors un raisonnement par induction arrière révèle qu'aucune solidarité ne va se mettre en place. Le système intergénérationnel s'arrête.

En conséquence, chaque génération doit s'occuper de ses propres parents, tout du moins sous l'hypothèse que le fait d'aider ses parents favorise effectivement le processus d'imitation. Il convient de souligner que ce type de raisonnement s'applique à d'autres modèles de transferts, en particulier l'échange intertemporel proposé par Cigno (1993) ou tout simplement la retraite par répartition. Comme le note Guttman (2001, pp. 143–144), des transferts ascendants de nature égoïste ne peuvent se réaliser que dans un environnement stationnaire. Dans le cas contraire, il est aisé de montrer que les transferts ne sont pas mis en place si une génération dans le futur peut obtenir de meilleures opportunités que la participation aux échanges familiaux<sup>8</sup>.

### 3 Dynamique de l'imitation

#### 3.1 Transferts répétés et imitation endogène

Pour expliquer les aides versées aux parents, nous proposons une extension du modèle de démonstration en amont, en considérant une probabilité d'imitation endogène fonction de la répétition des actes de transferts de  $P$  à  $G$ <sup>9</sup>. Le modèle est construit de la façon suivante. À chaque instant  $t$ , avec  $t \in [0; T]$ , les parents font un transfert  $X_t$  à leurs ascendants. Les enfants peuvent alors soit imiter ce transfert  $X_t$  avec une probabilité  $\pi_t$ , soit choisir le comportement  $Y_t$  avec la probabilité  $1 - \pi_t$ .

La probabilité d'imitation est désormais endogène. Les psychologues ont largement mis en évidence le fait que les enfants reproduisent d'autant plus facilement le comportement de leurs parents que ces derniers réitèrent leur soutien à leurs propres ascendants (Bandura, 1986). Soit  $S_t$  la variable de stock qui indique la moyenne pondérée des transferts passés des parents aux grands-parents, avec des pondérations diminuant exponentiellement dans le temps (voir Ryder and Heal, 1973, p. 2) :

$$S_t = \rho \int_{-\infty}^t X_\tau e^{-\rho(t-\tau)} d\tau \quad (5)$$

avec  $X_\tau$  le transfert de  $P$  à  $G$  à la date  $\tau$  et  $\rho$  le taux de mémoire. Une valeur importante

---

<sup>8</sup>Ce type de modèle où une génération doit accepter de donner avant de recevoir soulève des problèmes de confiance entre agents, dont les solutions sont évoquées par Cordonnier (1997), Hammond (1975) et Masson (1999).

<sup>9</sup>L'importance de la répétition des actes de transferts par les parents pour influencer le comportement futur des enfants est soulignée à plusieurs reprises par Cox et Stark (1996, 1998a).

pour  $\rho$  indique qu'une pondération faible est accordée aux valeurs distantes dans le temps des transferts  $X_\tau$ . Nous retenons donc un processus d'inculcation généré par des actes répétés de transferts, et la probabilité d'imitation  $\pi_t = \pi(S_t)$  devient :

$$\pi(S_t) = \pi \left( \rho \int_{-\infty}^t X_\tau e^{-\rho(t-\tau)} d\tau \right) \quad (6)$$

avec  $\pi'(S_t) > 0$  et  $\pi''(S_t) \leq 0$ . L'imitation croît avec le stock moyen de référence, mais à un taux décroissant. Cette formulation donne un sens à la formation soutenue des préférences des enfants par les parents. L'évolution de l'imitation est donnée par :

$$\dot{S}_t = \rho(X_t - S_t) \quad (7)$$

Dès lors, les parents qui ont recours à l'effet de démonstration en présence de  $n$  enfants, dont les comportements sont pour le moment toujours supposés corrélés, se caractérisent par l'utilité espérée instantanée  $V(X_t, Y_t, S_t, n)$  qui s'écrit sous la forme suivante :

$$V(X_t, Y_t, S_t, n) = \pi(S_t)U(X_t, nX_t) + (1 - \pi(S_t))U(X_t, nY_t) \quad (8)$$

Pour déterminer le niveau de transfert optimal, on admet que les parents maximisent la valeur actualisée de l'utilité espérée  $V(\cdot)$  au taux d'escompte subjectif  $\delta$  étant donnée une durée de vie incertaine (Yaari, 1965). Soit  $T$  la durée de vie maximale du parent. Étant donnée l'incertitude,  $T$  devient une variable aléatoire de densité  $f(T) = \lambda e^{-\lambda T}$ . L'espérance de vie de  $P$  correspond donc à  $E(T) = \int_0^{+\infty} T \lambda e^{-\lambda T} dT = 1/\lambda$ . Ainsi, l'espérance d'utilité escomptée pour les parents est donnée par  $V_T = E \left( \int_0^T V(X_t, Y_t, S_t, n) e^{-\delta t} dt \right) dF(T)$  que l'on peut réécrire (voir Jellal et Wolff, 2000) :

$$V_T = \int_0^{+\infty} \left( \int_0^T V(X_t, Y_t, S_t, n) e^{-\delta t} dt \right) \lambda e^{-\lambda t} dT \quad (9)$$

Il suffit alors d'intégrer par parties pour obtenir l'expression suivante :

$$V_T = \int_0^{+\infty} V(X_t, Y_t, S_t, n) e^{-(\delta+\lambda)t} dt \quad (10)$$

Ainsi, compte tenu de l'incertitude sur la durée de vie, on se retrouve donc dans un modèle à horizon infini pour déterminer le comportement optimal des parents<sup>10</sup>. Le niveau de satisfaction parental tient compte du stock d'aides ascendantes  $S_t$  et le taux d'escompte global correspond à la somme du taux d'escompte subjectif et de l'inverse de l'espérance de vie. Nous étudions à présent la solution d'équilibre où les parents maximisent leur utilité espérée sous contrainte d'évolution de l'imitation.

---

<sup>10</sup>Comme le soulignent Foster et Rosenzweig (2001), tout modèle de transferts à horizon infini (par exemple en cas d'altruïsme) incorpore en fait la possibilité que les transferts pour une raison exogène s'arrêtent à une date donnée avec une certaine probabilité. Cette probabilité est alors simplement absorbée dans le taux d'escompte.

### 3.2 Le transfert familial optimal

Le choix d'investissement dans l'effet de démonstration pour les parents est déterminé à partir du programme de maximisation suivant :

$$\begin{aligned} \max_{X_t} \int_0^{+\infty} [\pi(S_t)U(X_t, nX_t) + (1 - \pi(S_t))U(X_t, nY_t)] e^{-(\delta+\lambda)t} dt \\ \text{s.c. } \dot{S}_t = \rho(X_t - S_t), S_0 \geq 0 \end{aligned} \quad (11)$$

**Proposition 1** *Pour les parents, le niveau de transfert lié à l'effet de démonstration vérifie à l'équilibre stationnaire :*

$$- [\pi U_1^I + (1 - \pi)U_1^S] = n\pi U_2^I + \frac{\rho\pi'}{\rho + \delta + \lambda}(U^I - U^S) \quad (12)$$

**Preuve.** Pour déterminer la solution du programme de contrôle optimal correspondant à (11), on définit le Hamiltonien  $H$  tel que :

$$H = \pi(S)U(X, nX) + (1 - \pi(S))U(X, nY) + \mu\rho(X - S)$$

où  $\mu$  est la variable adjointe à l'équation d'état. Les conditions d'équilibre associées sont les suivantes (voir Kamien et Schwartz, 1991) :

$$\begin{cases} \partial H / \partial X = 0 \\ \dot{\mu} = (\delta + \lambda)\mu - \partial H / \partial S \\ \lim_{t \rightarrow +\infty} e^{-(\delta+\lambda)t} \mu_t S_t = 0 \end{cases}$$

D'après  $\partial H / \partial X = 0$ , il vient  $\pi(S)(U_1^I + nU_2^I) + (1 - \pi(S))U_1^S + \mu\rho = 0$ . La seconde condition s'écrit  $\dot{\mu} = \mu(\delta + \lambda) - \pi'(S)(U^I - U^S) + \mu\rho$ . À l'équilibre stationnaire pour lequel  $\dot{\mu} = 0$ ,  $\dot{S} = 0$  ( $X = S$ ) et le nombre d'enfants est constant, la valeur de  $\mu$  est donnée par  $\mu = \pi'(S)(U^I - U^S) / (\rho + \lambda + \delta)$  que l'on peut reporter dans la solution  $\partial H / \partial X = 0$  pour obtenir la condition d'équilibre (12). *QED*

En intégrant la dynamique de l'inculcation, cette extension du modèle de Cox et Stark (1996) permet d'expliciter le gain intertemporel de la démonstration. L'interprétation de la proposition 1 est en effet la suivante. À l'équilibre stationnaire, le coût marginal de l'aide  $-[\pi U_1^I + (1 - \pi)U_1^S]$  est égal au bénéfice marginal du transfert espéré. Celui-ci correspond à la somme du gain instantané espéré de l'aide  $n\pi U_2^I$  et du gain intertemporel escompté de l'inculcation de l'imitation  $\rho\pi'(U^I - U^S) / (\rho + \delta + \lambda)$ .

**Proposition 2** *La dynamique d'inculcation de l'imitation conduit les parents à investir davantage dans l'effet de démonstration.*

**Preuve.** Soit  $X^*$  le niveau de transfert optimal donné par le modèle d'imitation de Cox et Stark (1996), tel que  $X^*$  est solution de  $\pi(U_1^I + nU_2^I) + (1 - \pi)U_1^S = 0$ . Soit  $\tilde{X}$  le transfert optimal donné par le modèle dynamique de démonstration avec imitation endogène, tel que  $\tilde{X}$  est solution de  $\pi U_1^I + (1 - \pi)U_1^S + n\pi U_2^I + \rho\pi'(U^I - U^S)/(\rho + \lambda + \delta) = 0$  d'après la proposition 1. L'évaluation de  $\partial H/\partial X$  pour  $X = X^*$  est alors donnée par :

$$\left. \frac{\partial H}{\partial X} \right|_{X=X^*} = \frac{\rho\pi'(U^I - U^S)}{\rho + \lambda + \delta}$$

Le signe de  $\partial H/\partial X |_{X=X^*}$  est donc strictement positif, d'où  $\tilde{X} > X^*$ <sup>11</sup>. QED

### 3.3 Statique comparative

D'après la condition d'équilibre (12), le montant optimal du transfert  $\tilde{X}$  avec une probabilité d'imitation endogène s'énonce sous la forme  $\tilde{X} = \tilde{X}(\delta, \lambda, \rho, n)$ . Nous explicitons à présent l'effet de ces différentes variables sur le choix optimal  $\tilde{X}$  des parents.

i) Les parents investissent moins dans l'effet de démonstration lorsqu'ils se caractérisent par une forte préférence pour le présent, le processus d'inculcation présentant un coût excessif à court terme par rapport à ses bénéfices futurs escomptés :

$$\text{sgn} \frac{\partial \tilde{X}}{\partial \delta} = \text{sgn} - \frac{\rho\pi'(U^I - U^S)}{(\rho + \lambda + \delta)^2} < 0$$

ii) L'espérance de vie, qui est égale à  $1/\lambda$ , augmente les transferts versés par les parents aux plus âgés. Cet effet permet d'expliquer les comportements de démonstration différents entre les hommes et les femmes que mentionnent Cox et Stark (1996) :

$$\text{sgn} \frac{\partial \tilde{X}}{\partial \lambda} = \text{sgn} - \frac{\rho\pi'(U^I - U^S)}{(\rho + \lambda + \delta)^2} < 0$$

Puisque les femmes vivent plus longtemps que les hommes, le processus d'inculcation par la démonstration se révèle plus avantageux pour ces dernières car elles peuvent bénéficier des aides futures de leurs enfants sur un intervalle de temps accru. Par ailleurs, elles se marient généralement à des âges plus jeunes que les hommes. Elles font donc face à un risque plus important de se retrouver sans conjoint sur les vieux jours, ce qui augmente là encore l'utilité espérée des aides futures des enfants.

iii) Les transferts versés par les parents aux grands-parents augmentent avec le taux de mémoire de l'imitation, puisque les enfants accordent dans ce cas davantage de poids aux

---

<sup>11</sup>Le modèle de Cox et Stark (1996) correspond à une représentation myope et asociale des parents. Dans cette extension, le recours à un véritable processus d'inculcation par des transferts répétés de la part des parents (et non par une loterie) explique le bénéfice accru de l'aide future.

comportements récents d'aides aux ascendants :

$$\text{sgn} \frac{\partial \tilde{X}}{\partial \rho} = \text{sgn} \frac{(\delta + \lambda)\pi'(U^I - U^S)}{(\rho + \lambda + \delta)^2} > 0$$

Plusieurs variables sont corrélées avec ce paramètre  $\rho$ . On s'attend à ce que le processus d'inculcation soit plus efficace en présence de jeunes enfants. Dans sa lecture décernée pour le prix Nobel, Becker (1993) insiste sur le fait que les attitudes et valeurs pour un adulte sont très largement influencées par les expériences vécues dès le plus jeune âge. À l'inverse, des parents éloignés de leurs enfants dans l'espace n'ont pas intérêt à autant investir dans la démonstration, l'oubli étant plus probable. La visibilité des transferts est aussi importante. Les parents favorisent l'inculcation lorsqu'ils privilégient de rendre visite ou bien d'apporter des services en temps à leurs ascendants plutôt que de leur verser de l'argent ou d'avoir recours à des contacts téléphoniques (Cox et Stark, 1996).

iv) L'effet du nombre d'enfants sur le transfert d'équilibre  $\tilde{X}$  est indéterminé. Avec la corrélation des comportements, on obtient la dérivée  $\partial \tilde{X} / \partial n$  suivante :

$$\text{sgn} \frac{\partial \tilde{X}}{\partial n} = \text{sgn} \left[ \pi(\tilde{X}U_{12}^I + U_2^I + n\tilde{X}U_{22}^I) + (1 - \pi)YU_{12}^S + \frac{\rho\pi'(\tilde{X}U_2^I - YU_2^S)}{\rho + \lambda + \delta} \right] \gtrless 0$$

Si les parents risquophobes investissent moins dans la démonstration en présence de plusieurs enfants suivant le modèle statique de Cox et Stark (1996), ce résultat n'apparaît plus vérifié avec une probabilité d'imitation endogène. Considérons le cas restrictif où  $U_{12}^I = 0$  et  $U_{12}^S = 0$  (absence d'effets croisés). Dans ce cas,  $\partial \tilde{X} / \partial n$  est donnée par :

$$\text{sgn} \frac{\partial \tilde{X}}{\partial n} = \text{sgn} \left[ \pi U_2^I (1 - n\tilde{X}\sigma) + \frac{\rho\pi'(\tilde{X}U_2^I - YU_2^S)}{\rho + \lambda + \delta} \right] \gtrless 0$$

avec  $\sigma = -U_{22}^I / U_2^I$  le degré d'aversion absolue pour le risque. Avec  $\tilde{X}U_2^I > YU_2^S$ , les parents caractérisés par une faible aversion pour le risque ( $\sigma \leq 1/n\tilde{X}$ ) investissent toujours davantage dans la démonstration en présence de nombreux enfants ( $\partial \tilde{X} / \partial n \geq 0$ ). En revanche, l'effet de  $n$  sur  $\tilde{X}$  devient ambigu pour des parents risquophobes caractérisés par  $\sigma \geq 1/n\tilde{X}$ . Dans ce cas, le signe de  $\partial \tilde{X} / \partial n$  devient :

$$\text{sgn} \frac{\partial \tilde{X}}{\partial n} \gtrless 0 \Leftrightarrow \frac{1}{n\tilde{X}} \left[ 1 + \frac{\rho}{\rho + \lambda + \delta} \frac{\pi'(\tilde{X}U_2^I - YU_2^S)}{\pi U_2^I} \right] \gtrless \sigma$$

Ainsi, la répétition des actes de transferts peut conduire des parents présentant de l'aversion pour le risque à investir davantage dans la démonstration avec de nombreux enfants, étant donné le gain intertemporel engendré par le processus d'inculcation dans un cadre dynamique. Dans la mesure où ce gain intertemporel est plus élevé pour les femmes compte

tenu de l'effet du paramètre  $\lambda$ , les femmes qui ont de nombreux enfants ont intérêt à faire davantage de transferts à leurs propres parents<sup>12</sup>.

iv') Une restriction majeure concerne ici la corrélation parfaite des comportements des enfants. Si l'on relâche cette hypothèse peu probable, alors les résultats deviennent un peu plus complexes, sans toutefois affecter la portée des conclusions précédentes. En particulier, l'effet de  $n$  sur  $\tilde{X}$  dépend toujours de l'aversion pour le risque. Sans perte de généralité, considérons la fonction d'utilité instantanée des parents  $V$ . Si l'on admet que seulement  $i$  enfants parmi  $n$  imitent leurs parents, alors l'utilité  $V$  s'énonce :

$$V = \sum_{i=1}^n C_n^i \pi^i (1 - \pi)^{n-i} U(X, iX + (n - i)Y)$$

La condition de premier ordre devient (en l'absence de gain intertemporel) :

$$-\sum_{i=1}^n C_n^i \pi^i (1 - \pi)^{n-i} U_1 = \sum_{i=1}^n C_n^i \pi^i (1 - \pi)^{n-i} i U_2$$

Cette condition peut encore s'énoncer sous la forme :

$$-E(U_1) = E(iU_2)$$

Avec  $E(iU_2) = E(i)E(U_2) + \text{cov}(i, U_2)$  et sachant que  $E(i) = n\pi$ , on obtient finalement :

$$-E(U_1) = n\pi E(U_2) + \text{cov}(i, U_2)$$

Dans ce cas, en comparaison avec le cas de corrélation parfaite, on a  $\text{sgn } \partial \tilde{X} / \partial E(i) > 0$ . La démonstration croît donc au fur et à mesure que le nombre moyen d'enfants imitateurs s'élève. En revanche, le fait que la condition  $\text{cov}(i, U_2) < 0$  soit vérifiée signifie que l'aversion au risque conduit à une baisse des transferts ascendants<sup>13</sup>. Le raisonnement est identique lorsque l'on prend en compte le gain intertemporel lié à l'endogénéisation de la probabilité d'imitation. L'aversion pour le risque conditionne les choix de transferts des parents, et les parents ayant une forte aversion pour le risque vont en général aider moins leurs ascendants avec de nombreux enfants.

Pour conclure, si la théorie de la démonstration est valide, on s'attend à ce que les transferts aux parents âgés soient d'autant plus importants que les aidants se caractérisent par une faible préférence pour le présent et par une espérance de vie longue, alors que l'incidence du nombre d'enfants demeure indéterminée mais corrélée avec l'aversion pour le

---

<sup>12</sup>L'effet de  $n$  sur  $\tilde{X}$  dépend fondamentalement de cette dynamique de l'inculcation, dans la mesure où les femmes se caractérisent par une aversion plus forte pour le risque que les hommes (Jianakoplos et Bernasek, 1998). Dans un cadre statique ( $\pi' = 0$ ), on s'attend à ce que les femmes ayant plusieurs enfant investissent moins dans la démonstration. L'effet est inversé avec une imitation endogène.

<sup>13</sup>Compte tenu de la concavité de la fonction d'utilité  $U$ , on a en effet  $\text{cov}(i, U_2) < 0$ .

risque. Le recours à la démonstration dépend également de son efficacité, qui est elle-même influencée par la visibilité des transferts. De ce fait, notre analyse empirique considère plusieurs formes d'aides versées aux parents âgés.

## 4 Les transferts ascendants en France

Nous cherchons donc à évaluer la pertinence du modèle théorique à partir de l'effet des caractéristiques des aidants sur les transferts ascendants. Compte tenu de l'intérêt pour les parents de mettre en oeuvre des transferts visibles sous forme de services et de contacts, a priori mieux mémorisés par les enfants (Becker, 1996, Cox et Stark, 1996), notre étude porte principalement sur les déterminants de ce type de transferts non marchands ascendants réalisés en France. Dans une perspective de comparaison, nous incluons également quelques considérations sur les aides financières.

### 4.1 Les données

Si les déterminants des transferts familiaux descendants sont désormais connus, on dispose en revanche de peu d'informations sur les aides qui remontent les générations. Pour notre étude économétrique, nous avons utilisé deux sources statistiques.

Réalisée par l'Insee en 1996, l'enquête Complémentaire Emploi renseigne sur le passage à la retraite et sur les conditions de vie des personnes âgées de 50 ans ou plus<sup>14</sup>. Si le questionnaire indique avant tout la trajectoire professionnelle des individus, il précise également l'existence de transferts familiaux réalisés au cours de l'année écoulée avec les autres générations. On connaît alors la fréquence du versement d'argent (dons ou prêts) et de trois types d'aides en temps de la part des enquêtés à leurs parents et beaux-parents : des services dans la vie de tous les jours, des services de type administratif, et l'assistance permanente dans la vie quotidienne. Si la seule prise en compte des transferts sur l'année permet de bien les relier aux caractéristiques du moment des prestataires, des individus qui se sont occupés dans le passé de leurs parents ne sont toutefois pas forcément recensés comme tel dans l'enquête s'ils ont mis un terme à leur aide.

Le fait de tester un modèle dynamique à l'aide de données annuelles n'est pas problématique ici, puisque nous avons déterminé les profils de transferts à l'équilibre stationnaire<sup>15</sup>. Certains inconvénients demeurent dans ces données. On connaît seulement la fréquence

---

<sup>14</sup>Cet échantillon représentatif de la population des plus de 50 ans en France a été tiré à partir de l'enquête Insee Emploi. Il comprend 11295 observations au total.

<sup>15</sup>Les choix de transferts au cours des autres périodes sont fixés à leur valeur optimale.



des services et non la durée exacte de l'aide consacrée, et on ne peut pas distinguer les aides versées aux parents de celles versées aux beaux-parents. Surtout, l'enquête ne fournit pas d'informations sur les caractéristiques des éventuels bénéficiaires. Or, l'étude économétrique des transferts à partir des caractéristiques d'un seul prestataire, aidant ou aidé, engendre un biais dans les estimateurs (Altonji *et alii*, 1997).

Ce problème ne se pose pas dans l'enquête Trois Générations réalisée par la Cnav en 1992, qui renseigne sur les comportements de transmissions pour des familles comprenant au moins trois générations adultes (Attias-Donfut, 1995). La démarche retenue pour la construction de cette enquête consistait à interroger sur un même questionnaire un membre de chacune des trois générations, enfants adultes, parents et grands-parents. L'enquête comprend d'une part un échantillon aléatoire d'individus appartenant à une génération intermédiaire âgée de 49 à 53 ans et ayant au moins un parent en vie et un enfant adulte, d'autre part deux échantillons correspondant à la sélection pour chaque membre de la génération médiane (encore appelée pivot) de l'un de ses parents et de l'un de ses enfants<sup>16</sup>. Pour tester l'hypothèse de démonstration, nous avons pris en compte l'information fournie par chaque grand-parent. Ce dernier est en effet interrogé sur les caractéristiques de ses différents enfants, ainsi que les visites et contacts reçus par chacun d'entre eux. De cette façon, nous disposons d'un échantillon où les enfants (appartenant à la génération pivot) n'ont pas nécessairement eux-mêmes des enfants.

Cette enquête présente au moins deux intérêts majeurs. D'une part, elle renseigne sur un ensemble de solidarités privées ascendantes et descendantes, dons d'argent et donations, aides en temps, ou encore contacts et visites. D'autre part, en associant les différents questionnaires pour une même famille, on connaît les caractéristiques socio-économiques complètes des deux prestataires concernés par les échanges intergénérationnels, l'aidant et l'aidé. Toutefois, la nature de l'échantillon fait que les résultats obtenus ne peuvent être généralisés à l'ensemble des ménages, mais seulement à ce type de familles trigénérationnelles. Sur cette enquête, nous avons restreint l'étude aux déterminants des contacts et des visites apportés par les pivots à leurs parents. Les autres type de transferts, argent et aides à la vieillesse et à la dépendance, sont étudiés par Arrondel et Masson (2001a, 2001b), Jellal et Wolff (2002b, 2003), et Wolff (1998).

---

<sup>16</sup>L'enquête comprend au total 4668 questionnaires individuels correspondant à 1958 lignées, que l'on peut décomposer suivant 1958 pivots, 1217 grands-parents et 1493 jeunes adultes.

## 4.2 Contacts et visites

Dans l'enquête CNAV Trois Générations, les 1217 grands-parents sont interrogés sur les fréquences annuelles de contacts (visites, téléphone, courriers) et de visites reçues avec chacun de leurs enfants non corésidents. Si les contacts regroupent à la fois des visites des parents aux enfants et des enfants aux parents, les visites reçues correspondent exclusivement à des transferts ascendants. Partant de cette information, nous avons ensuite individualisé le fichier initial afin de tenir compte des interactions au sein de la fratrie et de l'hétérogénéité familiale non observable. Chaque enfant compte alors pour une observation dans le nouvel échantillon. Afin d'éviter les problèmes posés par les ruptures conjugales, nous avons exclu les cas où le grand-parent enquêté n'est pas véritablement le parent ni de l'individu, ni de son éventuel conjoint. Lorsque l'on retient seulement les enfants 'biologiques' dans la régression, l'échantillon comprend exactement 3778 observations<sup>17</sup>.

Puisque les variables d'attention sont recensées sous forme discrète dans l'enquête, nous avons généré des mesures continues suivant la procédure appliquée par Cox et Rank (1992) et Cox et Stark (1996), en associant à chaque fréquence annuelle une valeur qui représente le nombre de contacts intervenant durant l'année. Cet indice est codé 100 lorsque les contacts sont quotidiens ou presque, 52 lorsqu'ils sont hebdomadaires, 24 pour deux fois par mois, . . . , 0 lorsqu'il n'y a pas de contact. D'un point de vue économétrique, les résultats obtenus sont identiques lorsque l'on travaille à partir des variables ordonnées pour les fréquences (avec un modèle logit ordonné). Le recours à une variable continue rend toutefois beaucoup plus aisée l'estimation de modèles à effets fixes, puisqu'il n'existe pas de solution directe pour estimer un modèle logit ordonné à effets fixes<sup>18</sup>.

Pour étudier les déterminants de ces variables d'attention, la régression comporte des caractéristiques démographiques et socio-économiques à la fois pour les grands-parents bénéficiaires et pour les enfants. En ce qui concerne ces derniers, les renseignements dont on dispose sont limités puisqu'ils sont fournis par le grand-parent enquêté. On connaît tout de même pour chaque enfant le sexe, l'âge, le lien de filiation avec les grands-parents (il peut s'agir d'un enfant de l'enquêté et de son conjoint, de l'enquêté seulement ou du conjoint seulement), la présence ou non d'un conjoint, le nombre d'enfants, l'existence

---

<sup>17</sup>Il est également possible que la nécessité des contacts avec les autres enfants soit réduite lorsque le parent coréside avec un des enfants. Le fait de supprimer ces observations réduit l'échantillon à 3389 observations, mais cette sélection supplémentaire est sans incidence sur les résultats obtenus.

<sup>18</sup>Une alternative consisterait à transformer le problème ordonné en estimant d'abord un modèle de type logit conditionnel (à la Andersen-Chamberlain) pour chaque niveau de la variable ordonnée, puis en utilisant un estimateur de distance minimum afin d'obtenir une valeur unique pour les paramètres du modèle à effets fixes.

de petits-enfants, le niveau d'éducation, la catégorie sociale et la distance géographique, mais on ignore les revenus et patrimoines individuels. Les résultats économétriques des estimations, Moindres Carrés Ordinaires et effets fixes, sont présentés dans le tableau 1.

D'après l'estimation par les MCO, l'attention est sensiblement plus fréquente lorsque l'enfant est de sexe féminin, avec environ 12 contacts et 5 visites supplémentaires par an. Le différentiel d'espérance de vie rend l'investissement dans la démonstration plus attractif pour les femmes. Cet effet de sexe demeure lorsque l'on prend en compte des couples où les deux conjoints participent au marché du travail. Il ne s'agit donc pas d'une simple spécialisation des tâches dans le couple. L'âge exerce une incidence plutôt négative sur l'attention à l'égard des ascendants, ce qui contredit plutôt la démonstration : les adultes âgés doivent a priori davantage se soucier de leurs vieux jours.

Vivre seul joue négativement sur les contacts ascendants. Cet effet est peu favorable au modèle théorique puisque les personnes isolées doivent accorder plus d'importance à l'attention future de leurs enfants. L'éducation exerce un effet positif au seuil de 1%, et les personnes exerçant une activité ont davantage de contacts avec leurs parents âgés. L'attention est plus fréquente lorsque l'enfant est agriculteur ou indépendant, tandis qu'être cadre ou profession intermédiaire joue dans le sens inverse. La distance (supposée exogène) révèle également l'importance des coûts de transaction dans la fourniture de services non marchands. Plus les générations vivent éloignées et moins elles se voient<sup>19</sup>. Clairement, vivre éloigné de ses ascendants augmente le coût marginal des aides.

L'effet du nombre d'enfant, largement indéterminé, dépend de l'aversion pour le risque des parents. Nous avons donc retenu une forme multiplicative pour l'effet de  $n$ , en croisant le nombre d'enfants avec des proxys de l'aversion pour le risque, en l'occurrence le sexe, l'éducation et la catégorie sociale. Si le genre est en effet un facteur important d'hétérogénéité en matière de goût pour le risque, le diplôme utilisé comme un indicateur d'aversion pour le risque peut aussi traduire des différences de préférence temporelle (Frederick et alii, 2002). Concernant le niveau social, la difficulté tient à ce que cette variable traduit également un effet d'exposition au risque plus fort. Or, les individus les moins averses au risque sont aussi les plus exposés. Cette imbrication entre aversion pour le risque et préférence temporelle complique sensiblement le test du modèle de démonstration.

Les résultats obtenus ne sont en tout cas guère convaincants. Les différentes variables croisées introduites dans la régression ne sont pratiquement jamais significatives. L'inter-

---

<sup>19</sup>Le fait que l'impact marginal de la distance soit relativement plus faible pour les contacts que pour les visites s'interprète dans ce sens. Les contacts incluent les courriers et appels téléphoniques dont le coût dépend beaucoup moins de la distance que les visites rendues.

action plutôt positive entre éducation et nombre d'enfants est certes celle escomptée pour des agents risquophiles, mais l'effet croisé négatif pour les agriculteurs et indépendants conduit à un résultat inverse. Pourtant, ces catégories sociales ont une aversion plus faible pour le risque (Arrondel et Masson, 1996). Par ailleurs, le nombre d'enfants n'influence pas significativement les contacts et visites. Nous avons également différencié les enfants selon leur sexe. Puisque les filles aident plus souvent leurs parents, les adultes devraient s'occuper davantage de leurs parents avec des garçons. Les différences obtenues ne sont toutefois pas significatives, et ne permettent pas de valider le modèle de démonstration (Wolff, 1998, pp. 336-337).

Pour les familles comprenant au moins deux enfants (1013 familles), nous avons aussi corrigé les effets fixes familiaux non observables. Les estimateurs obtenus par les MCO présentent un biais dans la mesure où les régressions comportent les caractéristiques des bénéficiaires qui sont communes à l'ensemble des enfants d'une fratrie donnée. Seuls les déterminants des aidants sont introduits dans la régression et les résultats de l'estimation sont largement inchangés (*cf.* tableau 1). Les contacts et visites sont plus fréquents de la part des femmes, des jeunes, des agriculteurs et indépendants, et lorsque les deux générations sont proches géographiquement. Par contre, l'éducation et le fait de vivre seul ne sont plus des facteurs explicatifs pertinents. Cette dernière variable joue plutôt positivement pour les visites après correction des effets fixes familiaux.

Dans le modèle théorique, seule la situation des aidants doit influencer les choix de transferts optimaux. Pourtant, plusieurs caractéristiques des aidés ont une incidence significative dans la régression, ce qui va plutôt à l'encontre de la démonstration. Par exemple, les plus vieux reçoivent plus d'attention lorsqu'ils sont fortunés, ce qui peut s'interpréter comme un échange stratégique (Bernheim *et alii*, 1985). Les contacts sont aussi plus fréquents pour les inactifs<sup>20</sup>. D'après les données, les personnes veuves reçoivent moins de contacts et de visites. Il est possible que le décès d'un parent fragilise les liens familiaux, en raison de conflits sur la succession ou bien pour oublier la douleur du décès. Les personnes âgées veuves étant également plus souvent en institution, cet effet négatif peut aussi traduire une substitution entre la prise en charge publique et les aides de la famille. Néanmoins, si les personnes veuves reçoivent moins de visites, elles vont voir beaucoup plus souvent leurs enfants (Wolff, 1998, p. 322).

Une dernière variable importante, qui n'intervient pas dans le modèle, concerne le nombre d'enfants du grand-parent. Le fait d'avoir de nombreux frères et soeurs diminue

---

<sup>20</sup>Concernant la catégorie sociale, les retraités sont reclassés dans leur catégorie sociale d'origine. Les inactifs correspondent donc aux personnes n'ayant jamais exercé d'activité professionnelle, et on trouve seulement des femmes dans cette catégorie.

fortement l'attention individuelle. D'un côté, les grands-parents vont être d'autant moins disponibles qu'ils ont de nombreux enfants. De l'autre, la situation des parents peut correspondre à un bien public pour les différents enfants, donnant lieu à des problèmes de free-riding, de telle sorte que chaque enfant cherche à faire le moins de transferts ascendants possibles en comptant sur le soutien de ses frères et soeurs<sup>21</sup>.

Au final, le bilan de ces résultats apparaît peu convaincant. A l'exception des effets de sexe, les estimations ne vont guère dans le sens des prédictions du modèle théorique. En fait, il est possible que la nature de la variable dépendante retenue, contacts et visites, soit problématique. Il s'avère parfois délicat de reconnaître la nature ascendante des solidarités sous forme d'attention. Ainsi, cherchant à tester l'effet de démonstration, Wolff (2001) montre que les visites accrues des parents aux grands-parents en présence de jeunes enfants s'explique surtout par les services de garde rendus par les grands-parents. Si ce phénomène n'intervient sans doute pas autant pour les générations étudiées compte tenu de l'âge des plus vieux (de 68 à 92 ans), nous testons à présent le modèle théorique à partir de plusieurs types de services familiaux dont le sens de circulation est indiscutablement ascendant.

### 4.3 Les services

Dans l'enquête Complémentaire Emploi, les aides en temps interviennent dans le tiers des familles (32,4%) pour les 4144 personnes ayant au moins un ascendant direct en vie. Les taux de transferts ascendants sont respectivement égaux à 24,8% pour les services au quotidien, 12,5% pour les services administratifs et 4,3% pour une assistance permanente. Dans leurs réponses, 55,5% des enquêtés déclarent qu'ils seraient prêts à solliciter leurs enfants en cas de coup dur. Cette attente d'un soutien de ses enfants en cas de besoin doit cependant être nuancée. Elle est plutôt reliée négativement avec le versement de transferts aux ascendants, puisque 53,5% des aidants escomptent un soutien de leurs enfants contre 56,5% pour les non aidants (cet écart n'étant toutefois pas statistiquement différent de zéro)<sup>22</sup>.

L'effet des caractéristiques des enquêtés sur ces services ascendants est étudié à partir

---

<sup>21</sup>Les autres résultats de la régression ne sont pas modifiés lorsque l'on retire la variable relative au nombre d'enfants du grand-parent. Néanmoins, les données ne permettent guère un traitement particulier des enfants uniques compte tenu de leur nombre limité (130 observations), même si l'on retrouve les effets de sexe et de distance précédents, tandis que le nombre d'enfants est positif et significatif au seuil de 5%). A partir des mêmes données, Jellal et Wolff (2002a) montrent que les comportements d'attention aux ascendants sont indépendants entre les frères et soeurs.

<sup>22</sup>Cet écart s'explique par le soutien accru escompté des frères et soeurs en cas de besoin pour les aidants, 18,5% contre 14,4%, qui peut traduire la volonté d'un dédommagement au sein de la fratrie en contrepartie des transferts aux parents. Aux États-Unis, Cox et Stark (1998) montrent à l'inverse que le soutien espéré des enfants est plus important pour les aidants.

d'un modèle Probit multivarié afin d'obtenir des estimateurs sans biais. Ce modèle est déterminé à partir d'une méthode de simulation numérique suivant la méthodologie proposée par Geweke-Hajivassiliou-Keane, qui s'avère en pratique la plus performante pour estimer des intégrales normales multivariées (Hajivassiliou *et alii*, 1996)<sup>23</sup>. Pour tester l'hypothèse de démonstration, nous avons inclus dans la régression plusieurs caractéristiques concernant les aidants potentiels, en particulier le sexe, l'âge, la présence d'un conjoint, le nombre d'enfants, le diplôme, la catégorie sociale et le niveau de ressources. Les résultats de l'estimation économétrique sont reportés dans le tableau 2.

Si l'hypothèse de démonstration est valide, on s'attend à ce que les ménages ayant une utilité future espérée des transferts familiaux importante s'occupent davantage de leurs parents. Il semble néanmoins difficile d'évaluer aujourd'hui les besoins futurs des individus. D'après les données, les services administratifs et surtout l'assistance permanente apparaissent significativement plus fréquents lorsque les aidants sont des femmes. A l'inverse, cet effet de sexe féminin n'est pas significatif pour les services au quotidien, vraisemblablement en raison de certaines tâches davantage masculines tel le bricolage. La démonstration peut expliquer l'investissement accru des femmes dans les solidarités familiales, compte tenu de leur espérance de vie plus longue : elles peuvent recevoir pendant plus longtemps les aides de leurs enfants.

L'âge de l'aidant exerce un effet positif pour l'assistance permanente, mais les données disponibles ne permettent pas de contrôler l'âge des parents dans la régression, si bien que cet effet positif traduit sûrement les besoins plus grands des parents (eux-mêmes plus âgés). L'âge n'exerce aucun effet sur les deux autres types de services. Le fait de vivre seul augmente la fourniture d'aides permanentes. Cet état exclut une prise en charge par le conjoint sur les vieux jours, si bien qu'il est préférable de se tourner vers les enfants pour bénéficier de solidarités familiales. Ce résultat doit toutefois être nuancé, puisqu'il peut s'expliquer par le temps libre plus important dont disposent les personnes seules. Lorsque l'on croise le fait de vivre seul avec le nombre d'enfants, cette nouvelle variable n'est pas significative (à l'exception des services au quotidien, avec un effet négatif au seuil de 10%); dans ce cas, le pivot dispose certainement de moins de temps libre pour s'occuper de ses parents âgés.

Les effets de la position socio-économique des aidants dépendent du type de transfert considéré (*cf.* tableau 2). L'éducation, la catégorie sociale et le niveau de revenu ne constituent pas des déterminants significatifs pour l'assistance permanente, avec des ef-

---

<sup>23</sup>Le recours à une technique d'intégration numérique s'explique par la prise en compte de quatre types de transferts ascendants dans la régression, les trois types de services et les versements d'argent, ce qui nécessite l'intégration de lois normales quadrivariées pour le calcul de la vraisemblance.

fets plutôt négatifs. À l'inverse, le diplôme favorise la fourniture de services ascendants au quotidien et administratifs, ces derniers augmentant avec le revenu de l'aidant.

Si l'on croise les variables de sexe, d'éducation et de catégorie sociale avec le nombre d'enfants, celui-ci exerce un effet négatif quel que soit le type de services considéré. Avec la démonstration, l'investissement peut augmenter ou diminuer avec le nombre d'enfants. L'effet des termes d'interaction va plutôt dans le sens des prédictions théoriques : avoir beaucoup d'enfants et être caractérisé par une faible aversion pour le risque (femmes, agriculteurs et indépendants, diplômés) augmente plutôt la probabilité de faire des services ascendants, mais les estimateurs obtenus ne sont de nouveau pas significatifs. L'effet négatif du nombre d'enfants peut s'expliquer par la rareté du temps libre dont disposent les aidants, qui sont amenés à partager leurs loisirs entre deux générations<sup>24</sup>.

Les données mettent donc en évidence une différence entre des aides courantes (services au quotidien et administratifs) et l'assistance permanente en cas de dépendance. Certaines prédictions du modèle de démonstration sont validées dans ce dernier cas, le plus restrictifs, lorsque les transferts ascendants nécessitent une forte implication des aidants. Arrondel et Masson (2001a, 2001b), Jellal et Wolff (2003) et Wolff (1998) parviennent à une conclusion identique pour les aides à la vieillesse et à la dépendance dans l'enquête Trois Générations : les aides ascendantes sont influencées par des caractéristiques qui augmentent le bénéfice espéré des aides futures rendues par les enfants suite à l'imitation<sup>25</sup>.

## 4.4 Les aides en argent

S'intéressant aux aides en argent versées aux ascendants, Arrondel et Masson (2001a) montrent que la fréquence de transfert augmente plutôt avec le nombre d'enfants dans l'enquête Cnav Trois Générations. Ce résultat, qui est également obtenu par Cox et Stark (1998a) pour les États-Unis, contredit plutôt les modèles usuels d'allocation des ressources familiale. Cox et Stark (1998a) indiquent par ailleurs que les aidants les plus éduqués font davantage d'investissements en capital humain pour leurs enfants. En conséquence, ils vont faire moins de transferts à leurs parents. À la fois pour la France et les États-Unis, la variable croisée du nombre d'enfants et de l'éducation de l'aidant exerce une incidence

---

<sup>24</sup>Nous avons également réalisé une estimation jointe des choix de transferts ascendants et descendants, qui confirment l'effet significativement négatif du nombre d'enfants sur les services aux parents. Ces données ne permettent pas de mesurer l'effet des enfants sur les temps consacrés aux ascendants.

<sup>25</sup>Néanmoins, comme le notent Arrondel et Masson (2001a), d'autres explications sont envisageables pour chacun de ces résultats. L'effet de sexe peut être le reflet d'une norme sociale et non de la différence d'espérance de vie, ou bien les personnes seules peuvent avoir davantage de temps libre.

négative sur la probabilité de verser de l'argent aux ascendants, qui augmente en revanche significativement avec le nombre d'enfants (Arrondel et Masson, 2001a, p. 144, Cox et Stark, 1998).

Des conclusions similaires sont obtenues pour les aides en argent qui sont recensées dans l'enquête Complémentaire Emploi (*cf.* tableau 2). D'une part, le nombre d'enfants augmente la probabilité d'un versement d'argent ascendant au seuil de 10%. D'autre part, lorsque l'on prend en compte l'interaction entre l'éducation de l'aidant et les enfants, cette variable joue négativement dans la régression alors que l'effet propre du nombre d'enfants reste positif et devient fortement significatif (au seuil de 1%).

Si l'on suit Arrondel et Masson (2001a) et Cox et Stark (1996), ces deux effets sont compatibles avec l'effet de démonstration. Pourtant, ces résultats viennent plutôt contredire le modèle théorique. D'après ce dernier, le signe du terme d'interaction entre l'éducation et le nombre d'enfants devrait être positif, puisque l'éducation est une proxy pour l'aversion pour le risque. Il est possible que ce terme d'interaction résulte ici d'un effet de contrainte budgétaire : la pression exercée par les besoins des enfants sur les ressources des aidants est alors plus forte.

L'enquête précise aussi pour les aidants potentiels les impossibilités survenues au cours des douze derniers mois de payer à temps des factures, des traites d'emprunts, des loyers, et des versements d'impôt. Le fait d'être contraint augmente alors la fréquence des aides financières ascendantes au seuil de 1%, mais cette variable ne modifie pas les transferts sous forme de services (*cf.* tableau 2)<sup>26</sup>. Ceux qui n'ont pas accès au marché du crédit ont intérêt à utiliser la démonstration, s'ils veulent recevoir des aides de leurs enfants dans le futur. Néanmoins, d'autres interprétations sont possibles : le résultat peut notamment traduire l'existence d'une mutualité familiale, caractérisée par des échanges intertemporels entre des générations non altruistes (Cigno, 1993, Laferrère, 1997).

## 5 Conclusion

L'effet de démonstration conduit à étudier les transferts ascendants au sein de la famille dans un cadre à trois générations. Cette extension trigénérationnelle semble importante

---

<sup>26</sup>Puisque la variable de contrainte de liquidité peut sans doute être considérée comme endogène dans la régression (Laferrère, 1997), nous avons réalisé deux tests complémentaires. D'une part, la prise en compte des difficultés financières passées, qui sont fortement corrélées avec les problèmes d'argent présents, augmente toujours la probabilité de transfert, même si l'effet n'est plus significatif. D'autre part, si l'on instrumente les difficultés d'argent au cours des douze derniers mois, la probabilité instrumentée d'être contraint augmente la fréquence d'aide au seuil de 5%.



pour comprendre les motivations de ces aides *inter vivos* (Arrondel et Masson, 1999, 2001b, Wolff, 1998).

Le modèle avec imitation endogène que nous avons développé permet de préciser les stratégies individuelles d'investissement dans la démonstration. La dynamique d'inculcation de l'imitation conduit les parents à investir davantage dans la démonstration. D'un point de vue empirique, le bilan est contrasté. Si certains résultats sont compatibles avec l'hypothèse de démonstration, d'autres ne le sont pas du tout. Si l'on synthétise les effets des variables d'intérêt pour tester la démonstration en fonction des différents transferts, seules les aides en argent et les aides permanentes à la dépendance conduisent à des conclusions qui ne sont pas incompatibles avec cette hypothèse théorique (*cf.* tableau 3). En revanche, pour les autres formes de transferts, le modèle de démonstration n'apparaît pas vérifié. Il convient par ailleurs de noter que certains de nos résultats sont compatibles avec d'autres modèles de transferts, fondés sur l'altruisme ou l'échange, sans pour autant corroborer pleinement l'une ou l'autre de ces hypothèses.

Notre travail souligne en tout cas la grande difficulté de tester ce modèle de démonstration. Ainsi, certains effets interprétés à ce jour en sa faveur ne sont en fait pas compatibles avec les prédictions de ce modèle (en particulier l'incidence négative du nombre d'enfants croisé avec le niveau d'éducation). Les prédictions que l'on cherche à tester sont en outre masquées par d'autres phénomènes. Deux exemples attestent de ces difficultés. Le premier concerne les ressources limitées (temps et argent) dont disposent les adultes, qu'ils doivent partager entre leurs enfants et leurs parents. Le second concerne les variables destinées à capturer le rôle de l'aversion pour le risque, dans la mesure où celles-ci vont traduire également des différences de préférence temporelle. Nous pouvons toutefois expliciter les raisons qui conduisent à la diversité des résultats obtenus.

En premier lieu, nous avons voulu prendre en compte un grand nombre de types de solidarités familiales. Or, les études réalisées à ce jour se contentent généralement de certaines formes de transferts, par exemple de l'argent ou des services. Pourtant, plusieurs études ont montré pour les aides descendantes que les facteurs explicatifs diffèrent selon les transferts considérés (Arrondel et Wolff, 1998). Ce constat s'applique manifestement aussi dans le sens ascendant. En second lieu, il paraît très peu réaliste que tous les ménages aient recours à l'effet de démonstration. Notre travail ignore cette possible hétérogénéité des comportements dans la population. Des motivations distinctes peuvent caractériser différents sous-groupes et les attitudes de chacun sont susceptibles de se modifier au cours du cycle de vie, ce qui rend le test des modèles théoriques de transferts encore plus complexe. En dernier lieu, il convient de mentionner les limites des données utilisées. L'enquête

Cnav retient d'emblée des familles trigénérationnelles et la taille de l'échantillon reste limitée, alors que l'enquête Emploi ne permet pas de contrôler de manière satisfaisante les caractéristiques des personnes aidées. Il serait donc souhaitable d'avoir des données statistiques supplémentaires sur les comportements de transferts ascendants en France, en particulier pour les temps consacrés aux ascendants et les sommes d'argent versées.

Les réciprocités indirectes sur plusieurs générations constituent néanmoins une alternative aux modélisations fondées sur l'altruisme et sur l'échange, ces motifs n'étant guère vérifiés pour la France. Ainsi, une étude jointe des transferts ascendants et descendants révèle que les hypothèses d'altruisme et d'un remboursement de type contractuel entre les générations sont rejetées (Wolff, 2000b). L'équirépartition forte que l'on observe pour les donations invalide également l'existence d'un échange de type paiement de services<sup>27</sup>. La possibilité d'un échange stratégique contredit l'effet négatif du patrimoine des plus âgés sur les aides à la vieillesse dont ils bénéficient (Arrondel et Masson, 2001b). Jellal et Wolff (2002a) concluent également à l'absence de comportements stratégiques : les attitudes des enfants sont plutôt indépendantes les unes des autres, les choix des collatéraux n'étant pas des variables pertinentes pour expliquer les décisions d'aides individuelles. Enfin, les personnes âgées qui ont elles-mêmes aidé leurs propres parents dans le passé ont une probabilité plus importante de recevoir des aides en temps de leurs enfants (Jellal et Wolff, 2002b).

A l'inverse, plusieurs effets qui sont favorables aux mécanismes de réciprocité indirecte sont aussi vérifiés pour les transferts descendants. Ainsi, Laferrère (1997) indique que les parents contraints par la liquidité versent davantage d'argent à leurs propres enfants. Arrondel et Masson (1991) et Arrondel et Wolff (1998) mentionnent l'existence d'une reproduction des comportements de transferts descendants entre les générations successives. Les personnes qui ont reçu des transferts de leurs parents dans le passé aident davantage leurs propres enfants. Au final, tous ces éléments suggèrent qu'il n'est pas inutile de dépasser les modèles fondés sur l'altruisme et sur l'échange pour expliquer les motivations des transferts familiaux, au profit d'une réciprocité indirecte entre les générations qui s'exerce à la fois dans les sens ascendant et descendant.

---

<sup>27</sup> Les partages inégalitaires sont prévisibles dans le cas d'un échange, chaque enfant devant être rémunéré en fonction de son attention.

## Références bibliographiques

- Altonji J.G., Hayashi F., Kotlikoff L.J., (1997), "Parental Altruism and Inter Vivos Transfers : Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, vol. 105, pp. 1121–1166.
- Arrondel L., Laferrère A., (2001), "Taxation and Wealth Transmission in France", *Journal of Public Economics*, vol. 79, pp. 3–33.
- Arrondel L., Masson A., (1991), "Que nous enseignent les enquêtes sur les transferts patrimoniaux en France ?", *Économie et Prévision*, 100-101, pp. 93–128.
- Arrondel L., Masson A., (1996), "Gestion du risque et comportements patrimoniaux", *Économie et Statistique*, 296-297, pp. 63–89.
- Arrondel L., Masson A., (1999), "L'économie des générations : la famille oubliée", *Futuribles*, 247, pp. 5–40.
- Arrondel L., Masson A., (2001a), "Transferts familiaux sur trois générations en France", *Revue d'Économie Politique*, pp. 127–149.
- Arrondel L., Masson A., (2001b), "Family Transfers Involving Three Generations", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 103, pp. 415–443.
- Arrondel L., Wolff F.C., (1998), "La nature des transferts inter vivos en France : investissements humains, aides financières et transmission du patrimoine", *Économie et Prévision*, 135, pp. 1–27.
- Attias-Donfut C., (1995), "Le double circuit des transmissions", in C. Attias-Donfut, ed., *Les solidarités entre générations. Vieillesse, Familles, État*, Nathan, Paris, pp. 41–82.
- Barry C. de, Eneau D., Hourriez J.M., (1996), "Les aides financières entre ménages", *Insee Première*, 441.
- Bandura A., (1986), *Social Foundations of Thoughts and Actions : A Social Cognitive Theory*, Englewood Cliffs, Prentice-Hall.
- Becker G.S., (1991), *A Treatise on the Family*, Enlarged Edition, Harvard University Press, Cambridge.
- Becker G.S., (1993), "Nobel Lecture : The economic way of looking at behavior", *Journal of Political Economy*, vol. 101, pp. 385–409.
- Becker G.S., (1996), *Accounting for Tastes*, Harvard University Press, Cambridge.
- Bergstrom T.C., (1996), "Economics in a Family Way", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, pp. 1903–1934.
- Bergstrom T.C., Stark O., (1993), "How Altruism Can Prevail Under Natural Selection", *American Economic Review*, vol. 83, pp. 149–155.
- Bernheim B.D., Shleifer A., Summers L.H., (1985), "The Strategic Bequest Motive", *Journal of Political Economy*, vol. 93, pp. 1045–1076.
- Cigno A., (1993), "Intergenerational Transfers Without Altruism : Family, Market and State", *European Journal of Political Economy*, vol. 9, pp. 505–518.
- Cohen D., (1994), *Les infortunes de la prospérité*, Julliard, Paris.
- Cordonnier L., (1997), *Coopération et réciprocité*, Presses Universitaires de France, Paris.
- Cox D., (1987), "Motives for Private Income Transfers", *Journal of Political Economy*, vol. 95, pp. 508–546.
- Cox D., Jakubson G., (1995), "The Connection Between Public Transfers and Private Interfamily Transfers", *Journal of Public Economics*, vol. 57, pp. 129–167.
- Cox D., Rank M.R., (1992), "Inter Vivos Transfers and Intergenerational Exchange", *Review of Economics and Statistics*, vol. 74, pp. 305–314.
- Cox D., Stark O., (1996), "Intergenerational Transfers and the Demonstration Effect", *Mimeo*, Boston College - Harvard University.
- Cox D., Stark O., (1998a), "Financial Transfers to the Elderly and the Demonstration Effect", *Mimeo*, Boston College - Harvard University.
- Cox D., Stark O., (1998b), "On the Demand for Grandchildren, Tied Transfers, Liquidity Constraints, and the Demonstration Effect", *Mimeographed*, Boston College - Harvard University.

- Crenner E., (1999), "Famille, je vous aide", *Insee Première*, 631.
- Foster A.D., Rosenzweig M.R., (2001), "Imperfect Commitment, Altruism and the Family : Evidence from Transfer Behavior in Low-Income Rural Areas", *Review of Economics and Statistics*, vol. 83, pp. 389-407.
- Frederick S., Loewenstein G., O'Donoghue T., (2002), "Time discounting and time preference : A critical review", *Journal of Economic Literature*, vol. 40, pp. 351-401.
- Guttman J.M., (2001), "Self-enforcing Reciprocity Norms and Intergenerational Transfers : Theory and Evidence", *Journal of Public Economics*, vol. 81, pp. 117-151.
- Hajivassiliou V., McFadden D., Ruud P., (1996), "Simulation of Multivariate Normal Rectangle Probabilities and their Derivatives. Theoretical and Computational Results", *Journal of Econometrics*, vol. 72, pp. 85-134.
- Hammond P., (1975), "Charity : Altruism or Cooperative Egoism ?", in Phelps E.S., ed., *Altruism, Morality and Economic Theory*, Russel Sage Foundation, New York, pp. 115-131.
- Jellal M., Wolff F.C., (2000), "Shaping Intergenerational Relationships : The Demonstration Effect", *Economics Letters*, vol. 68, pp. 255-261.
- Jellal M., Wolff F.C., (2002a), "Aides aux parents âgés et allocation intra-familiale", *Revue Economique*, vol. 53, pp. 863-885.
- Jellal M., Wolff F.C., (2002b), "Cultural Evolutionary Altruism : Theory and Evidence", *European Journal of Political Economy*, vol. 18, pp. 241-262.
- Jellal M., Wolff F.C., (2003), "Solidarités familiales par la démonstration", *Revue Economique*, vol. 54, pp. 785-810.
- Jianakoplos N.A., Bernasek A., (1998), "Are Women More Risk Averse ?", *Economic Inquiry*, vol. 36, pp. 620-630.
- Kamien M.I., Schwartz N.L., (1991), *Dynamic Optimization. The Calculus of Variations and Optimal Control in Economics and Management*, North-Holland, Amsterdam.
- Laferrère A., (1997), "Help to Children's Households : Testing their Motivations on French Data", *Mimeo*, Insee, 14èmes Journées de Microéconomie Appliquée, juin, Marrakech.
- Laferrère A., (1999), "Intergenerational Transmission Models : A Survey", *Geneva Papers on Risk and Insurance*, vol. 24, pp. 2-26.
- Masson A., (1999), "Quelle solidarité générationnelle?", *Revue Française d'Économie*, vol. 14, pp. 27-90.
- Ryder H.E., Heal G.M., (1973), "Optimal growth with intertemporally dependent preferences", *Review of Economic Studies*, vol. 40, pp. 1-31.
- Stark O., (1995), *Altruism and Beyond. An Economic Analysis of Transfers and Exchanges Within Families and Groups*, Cambridge University Press, Cambridge.
- White H., (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, vol. 48, pp. 817-838.
- Wolff F.C., (1998), *Altruisme, échange et réciprocité : les transferts inter vivos entre deux et entre trois générations*, Thèse de doctorat ès Sciences Économiques, Université de Nantes.
- Wolff F.C., (2000a), "Transferts monétaires inter vivos et cycle de vie", *Revue Économique*, vol. 51, pp. 1419-1452.
- Wolff F.C., (2000b), "Les transferts versés aux enfants et aux parents : altruisme ou échange intertemporel?", *Économie et Prévision*, 142, pp. 67-91.
- Wolff F.C., (2001), "Private Intergenerational Contact in France and the Demonstration Effect", *Applied Economics*, vol. 33, pp. 143-153.
- Yaari M.E., (1965), "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of Consumer", *Review of Economic Studies*, vol. 32, pp. 137-150.

**Tableau 1. Contacts et visites aux ascendants :  
caractérisation des parents et grands-parents**

Variables	Contacts entre parents et grands-parents				Visites des parents aux grands-parents			
	MCO <sup>(1)</sup>		Effets fixes		MCO <sup>(1)</sup>		Effets fixes	
	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test
Constante	50,669	5,57			38,139	4,29		
CARACTERISTIQUES DES GRANDS-PARENTS								
Sexe féminin	2,514	1,89			0,809	0,62		
Age	0,202	1,74			0,388	3,44		
Veuf	-3,623	-3,05			-3,121	-2,69		
Nombre d'enfants	-2,755	-12,16			-1,879	-8,48		
Education	1,073	2,26			-0,184	-0,40		
Catégorie sociale								
Agriculteur – indépendant	-5,190	-3,17			-2,419	-1,51		
Cadre - profession intermédiaire	-2,915	-1,13			-5,033	-1,99		
Employé – ouvrier	-3,366	-2,23			-3,823	-2,60		
Inactif	0	-			0	-		
Logé par la famille	-6,539	-3,89			-1,823	-1,11		
Logé en institution	-10,215	-5,16			-8,744	-4,52		
Besoins d'aides dans la vie quotidienne	-1,219	-1,06			0,931	0,83		
Revenu (10e-4)	1,043	0,68			0,289	0,19		
Patrimoine (10e-6)	0,181	1,67			0,120	1,13		
CARACTERISTIQUES DES PARENTS								
Sexe féminin	11,944	5,80	11,091	5,43	4,692	2,33	4,551	2,16
Age	-0,102	-1,04	-0,214	-2,12	-0,323	-3,38	-0,391	-3,76
Seul	-2,138	-1,48	0,049	0,03	-0,675	-0,48	2,196	1,47
Nombre d'enfants	1,090	0,91	-0,298	-0,25	-0,275	-0,23	-1,394	-1,14
Existence de petits-enfants	0,395	0,32	-0,024	-0,02	1,801	1,47	1,843	1,36
Education	0,883	1,65	0,229	0,39	0,051	0,10	-0,544	-0,90
Catégorie sociale								
Agriculteur – indépendant	13,139	3,11	9,486	2,21	8,384	2,03	7,298	1,65
Cadre - profession intermédiaire	7,242	1,82	2,156	0,54	1,706	0,44	1,674	0,41
Employé - ouvrier	9,155	2,76	3,346	1,01	4,522	1,39	0,297	0,09
Inactif	0	-	0	-	0	-	0	-
Distance (kms)	-0,037	-20,94	-0,036	-18,96	-0,053	-30,77	-0,051	-26,28
VARIABLES CROISEES DES PARENTS								
Sexe féminin * enfants	-1,136	-1,43	-0,326	-0,42	-0,323	-0,42	0,336	0,42
Education * enfants	-0,008	-0,04	0,089	0,43	0,083	0,42	0,157	0,75
Agriculteur - indépendant * enfants	-2,970	-2,10	-1,602	-1,15	-1,856	-1,34	-1,446	-1,01
Cadre - profession intermédiaire * enfants	-1,851	-1,30	-0,884	-0,64	-1,468	-1,06	-1,607	-1,13
Employé - ouvrier * enfants	-2,401	-2,18	-0,719	-0,68	-1,294	-1,20	-0,141	-0,13
Nombre d'observations	3778		3778		3778		3778	
R <sup>2</sup>	0,191		0,111		0,244		0,211	
F (degrés de liberté)	31,75 (28)		33,65 (15)		43,20 (28)		52,86 (15)	

Source: Enquête CNAV Trois Générations 1992.

(1) Les écarts-types sont corrigés de l'hétéroscédasticité suivant White (1980).

**Tableau 2. Services et argent versés aux ascendants :  
caractérisation des aidants**

Variables <sup>(1)</sup>	Services au quotidien		Services administratifs		Assistance permanente		Versements d'argent	
	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test	coef.	t-test
Constante	-1,175	-3,73	-2,120	-6,20	-3,924	-8,08	-2,879	-5,61
CARACTERISTIQUES DES AIDANTS								
Sexe féminin	-0,047	-0,54	0,154	1,48	0,317	1,90	0,036	0,24
Age	-0,006	-1,44	0,005	1,17	0,037	5,62	0,005	0,71
Seul	0,102	1,04	-0,053	-0,48	0,312	2,04	-0,295	-1,57
Nombre de parents en vie	0,213	5,60	0,139	3,03	0,209	2,72	0,158	2,23
Nombre de beaux-parents en vie	0,179	5,05	0,023	0,53	0,032	0,49	-0,031	-0,45
Nombre d'enfants	-0,091	-2,03	-0,140	-2,43	-0,136	-1,47	0,179	3,25
Nombre d'enfants * seul	-0,072	-1,79	-0,047	-0,95	-0,061	-1,02	0,008	0,14
Éducation	0,050	1,14	0,069	1,33	-0,064	-0,87	0,088	1,23
Catégorie sociale								
Agriculteur – indépendant	0,003	0,02	-0,114	-0,72	-0,205	-0,78	-0,303	-0,98
Cadre	0,100	0,95	-0,104	-0,86	0,052	0,28	0,077	0,49
Profession intermédiaire	0,118	1,36	0,043	0,42	0,132	0,91	-0,182	-1,20
Employé	0,234	3,10	0,067	0,71	-0,129	-1,05	0,024	0,19
Ouvrier	0,158	1,90	-0,128	-1,27	0,022	0,16	-0,089	-0,61
Inactif	0	-	0	-	0	-	0	-
Revenu (10e-5)	0,098	0,86	0,375	2,76	-0,179	-0,92	0,521	3,47
Revenu au carré (10e-10)	-0,043	-1,34	-0,068	-1,91	0,014	0,30	-0,052	-1,71
Détention de livrets	0,289	4,64	0,208	2,65	0,126	1,13	0,064	0,54
Détention d'assurance-vie	0,140	3,00	0,119	2,14	-0,078	-0,97	0,034	0,37
Difficultés financières récentes	-0,064	-0,73	-0,070	-0,61	-0,102	-0,57	0,325	2,43
VARIABLES CROISEES								
Sexe féminin * enfants	0,050	1,53	-0,010	-0,24	-0,012	-0,18	-0,032	-0,67
Education * enfants	0,016	1,09	0,025	1,29	0,030	1,07	-0,056	-2,58
Agriculteur - indépendant * enfants	0,070	1,41	0,083	1,55	0,084	0,91	-0,064	-0,57
COEFFICIENTS DE CORRELATION								
Services au quotidien	1	-	0,660	29,16	0,434	10,07	0,472	10,42
Services administratifs			1	-	0,128	2,37	0,206	3,62
Assistance permanente					1	-	0,145	1,55
Dons et prêts d'argent							1	-
Nombre d'aidants	1029		517		179		164	
Nombre d'observations	4144							
Log vraisemblance	-4691,8							

Source: Enquête INSEE Complémentaire Emploi 1996.

(1) Modèle Probit quadrivarié estimé par simulation numérique suivant la méthode GHK. Les écarts-types sont obtenus par la méthode Delta.

**Tableau 3. Tests de la démonstration suivant les types de transferts**

Effet des variables	Contacts	Visites	Services au quotidien	Services administratifs	Assistance permanente	Versements d'argent
Enfants						
Présence d'enfants	n.s	-	n.s.	-	-	n.s.
Nombre d'enfants	-	-	-	-	-	+
Nombre d'enfants (avec effets croisés)	n.s.	n.s.	-	-	-	+
Taux d'escompte ( $\delta+\lambda$ )						
Sexe féminin	+	+	n.s.	+	+	n.s.
Age	-	-	n.s.	n.s.	+	n.s.
Personne vivant seule	-	n.s.	n.s.	n.s.	+	n.s.
Difficultés financières			n.s.	n.s.	n.s.	+

Note : Les signes + et - indiquent l'incidence de la variable d'intérêt sur chaque transfert lorsque l'effet est significatif au seuil de 5%. Les effets non significatifs sont notés n.s.

**Annexe**

**Tableau A2. Statistiques descriptives – échantillon  
Enquête Trois Générations**

Variables	moyenne	écart-type
<b>GRANDS-PARENTS</b>		
Sexe féminin	0,743	0,437
Age	77,99	5,509
Veuf	0,642	0,480
Nombre d'enfants	4,790	2,291
Education	1,759	1,447
Catégorie sociale		
Agriculteur – indépendant	0,300	0,459
Cadre – prof. intermédiaire	0,083	0,275
Employé – ouvrier	0,465	0,499
Inactif	0,152	0,359
Logé par la famille	0,103	0,304
Logé en institution	0,071	0,257
Besoins d'aides	0,379	0,485
Revenu (10e-4)	0,599	0,456
Patrimoine (10e-6)	3,615	5,556
<b>PARENTS</b>		
Sexe	0,512	0,500
Age	48,73	6,610
Seul	0,137	0,343
Présence d'enfants	0,936	0,244
Nombre d'enfants	2,333	1,317
Existence de petits-enfants	0,340	0,474
Education	3,186	2,208
Catégorie sociale		
Agriculteur – indépendant	0,130	0,337
Cadre – prof. intermédiaire	0,252	0,434
Employé – ouvrier	0,504	0,500
Inactif	0,113	0,317
Distance (kms)	165,3	283,8
Contacts	52,89	33,13
Visites	33,97	33,49
Nombre d'observations	3778	

Source: Enquête CNAV Trois Générations 1992.

**Tableau A2. Statistiques descriptives – échantillon  
Enquête Complémentaire Emploi**

Variables	moyenne	écart-type
Sexe féminin	0,462	0,499
Age	56,92	6,15
Statut matrimonial		
Célibataire	0,956	0,230
Marié	0,766	0,423
Divorcé	0,097	0,296
Veuf	0,081	0,273
Présence d'enfants	0,913	0,281
Nombre d'enfants	2,36	1,55
Niveau de diplôme		
Aucun	0,215	0,411
Cep	0,262	0,440
Bepc-Cap-Bep	0,327	0,469
Baccalauréat et plus	0,195	0,397
Catégorie sociale		
Agriculteur - indépendant	0,138	0,345
Cadre	0,111	0,314
Profession intermédiaire	0,168	0,374
Employé	0,206	0,404
Ouvrier	0,209	0,407
Inactif	0,168	0,363
Revenu (10e-5)	0,817	0,632
Revenu au carré (10e-10)	1,067	2,857
Détention de livrets	0,785	0,411
Détention d'assurance-vie	0,483	0,500
Difficultés financières récentes	0,087	0,282
Au moins un transfert	0,324	0,468
Services au quotidien	0,248	0,432
Services administratifs	0,125	0,330
Assistance permanente	0,043	0,203
Dons et prêts d'argent	0,040	0,195
Nombre d'observations	4144	

Source: Enquête INSEE Complémentaire Emploi 1996.