Document generated on 07/17/2025 8:16 a.m.

L'Actualité économique

Les transferts ascendants au Bangladesh, une décision familiale?

François-Charles Wolff

Volume 82, Number 1-2, mars–juin 2006

Les modèles non unitaires de comportement des ménages : théories et applications

URI: https://id.erudit.org/iderudit/013472ar
DOI: https://doi.org/10.7202/013472ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Wolff, F.-C. (2006). Les transferts ascendants au Bangladesh, une décision familiale? *L'Actualité économique*, *82*(1-2), 271–316. https://doi.org/10.7202/013472ar

Article abstract

This paper sheds light on the decision-making process within the family and deals with private transfers given by adult children to their elderly parents. On the one hand, each child has to bargain with his/her spouse to care for parents and parents-in-law. On the other hand, each child may rely on a potential support from other siblings when helping the parents. We wonder here whether it matters to account for arrangements between siblings to explain the pattern of upstream transfers. We examine the possibility of intra-family arrangements using the MHSS survey conducted in 1996 in Bangladesh. Our econometric results show that the transfer decisions of the various siblings are not independent from each other.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 2006

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 82, nos 1-2, mars-juin 2006

LES TRANSFERTS ASCENDANTS AU BANGLADESH, UNE DÉCISION FAMILIALE?*

François-Charles WOLFF
LEN-CEBS
Faculté des Sciences Économiques
Université de Nantes,
CNAV,
INED

Résumé – Cet article apporte un éclairage sur la prise de décision dans la famille, dans le domaine des transferts versés par les enfants adultes à leurs parents âgés. D'un côté, un enfant doit composer avec son éventuel conjoint pour s'occuper de ses parents et beaux-parents. De l'autre, chaque enfant peut compter sur un éventuel soutien de ses frères et sœurs pour la prise en charge des ascendants. Nous cherchons ici à savoir dans quelle mesure il importe de prendre en compte ces effets de fratrie pour comprendre les solidarités ascendantes. Nous examinons l'existence d'éventuels arrangements intrafamiliaux à partir de l'enquête MHSS réalisée en 1996 au Bangladesh. Nos résultats économétriques pour les transferts ascendants indiquent que les comportements des frères et sœurs ne sont pas indépendants les uns des autres.

Abstract – This paper sheds light on the decision-making process within the family and deals with private transfers given by adult children to their elderly parents. On the one hand, each child has to bargain with his/her spouse to care for parents and parents-in-law. On the other hand, each child may rely on a potential support from other siblings when helping the parents. We wonder here whether it matters to account for arrangements between siblings to explain the pattern of upstream transfers. We examine the possibility of intra-family arrangements using the MHSS survey conducted in 1996 in Bangladesh. Our econometric results show that the transfer decisions of the various siblings are not independent from each other.

* Je tiens à remercier le rapporteur anonyme de la revue et Olivier Donni pour leurs lectures très attentives et pour leurs nombreuses remarques et suggestions, qui m'ont été des plus utiles pour les révisions successives de ce texte.

Introduction

Qu'ils soient financiers ou bien sous forme de services et d'aides en temps, les différents flux qui circulent entre les générations au sein de la famille sont d'une ampleur considérable. Leur importance reste sans aucun doute largement sous-estimée, compte tenu de la difficulté à la fois à les mesurer et à les évaluer, comme en atteste la controverse entre Kotlikoff et Modigliani au sujet de la part héritée des générations antérieures dans le patrimoine des ménages américains[1].

De manière intéressante, le sens de circulation de ces transferts familiaux diffère assez sensiblement selon le type de pays considéré. Si l'on se restreint aux aides en argent, les flux sont principalement descendants dans les pays développés. Les transferts financiers sont substantiels, sous forme de donations et d'héritages lorsqu'ils sont reçus par les actifs plus âgés, sous forme d'aides ponctuelles reçues des parents et des grands-parents pour les plus jeunes générations. À l'inverse, ces flux remontent généralement les générations dans les pays en développement (Cox et Jimenez, 1990). Les personnes les plus âgées n'ont pas nécessairement de ressources propres, si bien que le soutien pour les vieux jours s'organise surtout dans le cadre familial. Cette asymétrie observée suivant les flux d'aides s'explique assurément par l'existence des transferts publics, en particulier les mécanismes de retraite. Dans les pays plus riches, les vieilles générations sont indépendantes financièrement et elles redistribuent de l'argent à leurs descendants, alors que les anciens sont pris en charge par leurs enfants dans les pays moins fortunés.

À la suite des travaux de Becker (1974) sur l'altruisme, les économistes ont cherché à comprendre les motivations de ces transferts qui circulent dans la famille. Au-delà de la seule curiosité intellectuelle, l'enjeu de ces recherches est de savoir si les politiques publiques ont une quelconque efficacité. En effet, suivant le principe d'équivalence ricardienne (Barro, 1974), une redistribution d'argent par une autorité publique engendre des ajustements privés de sens opposé qui annihile l'action de l'État lorsque les agents sont altruistes[2]. L'efficacité de l'action publique peut alors être évaluée de deux façons. La première consiste à étudier l'impact des flux publics sur les solidarités familiales, comme le font Cox et Jakubson (1995), Schoeni (2002) ou bien encore Kang et Lee (2003). La seconde se concentre sur les seuls transferts familiaux dont il convient de rechercher les motivations, en testant notamment la validité des prédictions du modèle altruiste (Cox, 1987; Altonji *et al.*, 1997). Si ce dernier modèle est vérifié, on s'attend à ce que les aides bénéficient principalement aux membres les moins fortunés de la famille.

---

1. Les enjeux et fondements de cette controverse sont notamment détaillés par Blinder (1988).

2. Considérons par exemple un parent altruiste, qui verse de l'argent à un enfant. Si ce dernier se met à recevoir une aide publique financière, le parent altruiste va alors diminuer d'un montant exactement équivalent l'aide versée à l'enfant. Il devient alors un bénéficiaire secondaire.

Cette dernière thématique a donné lieu à une littérature abondante au cours de ces dernières années, sous la forme de synthèses récentes (Laitner, 1997; Cigno, 2004; Laferrère et Wolff, 2006). Pour résumer, trois grands types de modèles peuvent être distingués. Tout d'abord, en cas d'altruisme, le bien-être du parent est fonction du niveau de satisfaction de l'enfant. Des transferts familiaux se mettent en place pour compenser les éventuels écarts de niveaux de vie et les consommations des individus restent inchangées en réponse à une variation de la répartition des revenus interindividuels. En second lieu, l'altruisme devient impur lorsque le donateur est préoccupé non seulement par le bien-être du bénéficiaire, mais également par un élément particulier de son vecteur de consommation. Ceci donne lieu à des échanges entre les générations (Cox, 1987). Enfin, dans un cadre où les agents sont purement égoïstes et en présence de trois générations, les transferts versés par les adultes aux enfants correspondent à des prêts dont le remboursement intervient au cours des vieux jours (Cigno, 1993)[3].

Savoir exactement qui décide dans le cadre de ces transferts au sein de la famille reste une préoccupation largement ignorée à ce jour. C'est pourtant un aspect fondamental de ces mécanismes intergénérationnels, qui mérite l'attention tant dans ses aspects théoriques qu'empiriques. La raison principale de cette omission dans la littérature sur les transferts tient sans aucun doute à la diversité et à la complexité des structures familiales possibles, avec la superposition de deux entités distinctes, génération et individu.

D'une part, plusieurs générations peuvent participer à ces échanges et jouer un rôle spécifique. Tout d'abord, une seule génération peut avoir le plein pouvoir de décision, par exemple lorsque des parents bienveillants décident de transmettre une partie de leur fortune à leurs enfants sous forme de donations (altruisme). Dans le même temps, les enfants peuvent également intervenir dans le processus décisionnel si ces aides financières viennent en contrepartie de services rendus par les enfants (échange). Également, le nombre de personnes concernées n'est pas forcément identique selon le type de transfert retenu[4]. Enfin, l'existence d'un pouvoir de décision propre dépend sensiblement de la position dans le cycle de vie. Par exemple, pour des personnes très âgées dépendantes ou séniles, il est difficile d'admettre qu'elles gèrent en pleine connaissance de cause la transmission de leur patrimoine. De manière symétrique, les jeunes enfants sont sans aucun doute contraints de se soumettre aux choix parentaux. Mais dès l'adolescence, ces mêmes enfants peuvent gagner en autonomie, en allant directement sur le marché du travail afin de disposer de ressources personnelles.

---

3. Pour un aperçu des principales conclusions empiriques mises en évidence à ce jour, se reporter à Laferrère et Wolff (2006) et Arrondel et Masson (2006).

4. Dans le cas de transferts entre un parent et plusieurs enfants, il n'y a qu'un seul aidant lorsqu'il s'agit de transferts descendants, alors que le nombre d'aidants (potentiels) est donné par la taille de la fratrie dans le sens ascendant.

D'autre part, pour une génération donnée, plusieurs personnes peuvent jouer un rôle dans les décisions de transferts. Deux configurations doivent être distinguées. D'un côté, l'approche collective des comportements initiée par Chiappori (1992) accorde une attention particulière aux décisions de chaque conjoint[5]. Il est possible que la distribution des revenus au sein du couple influence la décision de donner de l'argent à un enfant, par exemple si la femme est relativement plus altruiste que l'homme. Cette question de l'alliance peut aussi être examinée du point de vue du bénéficiaire, les parents pouvant ajuster leur décision d'aide lorsque l'enfant se met en couple. De l'autre, l'organisation des transferts familiaux peut donner lieu à des problèmes de type bien public, dans des situations où interviennent plusieurs aidants. Dans le scénario précédent, l'enfant et son conjoint peuvent recevoir de l'argent non seulement des parents, mais aussi des beaux-parents. Une telle question a encore plus d'intérêt dans le cadre des transferts ascendants, où plusieurs frères et sœurs vont devoir assurer la prise en charge d'un parent âgé, avec la tentation d'adopter un comportement de type « passager clandestin ».

Sur les dernières années, de nombreuses études empiriques portant sur la consommation ont montré que le paradigme collectif était incontournable, tandis que les prédictions du modèle unitaire étaient rejetées de manière systématique (Alderman *et al.*, 1995; Hoddinott *et al.*, 1997; Haddad *et al.*, 1997). S'il importe assurément de prendre en compte le processus de décision entre les conjoints, il semble aussi important de s'intéresser à des situations où un plus grand nombre de décideurs potentiels peut exister. C'est en particulier le cas de l'aide aux parents âgés, dès lors que ces derniers ont plusieurs enfants, qui vont être pris en charge par leurs descendants au cours de leurs vieux jours. Ces interactions familiales sont susceptibles de donner lieu à des formes de compétition entre collatéraux, que celles-ci soient positives pour s'attirer une part plus importante de l'héritage parental (Bernheim *et al.*, 1985) ou bien négatives si chaque enfant cherche à s'éloigner de ses parents pour ne pas s'en occuper (Konrad *et al.*, 2002). Ces interactions entre enfants et parents doivent par ailleurs s'accommoder des phénomènes d'alliance, un enfant et son conjoint devant s'occuper à la fois des parents et beaux-parents (si ceux-ci sont en vie).

L'objet de cet article concerne la prise en charge des parents âgés en présence de plusieurs enfants. Outre une revue synthétique de la littérature sur ce sujet, ce travail s'intéresse au cas de l'aide ascendante dans les pays en voie de développement. Nous utilisons à cet effet des données particulièrement détaillées qui ont été collectées par la Rand pour le Bangladesh en 1996. Le contexte économique de ce pays apparaît particulièrement approprié pour étudier la question de la prise en charge des vieux jours. Dans ce pays très pauvre et en l'absence de solidarités

5. Pour un aperçu des principes et résultats de cette approche collective, on peut se reporter aux synthèses proposées par Vermeulen (2002) et Chiappori et Donni (2006). Une description complète du cadre collectif en référence à l'approche standard unitaire est donnée par Fortin et Lacroix (1997) et Browning et Chiappori (1998).

publiques ascendantes, le soutien des parents âgés s'effectue surtout dans le cadre de la famille. De plus, au regard de la fécondité très élevée, les arbitrages potentiels entre frères et sœurs sont particulièrement fréquents. Dans la mesure où les enfants adultes sont eux-mêmes assez pauvres, l'aide à apporter aux parents âgés se caractérise par un coût marginal relativement élevé et ce phénomène est susceptible de donner lieu à des interactions conflictuelles entre les collatéraux[6].

Compte tenu de la multiplicité des scénarios envisageables dans ce contexte, la partie empirique de cet article se veut avant tout exploratoire. Il ne s'agit pas d'estimer un modèle économétrique structurel permettant de prendre en compte les interactions au sein de la fratrie, mais de savoir s'il existe une quelconque interdépendance entre les choix des enfants lorsqu'il s'agit de s'occuper de ses parents âgés. À partir d'une analyse économétrique descriptive, nous montrons que l'hypothèse d'indépendance entre les versements en argent de la part des enfants est rejetée d'après les données. Nous incluons ensuite les situations de *corésidence* dans l'analyse, dans la mesure où le partage du logement est une forme de solidarité très répandue au Bangladesh. Les comportements attestent d'une certaine coopération entre frères et sœurs.

Le plan de cet article est le suivant. Dans la première section, nous résumons les enseignements des études qui se sont intéressées à ces problèmes de décision dans le contexte des aides familiales. La deuxième section présente les données et des tests descriptifs sur l'hypothèse d'indépendance. L'analyse économétrique de ces aides ascendantes est réalisée à la section 3. En présence de plusieurs enfants par famille, nous corrigeons l'hétérogénéité familiale inobservable par des modèles à effets fixes. La quatrième section prend en compte les choix de localisation des enfants et les transferts entre collatéraux. Nous concluons dans la dernière section.

1. Évidence sur les arrangements intrafamiliaux pour l'aide ascendante

L'étude des aides versées aux parents âgés met en évidence l'existence de deux niveaux auxquels s'opère la prise de décision, le couple et la fratrie. D'un côté, suivant les modèles collectifs, la distribution des revenus entre les conjoints devrait avoir une incidence sur les transferts versés aux parents. De l'autre, au niveau des fratries et dans une approche de type bien public, on s'attend à ce que

6. Par opposition, dans les pays développés, l'existence de mécanismes redistributifs par les retraites fait que les enfants versent très peu d'argent à leurs parents. Les aides apportées aux plus âgés s'effectuent principalement sous forme de services, qui peuvent être relativement moins onéreux que des versements en argent. Également, les personnes âgées peuvent être placées dans des maisons de retraite, dont le coût est partiellement financé par la collectivité. Ces transferts publics viennent alors modifier le jeu de la redistribution privée, de telle sorte que les effets observés peuvent être le résultat d'un « fait accompli » qui limite sensiblement l'interprétation.

la décision d'un enfant d'aider ses parents dépende des choix de transferts de la part des autres frères et sœurs. Ces deux types d'effets ont donné lieu à plusieurs travaux de la part des économistes, dont nous résumons à présent les résultats.

1.1 *Les choix de transferts ascendants dans le couple*

En ce qui concerne l'allocation des ressources entre les conjoints, les effets observés pour les solidarités ascendantes ne sont pas différents des résultats obtenus à partir des variables de consommation. Dans les modèles unitaires, qui ne considèrent qu'une seule fonction d'utilité au niveau du couple, le comportement du ménage ne dépend que du système de préférences et d'une contrainte de budget au niveau du ménage. Suivant la propriété d'agrégation des revenus qui caractérise ces modèles, on s'attend à ce que les décisions d'aide dépendent seulement du revenu agrégé du ménage et non de sa répartition entre les deux conjoints (Lundberg *et al.*, 1997). Cette propriété apparaît clairement rejetée d'après les données.

Dans une perspective intergénérationnelle, Pezzin et Schone (1997) considèrent un échantillon de personnes âgées de plus de 70 ans, veuves ou divorcées, vivant avec un de leurs enfants adultes (à partir du panel américain AHEAD). Les auteurs estiment des équations de transferts ascendants, à la fois sur la probabilité d'aide et sur le temps hebdomadaire consacré aux parents, en fonction des revenus non salariaux totaux du ménage et des ressources non salariales de l'enfant[7]. Les résultats indiquent que plus l'enfant détient une part importante des revenus familiaux et plus la fréquence de l'aide aux parents âgés diminue. Ceci suggère donc que l'enfant alloue davantage de temps à d'autres activités, en particulier le loisir, lorsque son poids relatif dans le ménage augmente. Subramaniam (1997) parvient à des résultats assez similaires pour la *corésidence* en Thaïlande, la structure de la consommation dans le ménage étant fonction de la distribution des revenus entre les deux générations (parents et enfants).

Dans une perspective intragénérationnelle, Bommier (1995) élargit le cadre d'analyse en considérant les transferts versés à la fois aux parents et aux beaux-parents. D'après des données portant sur la Malaisie, un couple soutient davantage les parents de la femme lorsque la part des revenus salariaux ou la part des autres revenus apportés par la femme est élevée (à revenu du ménage donné). Si ces effets viennent plutôt contredire l'hypothèse d'une fonction d'utilité unique pour le ménage, ils ne leur sont toutefois pas incompatibles si l'on admet que l'offre de travail est endogène. Par exemple, les individus voulant verser plus d'argent à leurs parents peuvent souhaiter prendre moins de loisir. Une solution, certes partielle, consiste à considérer seulement les couples où les deux conjoints

7. Le recours à des revenus non salariaux permet notamment d'éviter les problèmes d'endogénéité du salaire au regard des décisions d'allocation des ressources.

travaillent à plein temps. Dans ce cas, l'auteur observe de nouveau que les décisions de soutien aux parents sont fonction de la distribution des différents types de revenus entre les conjoints. Avoir une part plus grande des revenus du ménage permet d'imposer le fait que plus d'argent soit versé à ses parents.

Behrman et Rosenzweig (2002) s'intéressent à un problème similaire pour les États-Unis, en étudiant le temps consacré par les conjoints à rendre visite aux parents et beaux-parents. Ces visites, qui s'apparentent à un bien public dans le couple, sont compatibles avec un modèle collectif d'allocation des ressources. En effet, les visites à destination d'un parent donné augmentent au fur et à mesure que celui-ci détient une richesse transmissible plus importante. Même si l'on admet que chaque conjoint à une préférence pour rendre visite à ses propres parents plutôt qu'à ses beaux-parents, un modèle collectif prévoit que l'allocation des ressources au sein du couple favorise le conjoint ayant les parents les plus fortunés. Du point de vue empirique, ce résultat peut aussi s'interpréter dans le cadre de l'échange stratégique décrit par Bernheim *et al.* (1985), suivant lequel un enfant s'occupe davantage d'un parent pour recevoir une plus grande part d'héritage au décès. Néanmoins, les données ne confirment pas cette interprétation, puisque les héritages sont généralement répartis de manière égalitaire entre les enfants, et les visites aux parents sont donc bien le résultat d'arrangements entre conjoints[8].

1.2 *Les choix d'aide de la part des collatéraux*

Examinons à présent les études relatives au soutien des parents âgés. Parmi les travaux réalisés à ce jour sur la question, il faut noter que ce type de solidarité a surtout été étudié dans le cadre d'une relation mettant en jeu un parent et un seul enfant. Les éventuelles interactions entre les frères et sœurs sont de fait totalement négligées. De telles investigations sont par exemple réalisées par Wolf et Soldo (1994), Stern (1995), Schoeni (1997) ou bien Sloan *et al.* (2002). Ce type d'analyse est commode dans la mesure où l'information statistique nécessaire est minimale. Néanmoins, les conclusions que l'on peut en obtenir sont limitées au regard du faible nombre de familles comprenant un seul enfant. En fait, il y a une hypothèse implicite particulièrement forte derrière ces études, qui revient à admettre que les comportements des enfants sont totalement indépendants les uns des autres. Sous cette condition, il est possible de considérer la situation d'un enfant

8. Dans le cadre de ces transferts intergénérationnels, les éventuels effets de distribution de revenu doivent être interprétés avec prudence. Par exemple, le fait qu'une femme relativement plus fortunée que son mari apporte davantage d'aide à ses parents peut aussi traduire des comportements de réciprocité. La femme peut ainsi chercher à rembourser ses parents pour les transferts reçus dans le passé, par exemple si elle a bénéficié d'un effort éducatif plus grand (ce qui augmente ses revenus actuels).

tiré de manière aléatoire[9]. Compte tenu de la restriction imposée par ce cadre d'analyse, plusieurs travaux récents ont cherché à prendre en compte les interactions au sein de la fratrie dans le soutien aux parents âgés.

D'un point de vue théorique, plusieurs enfants peuvent venir en aide à leurs parents. Chacun de ces donateurs potentiels va prendre en compte dans sa fonction d'utilité le niveau de bien-être des parents et verser le cas échéant des transferts en fonction des situations financières relatives. Dès lors, les parents peuvent être vus comme un bien public (Jellal et Wolff, 2002)[10]. La famille comporte alors plusieurs unités décisionnelles, autant que de donateurs potentiels. Ceci est un simple problème d'allocation des ressources en présence de biens privés et d'un bien public, et différentes solutions sont envisageables.

Les contributions au bien public peuvent ainsi être efficaces au sens de Pareto. Cette optimalité requiert assurément l'existence d'une certaine coordination entre les enfants au regard de leurs choix d'aide, notamment par des échanges d'information entre les aidants. La condition d'efficacité conduit alors à l'égalisation de la somme des dispositions marginales à payer et elle est dans le cas général vérifiée pour un ensemble de combinaisons efficaces. On peut toutefois se demander si cette hypothèse est toujours pertinente dans un contexte où les unités décisionnelles se multiplient[11]. Il n'est pas certain qu'un enfant donné ait connaissance des décisions de transfert de ses frères et sœurs. Il est aussi difficile d'admettre qu'une génération détienne un pouvoir d'intervention et de contrôle sur les choix d'une autre génération. Enfin, dans les sources potentielles d'inefficacité, certains choix sont clairement irréversibles (Konrad et Lommerud, 1995 : 583-584). On peut ainsi penser à la prise en charge des vieux jours dans des cas de dépendance par l'hébergement de parents âgés. Les contrats familiaux implicites résultant de tels choix sont très vraisemblablement imparfaits.

Les différents enfants peuvent aussi décider de manière indépendante du montant de la contribution qu'ils apportent aux parents. Il s'agit alors d'une fourniture non coopérative au bien public, telle que chaque aidant maximise son niveau d'utilité sous la conjecture de Nash du choix de consommation des autres aidants. Dans ce cadre non coopératif, tout se passe comme si chaque génération décide elle-même du niveau optimal de l'aide totale reçue par le parent. Pour des dotations initiales données, on sait depuis Bergstrom *et al.* (1986) qu'il existe toujours

9. Si certaines études considèrent des équilibres non coopératifs où à la fois les parents et les enfants ont un pouvoir de décision propre (Sloan *et al.*, 1997, Pezzin et Schone, 1999), un seul enfant reste pris en compte pour l'analyse.

10. Dans le cadre familial, ces aspects publics se manifestent dans plusieurs dimensions. Par exemple, un enfant vivant en couple peut recevoir de l'argent non seulement des parents, mais aussi des beaux-parents (Schoeni, 2000). Également, des parents et des grands-parents peuvent apporter des transferts financiers à des jeunes (Wolff, 2000).

11. Konrad et Lommerud (1995) et Pezzin *et al.* (2003), considèrent des modèles avec contributions à un bien public où l'équilibre non coopératif n'est pas efficace.

un vecteur de transferts correspondant à un équilibre de Nash[12]. Un autre scénario est celui où les différents enfants se comportent comme s'ils maximisaient une fonction d'utilité familiale unique. Cette interdépendance des préférences entre les frères et sœurs peut passer par une fonction de bien-être social à la Samuelson (1956) ou par de l'altruisme entre collatéraux. (Becker, 1991).

Dans la pratique, les enfants d'une même famille se comportent-ils indépendamment les uns des autres? Pour répondre à cette question, Bommier (1995) étudie le cas de la Malaisie au cours des années 1988-1989, à partir de données assez frustres puisque seule l'aide globale reçue par un parent âgé de tous ses enfants est connue. Néanmoins, cette information suffit pour tester l'indépendance par une approche probabiliste. Celle-ci conduit à des restrictions pour les expressions de la moyenne et de la variance des transferts reçus et pour la probabilité de ne rien recevoir. Les données révèlent que les enfants ont bien des choix indépendants pour le versement d'argent. Par ailleurs, le nombre de collatéraux du répondant est sans incidence significative sur la probabilité d'aider ses parents et le fait que les parents du répondant cohabitent avec un des frères et sœurs ne modifie par les comportements. Lillard et Willis (1997) montrent aussi que les attitudes des collatéraux ont peu d'influence sur l'aide ascendante apportée par un enfant.

Dans un contexte différent, caractérisé par une forte redistribution publique dans le sens ascendant, Jellal et Wolff (2002) prennent en compte en France pour chacun des enfants le choix d'aider les parents sous forme de contacts et de visites[13]. L'analyse révèle alors que l'hypothèse d'indépendance ne peut être rejetée d'après les données, l'attention globale reçue par les parents croissant de manière linéaire avec la taille de la fratrie. D'un côté, inclure les caractéristiques moyennes des frères et sœurs dans une régression expliquant les contacts individuels n'a aucune incidence significative[14]. De l'autre, les résultats indiquent alors que les contacts et visites des collatéraux n'ont aucune incidence significative dans la régression, avec un coefficient estimé très faible, si bien qu'un enfant semble indifférent à l'attitude de ses frères et sœurs lorsqu'il s'agit d'aider les parents. Aux États-Unis, Wolf *et al.* (1997) trouvent une réduction très limitée de l'aide individuelle aux parents en réponse aux choix des frères et sœurs.

---

12. À l'inverse de la fourniture efficace, la fourniture non coopérative de bien public ne dépend pas de la distribution des ressources entre les prestataires, même lorsque ces derniers se caractérisent par des préférences différentes. Néanmoins, cette propriété de neutralité n'est observée qu'en présence de solutions intérieures (Warr, 1983).

13. À l'inverse des transferts financiers ascendants qui sont nuls dans de nombreuses familles en France, une très large majorité des parents reçoit de l'attention des enfants. Le principal problème consiste à savoir si l'attention filiale correspond bien à une aide ascendante. Cette hypothèse ne paraît pas injustifiée lorsqu'il s'agit de parents assez âgés.

14. L'hypothèse de nullité des coefficients associés aux caractéristiques des collatéraux ne peut être rejetée au seuil de 5 % lorsque l'on contrôle l'hétérogénéité inobservable par des effets fixes ou aléatoires.

Checkovich et Stern (2002) s'intéressent aussi à l'éventuelle indépendance des décisions d'aides entre les enfants à partir de données américaines pour 1982 et 1984. Le fait d'avoir des données de panel permet de tester l'interdépendance entre les choix individuels dans le temps. La variable dépendante retenue correspond au nombre de jours par semaine passés à s'occuper des parents, ce qui peut être problématique si certains enfants consacrent peu de temps chaque jour et d'autres beaucoup plus de temps une fois par semaine. À partir de l'estimation de modèles Probit ordonnés et de tests d'hypothèse analogues à ceux de Breusch et Pagan (1980), les auteurs trouvent que les décisions d'aider les parents sont corrélées à la fois dans le temps et entre les différents frères et soeurs. Avec de l'hétérogénéité au niveau familial, des tests plus précis indiquent en fait que la distribution des aides des enfants est bimodale. S'il existe une partie des familles pour lesquelles les transferts ascendants sont indépendants, il y a une éviction quasi-parfaite de l'aide individuelle en réponse au soutien des collatéraux dans les autres familles.

Toujours sur des données américaines, Hiedemann et Stern (1999) et Engers et Stern (2002) estiment des modèles structurels de transferts en présence de plusieurs enfants, basés sur des modèles de jeux non coopératifs[15]. L'estimation des paramètres structurels permet de mener des analyses de bien-être. Ainsi, Hiedemann et Stern (1999) montrent que, au regard du jeu stratégique, la présence d'un planificateur omniscient dans le cadre d'un modèle de maximisation d'une fonction d'utilité familiale permet d'améliorer en moyenne le bien-être des enfants. Engers et Stern (2002) trouvent aussi l'existence d'une perte de bien-être importante induite par la prise de décision dans la famille élargie. Toutefois, entre un modèle de transfert basé sur l'éventuelle participation de chacun et un modèle collectif (où la famille entière doit participer à l'aide), les résultats empiriques s'interprètent en faveur de la première hypothèse. Un tel cadre d'analyse peut être élargi afin de prendre en compte les aides en temps, les aides en argent et les choix d'offre de travail des différents enfants, ce que font Byrne *et al.* (2005).

Si les résultats précédents révèlent l'interdépendance des décisions des collatéraux, il est en revanche beaucoup plus difficile de comprendre quelle est la nature des arrangements sous-jacents. Ceci s'explique principalement par leur multiplicité, comme l'atteste les trois illustrations suivantes. Ainsi, pour Bernheim *et al.* (1985), l'existence d'un legs potentiel des parents conduit les enfants à aider davantage les parents, afin d'obtenir au décès une part plus importante de l'héritage. À l'inverse, pour Konrad *et al.* (2002), la compétition entre collatéraux est négative. S'occuper de ses parents est ici perçu comme une charge, si bien que les enfants sont incités à s'éloigner de leurs ascendants pour laisser les autres frères

15. Pour une comparaison entre ces modèles de transferts non coopératifs et des modèles de transferts de type collectif, se reporter à la discussion de Checkovich et Stern (2002 : 447-448).

et sœurs s'en occuper[16]. Enfin, Bommier et Eckhardt (1998) considèrent la possibilité de transferts entre frères et sœurs dans le cadre de deux modèles d'aides aux parents, l'un non coopératif où les comportements des enfants aboutissent à un équilibre de Nash, l'autre coopératif où un enfant donne de l'argent lorsqu'un autre prend à son domicile les parents. À partir de données indonésiennes, les auteurs montrent que les choix de cohabitation sont optimaux au sens de Pareto et que les solidarités s'inscrivent davantage dans un cadre coopératif.

Cette revue de la littérature souligne en tout cas la complexité des choix familiaux lorsqu'il s'agit de venir en aide aux parents. Outre la présence de plusieurs donateurs potentiels (lorsqu'il y a plusieurs frères et sœurs), différents modes de décision sont possibles. Des coalitions et des transferts entre les frères et sœurs sont possibles (Engers et Stern, 2002). Les enfants peuvent aider sous des formes différentes leurs parents, par de l'argent, des aides en temps ou le partage du logement, sachant que les stratégies de mobilité géographique dans la famille multiplient les scénarios possibles (Konrad *et al.*, 2002)[17]. Dès lors, notre analyse empirique demeure largement exploratoire. Il s'agit principalement de déterminer s'il existe des interactions entre les décisions des différents frères et sœurs, en prenant en compte le nombre d'aidants, le rôle des variables de ressources et la pluralité des formes de transferts aux ascendants[18].

2. Données et évidences descriptives

2.1 *L'enquête MHSS*

Les données que nous utilisons pour l'étude empirique sont issues de l'enquête conduite par la Rand en 1996 au Bangladesh, intitulée *Matlab Health and Socio-Economic Survey* (MHSS par la suite)[19]. Cette enquête particulièrement exhaustive porte sur une région rurale située dans le sud-est du Bangladesh, le Matlab, qui fait l'objet d'un programme permanent de surveillance démographique.

---

16. En conséquence, on s'attend à ce que les aînés habitent relativement plus loin de leurs parents que les enfants de rang supérieur. Néanmoins, une telle analyse apparaît relativement restrictive, car les parents peuvent eux-mêmes fournir des services sous forme de garde des petits-enfants par exemple.

17. Ceci conduit d'ailleurs à s'interroger sur le rôle exact des parents dans la solidarité privée S'il peut être commode de s'éloigner des ascendants si ces derniers sont dépendants et représentent une charge importante, il peut aussi être intéressant de s'en rapprocher s'ils rendent des services aux enfants.

18. Une autre hypothèse implicite dans ces travaux tient à ce que les parents et les enfants sont supposés représentés par des agents uniques. Si cette hypothèse n'est sans doute pas trop contraignante pour les parents âgés, notamment avec le cas des personnes veuves, elle est en revanche plus restrictive pour les enfants. En effet, si l'enfant vit en couple, les deux conjoints doivent alors s'occuper à la fois des parents et des beaux-parents, ce qui peut donner lieu à des allocations privilégiées des ressources en fonction du poids de chaque époux. Néanmoins, l'objet de ce travail consiste à examiner les aspects de redistribution intergénérationnelle et les arrangements entre collatéraux.

19. Pour un aperçu de cette enquête, se reporter à Rahman *et al.* (1999). Les données sont disponibles via Internet.

Ce pays apparaît particulièrement adapté au regard de l'objectif poursuivi. D'une part, la fécondité est encore importante et de très nombreuses fratries ont des tailles importantes. Les arrangements dans la famille sont donc très probables. D'autre part, le Bangladesh est un pays très pauvre et, en ce qui concerne les parents âgés, il n'existe pas de mécanisme de redistribution publique. La famille joue donc un rôle majeur dans la prise en charge des personnes âgées, comme l'atteste les taux de transfert en argent élevés ainsi que la fréquence des situations de *corésidence* avec les ascendants. Compte tenu de la grande pauvreté qui caractérise le Bangladesh, l'aide qui doit être apportée aux parents entre en concurrence directe avec la survie personnelle et les ressources à allouer aux enfants. Ce problème est d'autant plus grand que l'espérance de vie tend à croître de manière assez sensible dans ce pays et que la pyramide des âges indique les premiers signes d'un vieillissement (certes relatif) de la population.

Le questionnaire de l'enquête MHSS est très détaillé. Il couvre notamment les domaines de la santé et de l'utilisation des soins, des liens entre bien-être et réseaux sociaux ou encore de l'impact des services communautaires et des infrastructures sur l'acquisition du capital humain. Les aspects concernant les transferts et les formes d'entraide sont aussi très précis. Nous nous intéressons ici à la partie centrale de l'enquête MHSS. Celle-ci porte sur un échantillon de 4 538 ménages pour lesquels sont collectés à la fois de l'information individuelle et des renseignements au niveau du ménage. Ces ménages sont tirés dans un échantillon aléatoire de 2 883 baris, ce qui représente 33 % du nombre de baris total appartenant à la zone de surveillance démographique. Le bari est l'unité d'organisation sociale dans les zones rurales au Bangladesh. Il correspond à un groupe de ménages qui vivent dans une grande proximité géographique, ces ménages appartenant dans la plupart des cas à un même réseau familial[20].

Sur les solidarités familiales, l'enquête comporte plusieurs sources d'information. Le chef de ménage précise d'une part la composition de l'ensemble des membres partageant le même domicile, ce qui inclut les éventuels parents, frères et sœurs, et enfants, d'autre part décrit les principales caractéristiques de ces mêmes membres familiaux (ascendants, collatéraux, descendants) lorsqu'ils vivent hors du domicile[21]. Une information similaire est également disponible pour l'éventuel conjoint du chef de ménage et d'autres adultes sélectionnés dans le ménage (Rahman *et al.*, 1999). Il devient ainsi possible de reconstituer les différentes situations de cohabitation. L'enquête enregistre alors le versement des aides en

20. Une description plus complète du bari est donnée par Rahman *et al.* (1999 : 27). Dans près d'un bari sur 4, il faut tout de même noter que ceux-ci ne comprennent qu'un seul ménage.

21. Pour être précis, la composition du ménage peut être donnée soit par le chef de ménage, soit par son conjoint (Rahman *et al.*, 1999). Une des spécificités de cette enquête tient au fait qu'il y a plusieurs répondants, en fonction des différentes parties du questionnaire (celui-ci comporte six chapitres). La notion de chef de ménage n'est pas très importante pour notre étude, puisque nous cherchons avant tout à reconstituer des lignées intergénérationnelles ainsi que des fratries.

argent dans la famille, à la fois dans les sens ascendant et descendant et au niveau de la fratrie. Dans l'affirmative, les sommes d'argent sont enregistrées, la monnaie locale étant le Taka. Une autre forme de transfert disponible dans l'enquête porte sur les visites rendues aux ascendants, même si la question du sens des aides dans ce contexte reste posée (Wolff, 2001).

Dans la mesure où ce travail s'intéresse aux choix intrafamiliaux d'aide, nous privilégions ici l'information sur les fratries. Nous utilisons donc principalement les données fournies par le chef de ménage sur les différents transferts qu'il reçoit de ses enfants. Une difficulté tient alors à l'absence de variables de revenus pour chacun des membres familiaux concernés, mais cela n'est pas trop gênant compte tenu de la difficulté de mesurer les ressources dans le cadre agraire.

2.2 *Les aides ascendantes dans la fratrie*

Nous étudions à présent la distribution des aides ascendantes dans les fratries, en retenant l'information portant sur les parents et leurs différents enfants. Nous avons alors constitué deux échantillons, l'un comprenant des enfants tous partis du domicile et âgés de plus de 25 ans, l'autre avec des enfants au domicile et hors domicile et des aides mesurées seulement pour ces derniers. Ces deux échantillons se justifient par les possibles effets de sélection liés à la *décohabitation*, par exemple si ce sont toujours les enfants les moins fortunés qui restent tout au long de leur vie au domicile parental. D'après le tableau 1, les aides ascendantes en argent sont fréquentes, ce qui contraste avec la situation observée dans les pays développés pour lesquels le taux de transfert en argent est inférieur à 10 % (Laferrère et Wolff, 2004). Lorsque tous les enfants sont partis, la probabilité qu'un parent soit aidé est autour de 60 %. Quel que soit l'échantillon retenu, on observe une relation très marquée entre le versement d'argent et le nombre d'enfants. Plus ces derniers sont nombreux, et plus les versements d'argent se multiplient[22].

Les données MHSS révèlent l'existence de fortes inégalités dans les fratries au regard de la circulation des aides ascendantes. Il s'agit ici de repérer les situations de contributions multiples aux parents. Si l'on prend les fratries de taille 2, le tableau 1 indique que parmi les aidants, les deux enfants aident leurs parents dans un cas sur 3[23]. Au fur et à mesure que le nombre d'enfants croît, la part des situations de multiaidants augmente également. Elle passe ainsi à 51 % avec quatre enfants pour atteindre un maximum de 68,5 % avec six enfants. Des valeurs à peu près similaires sont obtenues si l'on prend en compte les familles pour lesquelles certains enfants vivent au domicile parental. L'importance de ces aides

22. Le taux d'absence de transfert est pratiquement divisé par deux lorsque l'on passe de un enfant à quatre enfants.

23. Ce constat ne vaut que pour l'échantillon des non-corésidents, la proportion étant de un pour quatre lorsque certains enfants vivent avec leurs parents.

TABLEAU 1

LA DIFFUSION DES AIDES ASCENDANTS DANS LES FRATRIES

TAILLE DE LA FRATRIE	NOMBRE DE FAMILLES	AUCUN TRANSFERT	UN SEUL TRANSFERT	PLUSIEURS TRANSFERTS
Enfants tous non-corésidents				
1	65	0,846	0,154	–
2	58	0,586	0,276	0,138
3	68	0,456	0,294	0,250
4	95	0,432	0,274	0,295
5	111	0,351	0,234	0,414
6	70	0,271	0,229	0,500
≥ 7	96	0,302	0,313	0,385
Total	*563*	*0,388*	*0,269*	*0,343*
Enfants corésidents possibles				
1	1 196	0,796	0,204	–
2	951	0,624	0,278	0,099
3	799	0,597	0,259	0,144
4	649	0,479	0,276	0,245
5	504	0,488	0,228	0,284
6	277	0,404	0,202	0,394
≥ 7	227	0,370	0,233	0,396
Total	*4 603*	*0,441*	*0,256*	*0,304*

SOURCE : Enquête MHSS 1996.
NOTE : Seuls les enfants âgés de plus de 25 ans sont retenus dans l'analyse.

aux parents pourrait s'interpréter dans le cadre d'un échange intertemporel, avec l'obligation d'honorer sa dette. Chaque enfant doit rembourser quand il est adulte les aides reçues des parents dans la jeunesse (Cigno, 1993). Néanmoins, le fait que plusieurs enfants soient amenés à s'occuper des parents ne renseigne pas sur les éventuelles interdépendances entre leurs décisions.

Une analyse statistique permet d'obtenir quelques indications sur cette question. Il suffit pour cela de combiner deux types d'information, le montant total des aides en argent reçues par les parents et le nombre d'enfants, ce qui permet de tester l'hypothèse d'indépendance des choix pris par les différents frères et sœurs. Avec une approche probabiliste, Bommier (1995) montre en effet l'existence de restrictions testables dans les cas où l'aide reçue par un parent ayant n enfants est identique à la somme de n variables aléatoires indépendantes. En admettant que les transferts reçus des enfants se décomposent suivant un facteur familial (commun

aux enfants d'une fratrie) et un terme individuel, l'hypothèse d'indépendance se caractérise par les trois résultats suivants[24] : i) la moyenne des transferts reçus doit suivre une loi linéaire passant par l'origine, ii) la variance de cette aide cumulée doit suivre une loi quadratique passant également par l'origine et iii) la probabilité de ne rien recevoir suit une loi de type puissance de la forme $f(n) = \alpha_1 + (1 - \alpha_1)\,\alpha_2^n$ (les paramètres α_1 et α_2 sont inconnus).

Nous avons alors testé la sensibilité de la distribution de l'aide reçue par les parents en fonction du nombre d'enfants. Afin d'avoir une présentation synthétique, les graphiques 1, 2 et 3 illustrent la pertinence des prédictions théoriques, ceci pour les deux échantillons sélectionnés. Leur lecture appelle les deux commentaires suivants. D'un côté, on observe que les valeurs observées (montant de l'aide, variance de l'aide, probabilité de ne rien recevoir) données par des points appartiennent bien aux intervalles de confiance au seuil de 95 % (en pointillés) associés aux différentes paramètres estimés pour chacune des lois théoriques. Ceci signifie donc que du point de vue statistique, l'hypothèse d'indépendance entre les frères et sœurs ne peut pas être rejetée au seuil de 5 %. De l'autre, le pouvoir explicatif des régressions linéaires et quadratiques (non reportées) est limité et les intervalles de confiance au seuil de 95 % sont particulièrement grands. Concernant l'aide financière reçue par les parents, on constate qu'une loi quadratique serait plus pertinente pour rendre compte des transferts observés si l'on limite le nombre d'enfants à cinq[25].

Si ces premières évidences ne permettent pas de rejeter l'absence de concertation entre enfants, certains résultats conduisent à s'interroger sur sa pertinence. Il est d'ailleurs possible que des résultats compatibles avec l'indépendance le soient également avec des choix plus complexes, inscrits dans des relations stratégiques. Nous passons à présent à une analyse économétrique qui permet de contrôler l'effet des caractéristiques individuelles sur les décisions de transferts.

---

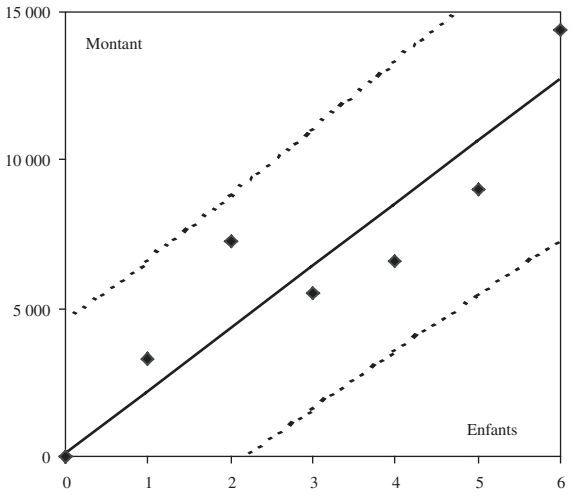
24. Pour une formalisation de ces résultats et une application aux transferts familiaux, se reporter à Bommier (1995) et Jellal et Wolff (2002).

25. Une même remarque vaut pour la variance de l'aide reçue en fonction du nombre d'enfants, les écarts entre les valeurs observées et prédites étant substantiels. De surcroît, la fonction estimée est ici concave, à l'inverse de Bommier (1995) et Jellal et Wolff (2002) qui trouvent un profil convexe pour la variance.

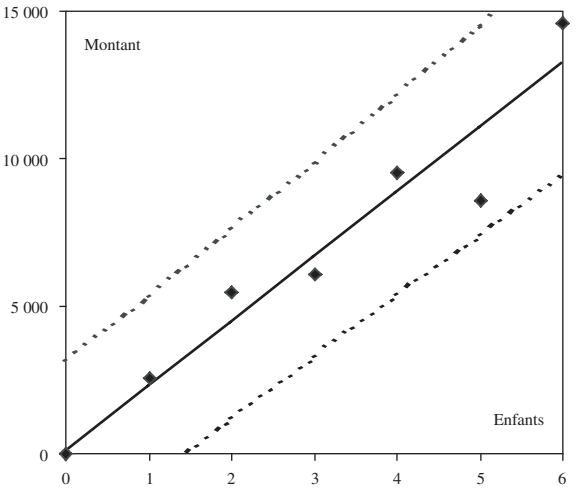
GRAPHIQUE 1

AIDE FINANCIÈRE SUIVANT LA TAILLE DE LA FRATRIE

Enfants non-corésidents



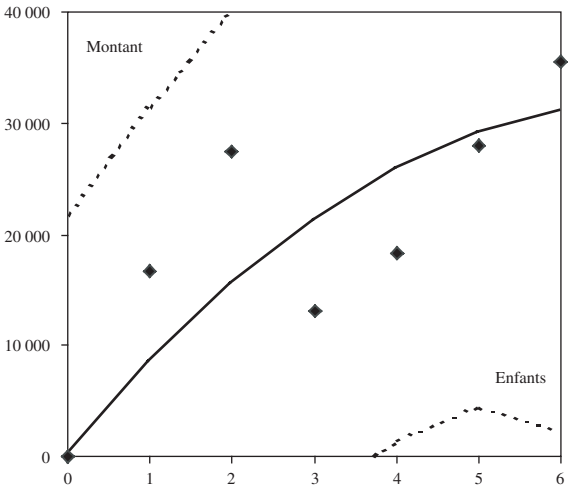
Enfants corésidents possibles



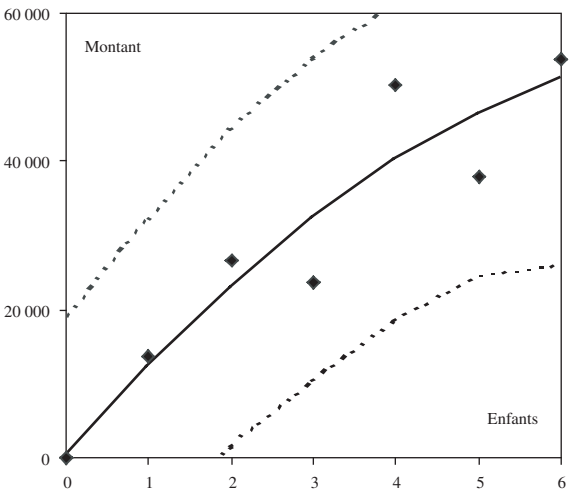
GRAPHIQUE 2

VARIANCE DE L'AIDE SUIVANT LA TAILLE DE LA FRATRIE

Enfants non-corésidents



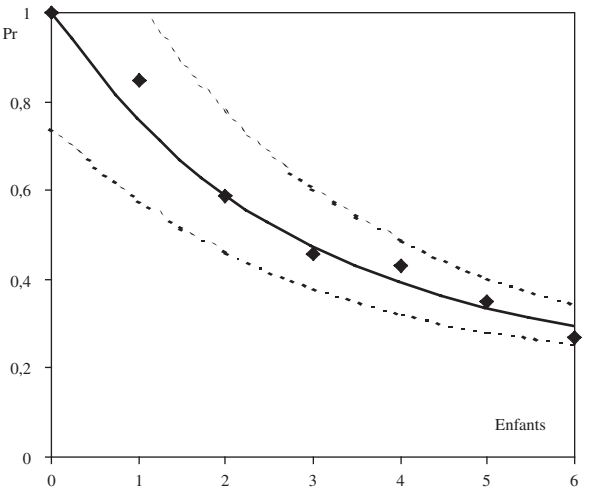
Enfants corésidents possibles



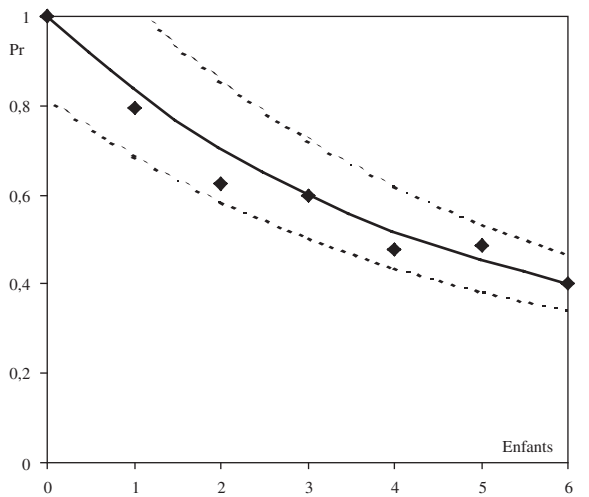
GRAPHIQUE 3

PROBABILITÉ DE NE PAS ÊTRE AIDÉ

Enfants non-corésidents



Enfants corésidents possibles



3. Analyse économétrique des aides financières ascendantes

Nous étudions le rôle des caractéristiques des différentes générations sur le versement d'argent aux ascendants. Compte tenu de notre intérêt sur les choix dans les fratries, nous utilisons ici l'information fournie par le parent qui précise les sommes reçues de chacun de ses enfants. Pour ces derniers, leurs principales caractéristiques démographiques et sociales sont connues, à l'exception des revenus. Les variables utilisées sont décrites dans le tableau 2. L'analyse est menée au niveau des enfants. Cela signifie qu'un parent ayant *n* enfants contribue pour *n* observations dans l'échantillon final. Afin d'éviter les problèmes de sélection posés par la *décohabitation*, nous retenons dans un premier temps pour l'analyse les seuls parents pour lesquels tous les enfants vivent hors du domicile parental. L'échantillon comprend au final 2 469 observations, correspondant à 563 familles. Des tests complémentaires sont ensuite menés sur l'ensemble des enfants, corésidents ou non.

3.1 *Les déterminants des transferts ascendants versés*

Nous étudions tout d'abord la probabilité pour un enfant de verser de l'argent à ses parents. Celle-ci est estimée à partir d'un modèle Probit dichotomique et nous introduisons dans la régression des caractéristiques portant sur ces deux générations[26]. Les résultats sont indiqués dans le tableau 3. D'après les données, les parents reçoivent plus souvent de l'argent lorsque le chef de ménage est une femme. Cette probabilité croît également avec l'âge et elle est aussi plus élevée pour les personnes veuves. L'interprétation est alors aisée. Ces aides constituent les ressources des plus âgés sur les vieux jours. Au fur et à mesure que la situation de ces derniers se fragilise (perte du conjoint, vieillissement), les ressources propres des parents se réduisent : leur survie passe alors par le soutien des enfants en l'absence de redistribution publique. L'effet positif pris par la variable de santé rejoint ce constat. Les enfants se préoccupent davantage de leurs parents lorsque ces derniers sont en mauvaise santé.

26. On sait en effet depuis Altonji *et al.* (1997) que le fait de prendre en compte les caractéristiques d'une seule génération conduit à des résultats biaisés lorsque l'on cherche à expliquer les transferts intrafamiliaux.

TABLEAU 2

DESCRIPTIF DE L'ÉCHANTILLON

	ENFANTS NON-CORÉSIDENTS		ENFANTS CORÉSIDENTS OU NON	
VARIABLES	**Moyenne**	**Ecart type**	**Moyenne**	**Ecart type**
Transfert				
Versement d'argent	0,251	0,434	0,210	0,407
Caractéristiques du parent				
Sexe féminin	0,626	0,484	0,604	0,489
Âge	63,56	10,41	60,47	10,25
Veuf	0,300	0,458	0,256	0,437
Nombre d'enfants	5,397	1,923	4,449	1,758
Éducation	1,531	2,829	1,701	2,859
Mauvais état de santé	0,243	0,429	0,185	0,388
Religion : Islam	0,947	0,223	0,924	0,265
Caractéristiques de l'enfant				
Sexe féminin	0,483	0,500	0,573	0,495
Âge	33,79	10,23	31,57	9,590
Marié	0,846	0,361	0,833	0,373
Éducation	3,743	4,193	4,003	4,180
Détention d'un patrimoine	0,416	0,493	0,362	0,481
Résidence : Thana ou district différent	0,468	0,499	0,459	0,498
Nombre d'observations	2 469		12 777	

SOURCE : Enquête MHSS Bangladesh 1996.

TABLEAU 3

LES DÉTERMINANTS DES TRANSFERTS FINANCIERS AUX PARENTS

	PROBIT			TOBIT (MONTANT EN LOG)		
VARIABLES	**Simple**	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**	**Simple**	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**
Constante	-2,177 (-7,37)	-3,024 (-5,95)		-15,990 (-6,93)	-17,180 (-5,12)	
Caractéristiques du parent						
Sexe féminin	0,335 (3,73)	0,458 (2,83)		2,245 (3,30)	2,416 (2,43)	
Âge	0,009 (2,01)	0,013 (1,74)		0,077 (2,23)	0,088 (2,08)	
Veuf	0,151 (2,00)	0,152 (1,09)		1,077 (1,88)	0,915 (1,12)	
Nombre d'enfants	-0,067 (-3,93)	-0,070 (-2,19)		-0,553 (-4,22)	-0,421 (-2,34)	
Éducation	0,099 (2,89)	0,157 (2,20)		0,712 (2,76)	0,941 (2,26)	
Éducation^2 (10^e-1)	-0,116 (-3,10)	-0,185 (-2,26)		-0,852 (-3,02)	-1,099 (-2,35)	
Mauvais état de santé	0,171 (2,34)	0,183 (1,35)		1,159 (2,09)	0,825 (1,05)	
Religion : Islam	0,514 (3,58)	0,621 (2,47)		3,887 (3,55)	3,558 (2,47)	

TABLEAU 3 (suite)

VARIABLES	PROBIT			TOBIT (MONTANT EN LOG)		
	Simple	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**	**Simple**	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**
Caractéristiques de l'enfant						
Sexe féminin	-0,770 (-11,38)	-1,041 (-13,32)	-1,416 (-12,48)	-6,365 (-11,67)	-6,507 (-11,39)	-6,782 (-14,50)
Âge	0,011 (2,37)	0,017 (2,98)	0,034 (3,33)	0,081 (2,38)	0,093 (2,64)	0,115 (2,85)
Marié	0,124 (1,30)	0,093 (0,87)	-0,066 (-0,42)	0,608 (0,86)	0,261 (0,43)	-0,342 (-0,58)
Présence d'enfants	-0,058 (-2,88)	-0,084 (-3,34)	-0,139 (-3,86)	-0,465 (-3,05)	-0,508 (-3,47)	-0,566 (-4,03)
Éducation	0,030 (3,72)	0,039 (3,27)	0,030 (1,58)	0,240 (3,92)	0,223 (3,19)	0,108 (1,51)
Détention d'un patrimoine	0,017 (0,26)	0,052 (0,63)	0,062 (0,44)	0,145 (0,30)	0,228 (0,49)	-0,013 (-0,03)
Résidence: Thana ou district différent	0,569 (8,42)	0,797 (8,44)	1,015 (8,20)	4,605 (8,71)	4,795 (7,61)	4,367 (8,96)
Nombre d'observations	2 469	2 469	1 482	2 469	2 469	1 482
Nombre de familles	563	563	358	563	563	358
Log vraisemblance	-1 147,3	-1 067,7	-587,9	-2 877,1	-2 796,3	-2 275,2

SOURCE : Enquête MHSS Bangladesh 1996.

NOTE : Les *t* de Student sont reportés entre parenthèses sous les différents coefficients.

Les données mettent en évidence un effet négatif et fortement significatif du nombre d'aidants potentiels sur le fait qu'un enfant donné verse de l'argent à ses parents. Plus il y a de frères et sœurs et plus la probabilité que l'un d'entre eux s'occupe des parents âgés est faible[27]. Néanmoins, ce résultat ne renseigne pas sur les éventuelles interactions des choix dans la fratrie, les choix des collatéraux n'étant pas pris en compte. Les besoins des parents ne sont pas infinis, si bien que leur prise en charge peut être assurée par un nombre restreint de frères et sœurs dans les fratries de grande taille. Le niveau d'éducation du parent joue plutôt positivement sur le soutien des enfants, mais l'interprétation reste malaisée en l'absence de contrôle sur les revenus[28]. Enfin, la religion des parents affecte la structure des solidarités au sein de la famille. La probabilité de recevoir de l'argent est plus grande lorsque la religion déclarée par le parent est l'Islam (les autres religions étant l'hindouisme, le bouddhisme et le christianisme). Il est très vraisemblable que la religion édicte certaines normes morales et culturelles, comprenant le respect des ascendants et le soutien qui doit être apporté aux plus âgés.

Nous passons à présent aux déterminants relatifs aux enfants. La variable de sexe s'avère ici le facteur le plus important pour rendre compte de la solidarité ascendante. Toutes choses égales par ailleurs, ce sont les hommes qui versent de l'argent à leurs parents, la probabilité étant beaucoup plus limitée pour les femmes. Ceci supporte plusieurs interprétations. Il est par exemple possible que les conjoints se spécialisent dans les formes d'aides apportées. Les hommes particulièrement occupés par les activités agricoles cèdent une partie de leurs revenus, tandis que les femmes vont consacrer davantage d'aides en temps sous forme de services. Également, dans une approche de type négociation, les conjoints peuvent ne pas mettre en commun leurs revenus. Les femmes qui ont des ressources plus faibles que les hommes en moyenne auraient alors plus de difficulté à donner de l'argent à leurs parents. Enfin, des effets d'alliance peuvent expliquer ces écarts par sexe, si par exemple l'aide dans le couple est systématiquement dirigée vers les parents du conjoint masculin[29]. Néanmoins, une telle interprétation est plutôt mise à mal par l'absence de significativité du statut matrimonial.

Les enfants aident d'autant plus leurs parents qu'ils sont âgés, alors que la fréquence de transfert diminue lorsque les aidants ont eux-mêmes des enfants. Ce résultat traduit une concurrence implicite entre les ascendants et les descendants quant à l'allocation des revenus familiaux. L'aide est aussi croissante avec le

27. Ceci n'est pas contradictoire avec les résultats descriptifs précédents, où nous avons montré qu'il y avait davantage de multiaidants lorsque le nombre d'enfants augmentait. Cet effet agrégé est en effet moins que proportionnel, ce qui explique la relation négative mise en évidence par la régression au niveau de chaque enfant (effet individuel).

28. S'il existe une forte corrélation entre le niveau d'étude des parents et des enfants, cela peut indiquer que ce sont les enfants les plus fortunés qui aident leurs parents.

29. Ce phénomène peut être lié à des effets de pouvoir ou de préférences. Un parent recevrait alors moins d'aide de ses filles, qui auraient la prise en charge de leurs beaux-parents à assurer, les parents bénéficiant « en contrepartie » du soutien des conjoints de leurs fils.

niveau d'éducation de l'enfant. Cet effet prononcé du capital humain peut traduire plusieurs effets. Les plus éduqués vont avoir des ressources plus importantes et peuvent donc mieux s'occuper de leurs parents dans un cadre altruiste, mais l'éducation de l'enfant est aussi une indication des transferts réalisés dans le passé par les parents (via leur investissement dans le capital humain). Cet effet s'inscrit alors dans une réciprocité directe entre les générations : l'éducation reçue étant jeune est remboursée par des transferts aux parents lorsque ces derniers sont plus vieux (Cigno, 1993; Lillard et Willis, 1997)[30].

Si les données ne permettent pas d'aller plus loin pour ces deux modèles, elles conduisent en revanche à rejeter une hypothèse alternative basée sur l'existence d'échange instantané entre les générations. Ainsi, dans les modèles de Cox (1987) et Cox et Rank (1992), une génération verse de l'argent à une autre en contrepartie de services rendus. Un tel schéma ne semble pas à l'œuvre ici compte tenu des forts effets de distance que l'on observe. Plus les enfants habitent loin de leurs parents, et plus la probabilité qu'ils versent de l'argent à leurs parents est grande. Une relation inverse est attendue dans le cadre d'un échange, les aides en temps étant d'autant plus fréquente que les enfants et les parents vivent à proximité. Des tests complémentaires menés sur l'enquête MHSS mettent en évidence un effet graduel de la distance. Si l'on introduit plusieurs indicatrices dans la régression, on constate que la probabilité d'aide diminue au fur et à mesure que l'on considère des enfants vivant de plus en plus éloignés. Cet effet s'inscrit certainement dans une logique migratoire, telle que les enfants les plus éduqués se déplacent vers des zones moins rurales et redistribuent ensuite une partie de leurs revenus (plus élevés) à leurs parents.

Dans la mesure où l'échantillon comprend plusieurs observations par famille (autant que d'enfants), il est possible de contrôler l'hétérogénéité inobservée par l'application des méthodes de panel[31]. Cette hétérogénéité inobservée peut être non corrélée avec les variables explicatives, auquel cas il s'agit d'un modèle à effets aléatoires, alors qu'il s'agit d'un modèle à effets fixes si cette hypothèse de non-corrélation n'est pas vérifiée.

Nous avons tout d'abord estimé un modèle Probit à effets aléatoires, dont les résultats sont présentés dans le tableau 3. Le résidu se décompose alors en une partie individuelle distribuée selon une loi normale centrée réduite et une partie indépendante correspondant à la composante inobservée au niveau du foyer parental. La loi de cet effet commun est supposée indépendante de la loi des variables

30. L'absence d'effet de la variable de détention d'un patrimoine par l'enfant peut rejoindre cette hypothèse théorique, selon laquelle les aides restent peu sensibles aux niveaux de richesse. L'enfant qui a reçu doit rembourser ses dettes indépendamment de sa situation propre.

31. Certaines caractéristiques propres aux parents, par exemple leur degré d'altruisme qui affecte le comportement futur des enfants par des effets de transmission et de formation des préférences, peuvent alors être capturées par des effets spécifiques à chaque famille.

explicatives, il s'agit là d'une hypothèse d'exogénéité. Les estimateurs obtenus vont dans le sens des conclusions précédentes. Les parents bénéficiaires semblent plutôt dans le besoin, bien que les effets positifs liés à l'âge, au veuvage et à une mauvaise santé ne soient plus significatifs dans le modèle Probit à effets aléatoires, et ce sont surtout les enfants de sexe masculin, éduqués et vivant loin qui viennent en aide à leurs parents.

Il est toutefois possible que ces effets spécifiques aux ménages soient corrélés avec les variables explicatives du modèle, ce qui constitue une hypothèse d'endogénéité. Usuellement, la solution retenue pour estimer ce modèle à effets fixes consiste à supposer que les perturbations aléatoires suivent une loi logistique[32]. Sous cette hypothèse, il est possible de mettre en œuvre l'approche conditionnelle suggérée par Chamberlain (1984). Celle-ci conduit à restreindre l'analyse aux familles pour lesquelles il existe des différences au niveau de la variable dépendante entre les frères et sœurs. Le conditionnement permet alors d'éliminer les effets individuels fixes et l'on obtient des estimations convergentes des paramètres en maximisant la vraisemblance correspondante. En revanche, dans le cas général (en particulier sous l'hypothèse de normalité des résidus), l'approche soulève des problèmes de calcul importants.

Les travaux récents menés par Greene (2001a, 2001b) montrent qu'il est en fait possible d'estimer un modèle Probit à effets fixes dans le cadre d'une approche conditionnelle. La solution à ce problème est décrite en annexe. Dans la pratique, à l'instar du modèle Logit conditionnel, cela revient à estimer la probabilité qu'un enfant aide ses parents dans des familles au sein desquels certains frères et sœurs seulement versent de l'argent aux parents. Les familles où aucun enfant ne donne et celles où tous les enfants aident ne sont pas prises en compte dans l'estimation. Dans ce type de modèles, les caractéristiques parentales sont par définition identiques pour tous les membres d'une fratrie donnée. Les effets des variables relatives aux parents sont donc incorporés dans l'effet fixe et ne peuvent pas être identifiés. Pour les 358 familles concernées, les estimateurs confirment que le sexe masculin, l'âge, l'éducation et la distance aux parents exercent une incidence positive sur les aides.

Nous avons enfin réalisé les mêmes régressions pour les montants versés aux parents par les enfants. Idéalement, il convient d'estimer des modèles de sélection pour savoir quels sont les facteurs qui influencent les sommes d'argent transmises. Dans la pratique, il se pose la question de trouver des variables identifiantes pertinentes, ce qui semble délicat. Aussi, à l'instar de certaines études sur les transferts, nous avons retenu des modèles de type Tobit (Tobit simple, à effets aléatoires et à effets fixes) pour expliquer les montants versés. Néanmoins, étant

32. Il faut alors considérer une fonction de vraisemblance conditionnelle aux effets certains et les éléments de l'échantillon tels qu'aucun enfant ou que tous les enfants d'un même ménage versent de l'argent ne contribuent pas à la vraisemblance (celle-ci est nulle pour ces réalisations).

donné les hypothèses sous-jacentes à ce modèle, il n'est pas surprenant de parvenir à des conclusions relativement proches de celles obtenues pour la probabilité de transfert. Les sommes d'argent sont plus importantes lorsqu'elles sont versées par les garçons, par les enfants plus âgés et plus éduqués, et par les enfants les plus distants. Dans les deux cas (choix discret et continu), les données indiquent qu'il est important de corriger l'hétérogénéité familiale inobservée et que le modèle à effets fixes est préférable au modèle à effets aléatoires[33].

3.2 *L'existence d'interactions dans la fratrie*

Afin de déterminer l'existence d'interactions dans la fratrie, nous prenons à présent en compte les choix des frères et sœurs. Une approche simple, utilisée par Behrman et Rosenzweig (2002) et Jellal et Wolff (2002), consiste à introduire dans la régression les caractéristiques des collatéraux. Puisque la taille des fratries est variable, nous avons déterminé des caractéristiques moyennes pour les frères et sœurs de chaque enfant (ceci pour chaque famille). On s'attend à ce que ces variables liées aux fratries soient significatives s'il existe des interactions entre les choix des enfants. Dans ce but, nous utilisons un test de Wald pour déterminer la significativité jointe de ces variables supplémentaires qui sont introduites dans la régression. Pour corriger les facteurs communs non observables dans les fratries, nous estimons aussi des modèles à effets aléatoires et à effets fixes. Les résultats de ces différentes spécifications sont dans le tableau 4.

Deux conclusions peuvent en être tirées. En premier lieu, inclure les caractéristiques des frères et sœurs ne modifie pas l'incidence des variables relatives aux parents et aux enfants sur les choix de transferts. En second lieu, des tests révèlent que l'hypothèse de nullité des variables associées aux collatéraux peut être rejetée. Ces résultats sont valides pour les spécifications en termes de modèles à erreur composée, mais avec un seuil de significativité autour de 10 % dans les cas les moins favorables. Il semble donc difficile dans le cas du Bangladesh d'étudier de manière isolée les aides versées par les enfants à leurs parents. Sans contrôle de l'hétérogénéité inobservée, on note que la probabilité d'aide augmente avec la proportion de sœurs dans la fratrie. Cette fréquence est aussi croissante avec le nombre de collatéraux mariés, ce qui peut traduire des arrangements entre le soutien aux parents et aux beaux-parents[34]. Les résultats sont un peu différents pour les modèles à effets fixes. La probabilité et le montant de l'aide augmentent certes avec le nombre de frères et sœurs mariés, mais ces variables sont reliées respectivement positivement avec l'âge des collatéraux et négativement avec la présence moyenne d'enfants.

---

33. Si les caractéristiques parentales n'apparaissent plus directement dans la régression, celles-ci sont capturées par l'effet fixe familial. Les régressions prennent donc bien en compte les variables relatives aux aidants et aux aidés.

34. Les variables moyennes d'éducation et de distance ne sont pas pertinentes, quelle que soit la spécification retenue.

TABLEAU 4

CARACTÉRISTIQUES DES COLLATÉRAUX ET TRANSFERTS FINANCIERS AUX PARENTS

	PROBIT			TOBIT (MONTANT EN LOG)		
VARIABLES	**Simple**	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**	**Simple**	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**
Constante	-2,272 (-6,34)	-3,154 (-4,98)		-16,584 (-6,09)	-18,209 (-4,44)	
Caractéristiques du parent						
Sexe féminin	0,354 (3,53)	0,468 (2,60)		2,297 (3,09)	2,326 (2,15)	
Âge	0,008 (1,42)	0,010 (1,00)		0,066 (1,51)	0,067 (1,15)	
Veuf	0,155 (1,97)	0,151 (1,04)		1,056 (1,80)	0,840 (0,99)	
Nombre d'enfants	-0,081 (-4,38)	-0,091 (-2,60)		-0,642 (-4,65)	-0,525 (-2,68)	
Éducation	0,089 (2,49)	0,130 (1,75)		0,586 (2,23)	0,723 (1,69)	
Éducation^2 (10^e-1)	-0,101 (-2,61)	-0,153 (-1,82)		-0,697 (-2,44)	-0,878 (-1,85)	
Mauvais état de santé	0,209 (2,77)	0,279 (1,97)		1,433 (2,55)	1,389 (1,69)	
Religion : Islam	0,430 (2,87)	0,469 (1,70)		3,174 (2,83)	2,630 (1,70)	

TABLEAU 4 (suite)

VARIABLES	PROBIT			TOBIT (MONTANT EN LOG)		
	Simple	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**	**Simple**	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**
Caractéristiques de l'enfant						
Sexe féminin	-0,782 (-10,96)	-1,018 (-12,37)	-1,275 (-4,92)	-6,425 (-11,39)	-6,278 (-10,18)	-6,842 (-7,20)
Âge	0,015 (2,64)	0,020 (2,96)	0,103 (4,33)	0,111 (2,57)	0,105 (2,65)	0,247 (3,05)
Marié	0,072 (0,74)	0,119 (1,00)	0,974 (2,80)	0,238 (0,33)	0,468 (0,69)	2,197 (1,93)
Présence d'enfants	-0,073 (-3,33)	-0,095 (-3,55)	-0,386 (-4,42)	-0,569 (-3,47)	-0,562 (-3,61)	-1,154 (-4,23)
Éducation	0,024 (2,23)	0,033 (2,50)	0,010 (0,23)	0,175 (2,21)	0,178 (2,42)	-0,008 (-0,05)
Détention d'un patrimoine	-0,007 (-0,09)	0,019 (0,23)	-0,150 (-0,46)	-0,168 (-0,28)	-0,008 (-0,02)	0,615 (0,56)
Résidence : Thana ou district différent	0,570 (7,91)	0,775 (8,09)	0,981 (3,63)	4,474 (8,10)	4,616 (6,99)	5,075 (5,23)

TABLEAU 4 (suite)

VARIABLES	PROBIT			TOBIT (MONTANT EN LOG)		
	Simple	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**	**Simple**	**Effets aléatoires**	**Effets fixes**
Caractéristiques moyennes des collatéraux						
Sexe féminin	0,294	0,347	0,794	2,586	2,555	-0,129
	(2,30)	(1,78)	(0,79)	(2,72)	(2,33)	(-0,04)
Âge	-0,008	-0,009	0,331	-0,047	-0,035	0,571
	(-1,04)	(-0,97)	(3,26)	(-0,87)	(-0,62)	(1,89)
Marié	0,319	0,575	4,321	2,350	3,142	9,406
	(1,82)	(1,95)	(3,40)	(1,81)	(1,93)	(2,63)
Présence d'enfants	0,025	0,020	-1,207	0,188	0,087	-2,511
	(0,72)	(0,38)	(-3,18)	(0,75)	(0,29)	(-2,53)
Éducation	0,010	0,019	-0,097	0,096	0,135	-0,504
	(0,70)	(0,89)	(-0,58)	(0,91)	(1,09)	(-1,00)
Détention d'un patrimoine	0,020	0,083	-0,888	0,380	0,625	2,736
	(0,19)	(0,60)	(-0,71)	(0,51)	(0,81)	(0,74)
Résidence: Thana ou district différent	-0,062	-0,032	-0,354	-0,307	0,093	2,588
	(-0,55)	(-0,18)	(-0,35)	(-0,37)	(0,09)	(0,78)
Test d'hypothèse (valeur;prob. – 7 d.l.)						
Caractéristiques des collatéraux = 0	(15,4; 0,031)	(11,8; 0,107)	(20,4; 0,004)	(17,7; 0,014)	(13,8; 0,054)	(13,9; 0,052)
Nombre d'observations	2 404	2 404	1 482	2 404	2 404	1 482
Nombre de familles	498	498	348	498	498	348
Log vraisemblance	-1 112,4	-1 036,4	-575,8	-2 812,9	-2 734,3	-2 242,6

SOURCE : Enquête MHSS Bangladesh 1996.

NOTE : Les *t* de Student sont reportés entre parenthèses sous les différents coefficients.

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous avons mené des tests complémentaires, présentés dans le tableau 5. En premier lieu, nous avons reconduit la même analyse sur un échantillon plus important de familles, celles qui peuvent comprendre des enfants vivant au domicile[35]. Pour les différentes régressions qui portent sur la probabilité d'aide et les montants versés, les conclusions précédentes sont valides. D'après les tests d'hypothèses menés, et à l'exception du modèle Tobit à effets fixes, l'hypothèse d'absence d'effets des caractéristiques des frères et sœurs peut être rejetée au seuil de 5 %. En second lieu, nous avons retenu pour l'analyse une seconde variable de transfert, donnée ici par les visites avec les parents. Si l'on admet que de tels contacts correspondent bien à des flux ascendants, les données montrent l'importance des caractéristiques des collatéraux pour expliquer ce type de transfert. Pour les régressions linéaires estimées, l'hypothèse de nullité des caractéristiques jointes est clairement rejetée d'après les données MHSS au seuil de 1 %[36]. Il existe donc bien des interactions entre les choix des frères et sœurs pour le Bangladesh quand il s'agit d'aider les parents.

35. Il s'agit alors d'examiner des interactions conditionnelles entre les différents frères et sœurs qui vivent hors du domicile parental, sachant que les parents peuvent partager leurs logements avec d'autres enfants. Cet échantillon permet de travailler sur des effectifs plus conséquents.

36. La proportion d'enfants qui ne rendent jamais visite à leurs parents est très faible, autour de 5 %. Ce faible nombre de valeurs égales à zéro justifie le recours à une estimation par régression linéaire.

TABLEAU 5

TESTS COMPLÉMENTAIRES SUR LE RÔLE DES CARACTÉRISTIQUES DES COLLATÉRAUX

Type de transferts	**Population**	**Spécification**	**Caratéristiques des collatéraux = 0 Test (valeur;prob. – 7 d.l.)**
Aide en argent	Échantillon B (3 406 familles)	Probit	(19,3;0,007)
		Probit à effets aléatoires	(15,5;0,030)
		Probit à effets fixes	(20,7;0,004)
		Tobit	(21,0;0,004)
		Tobit à effets aléatoires	(16,9;0,018)
		Tobit à effets fixes	(11,4;0,122)
Visites aux parents	Échantillon A (563 familles)	MCO	(44,7;0,000)
		Effets aléatoires	(45,3;0,000)
		Effets fixes	(49,3;0,000)
	Échantillon B (3 406 familles)	MCO	(55,4;0,000)
		Effets aléatoires	(55,3;0,000)
		Effets fixes	(58,8;0,000)

SOURCE : Enquête MHSS Bangladesh 1996.

4. LOCALISATION DES ENFANTS ET TRANSFERTS FINANCIERS

Non seulement il existe une diversité d'arrangements intrafamiliaux possibles en ce qui concerne la prise en charge des parents âgés sur leurs vieux jours, mais ceux-ci sont en plus susceptibles de varier selon les familles. Face à cette multiplicité des scénarios envisageables, nous privilégions l'étude de certains schémas de transmissions par lesquels peuvent s'exercer les interactions entre collatéraux, en tenant compte de leurs localisations.

4.1 *L'absence d'incitations à l'éloignement*

L'argument proposé par Konrad *et al.* (2002) consiste à voir les parents comme une charge pour les enfants, ce qui génère des incitations à s'en éloigner. Si cet argument n'est pas sans fondement pour des aides en temps, il est en revanche moins adapté pour des transferts en argent tels que ceux que l'on observe. Les

enfants peuvent fournir des aides financières quelle que soit leur localisation, ce que confirme d'ailleurs le tableau 3. Néanmoins, nous avons cherché à voir l'existence d'éventuels effets de rang dans la fratrie pour prendre en compte ces interactions stratégiques. Les aînés auraient ici une incitation plus grande à s'éloigner de leurs parents. La distance aux parents étant mesurée par une variable ordonnée suivant huit modalités, nous avons estimé un modèle Probit ordonné et également un modèle Probit ordonné à effets aléatoires pour contrôler les caractéristiques familiales inobservées.

Les résultats obtenus dans le tableau 6 sont peu convaincants. Ils suggèrent qu'il n'existe pas d'intentions volontaires des enfants de s'éloigner de leurs parents. D'un côté, les caractéristiques des parents ne sont guère pertinentes dans la régression, par exemple le sexe, l'âge, le fait d'être veuf ou l'état de santé. *A priori*, il est dans l'intérêt des enfants de vivre à une plus grande distance lorsque les parents deviennent plus vulnérables. De l'autre, pour les enfants, c'est surtout la variable d'éducation qui joue sur la distance aux parents. Le fait que les enfants plus diplômés vivent plus loin correspond à des profils de migration vers les zones urbaines. La variable indicatrice de patrimoine a une interprétation similaire, elle traduit le fait que les enfants qui possèdent des terres vivent en zone rurale, à proximité des parents[37]. En revanche, les données n'indiquent pas que ce sont les aînés qui s'éloignent le plus du domicile parental. Le rang joue certes plutôt négativement, mais non significativement, et si l'on introduit une variable muette pour les aînés, celle-ci a également une incidence négative dans la régression[38]. Il semble donc que l'on puisse exclure une compétition négative par la distance dans les fratries.

Ces interactions dans la fratrie peuvent s'exercer sous d'autres formes. Par exemple, ceux qui vont s'occuper de cultiver la terre peuvent avoir des rangs particuliers dans la fratrie. Ceci pourrait alors correspondre à de véritables stratégies parentales. Les données ne mettent pas en évidence une relation claire entre la détention de patrimoine et le rang de naissance, mais l'enquête reste de toute façon très incomplète sur ce point. Il faudrait savoir par exemple l'origine du patrimoine détenu par les enfants. Surtout, sur ces questions, il conviendrait de mener une analyse dynamique, comme le souligne Kimhi (1995) qui s'interroge sur les choix d'investissement en capital humain réalisés par les parents et le choix du successeur de l'activité agricole familiale. D'autres effets liés au rang dans la fratrie sont aussi possibles. Par exemple, lorsque les aînés commencent à apporter des ressources à leurs parents, ces derniers peuvent davantage investir dans le capital humain de leurs enfants. Les derniers-nés sont alors plus éduqués et se caractériseront donc par une mobilité plus grande.

---

37. Il est aussi frappant de constater que les enfants qui possèdent des terres n'aident pas plus leurs parents. Plusieurs explications sont alors possibles. Ils ont sans doute moins de temps à consacrer à leurs ascendants ou bien ils peuvent aussi leur apporter des aides en nature (nourriture) qui ne seront pas forcément bien recensées.

38. Tous ces effets demeurent vérifiés lorsque l'on contrôle l'hétérogénéité familiale par des effets aléatoires.

TABLEAU 6

CHOIX DE LOCALISATION DES ENFANTS

VARIABLE DÉPENDANTE	DISTANCE AUX PARENTS		PROBABILITÉ DE CORÉSIDER	
Variables explicatives	**Probit ordonné**	**Probit ordonné à effets aléatoires**	**Probit à effets aléatoires**	**Probit à effets fixes**
Constante	3,658 (16,89)	7,432 (13,69)	-0,123 (-0,64)	
Caractéristiques du parent				
Sexe féminin	0,079 (1,21)	0,166 (0,89)		
Âge	-0,003 (-0,71)	-0,007 (-0,74)		
Veuf	0,063 (1,16)	0,123 (0,82)		
Nombre d'enfants	0,002 (0,14)	0,021 (0,50)		
Éducation	0,042 (1,77)	0,101 (1,50)		
Éducation^2 (10^e-1)	-0,017 (-0,70)	-0,051 (-0,71)		
Mauvais état de santé	-0,023 (-0,43)	-0,067 (-0,47)		
Religion : Islam	-0,548 (-5,46)	-0,921 (-4,54)		

TABLEAU 6 (suite)

Caractéristiques de l'enfant				
Sexe féminin	0,064 (1,34)	0,070 (0,81)	-2,339 (-16,94)	-4,042 (-14,46)
Âge	0,001 (0,27)	0,008 (0,82)	0,013 (2,54)	-0,034 (-2,18)
Rang dans la fratrie	-0,022 (-1,21)	-0,060 (-1,53)	-0,240 (-9,85)	0,078 (1,22)
Marié	-0,482 (-6,76)	-0,935 (-6,93)	0,535 (3,90)	0,712 (3,56)
Présence d'enfants	-0,079 (-5,81)	-0,147 (-6,41)	-0,098 (-4,19)	-0,240 (-6,19)
Éducation	0,067 (11,21)	0,125 (10,30)	-0,013 (-1,61)	-0,047 (-3,00)
Détention d'un patrimoine	-0,186 (-4,15)	-0,471 (-5,40)		
Nombre d'observations	2 404	2 404	2 474	2 362
Nombre de familles	498	498	647	599
Log vraisemblance	-4 105,2	-4 094,1	-933,2	-710,9

SOURCE : Enquête MHSS Bangladesh 1996.

NOTE : Les *t* de Student sont reportés entre parenthèses sous les différents coefficients.

Dans la mesure où les pratiques de cohabitation avec les parents âgés sont fréquentes, il est important de savoir quelles sont les caractéristiques individuelles qui influencent la probabilité de vivre avec les parents. Nous nous intéressons ici à des enfants âgés de plus de 25 ans. Pour traiter cette question, il faut pour chaque chef de ménage assembler les enfants qui sont encore au domicile et ceux qui sont partis. Cette contrainte conduit alors à un nombre limité de facteurs explicatifs, donnés par le sexe, l'âge, le rang dans la fratrie, le fait d'être marié, la présence d'enfant et l'éducation. Afin de tenir compte des effets familiaux, nous estimons dans un premier temps un modèle Probit à effets aléatoires, puis un modèle Probit à effets fixes. Les résultats de ces régressions, estimées sur des échantillons d'environ 600 familles, se trouvent dans le tableau 6.

Sous l'hypothèse d'exogénéité (effets aléatoires), la probabilité de vivre avec les parents est beaucoup plus faible pour les filles. Il faut y voir là des logiques d'alliance, les filles partageant plus souvent le domicile des beaux-parents. L'âge exerce un effet positif et rejoint le signe négatif constaté pour le rang dans la fratrie. Les derniers-nés corésident moins souvent : le logement n'étant pas extensible indéfiniment, certains enfants sont incités à partir, notamment pour des raisons de promiscuité. Si le fait d'être marié favorise aussi la cohabitation, la présence de petits-enfants a l'effet inverse. Enfin, la variable d'éducation a un effet plutôt négatif. Les résultats sont plus précis lorsque l'on regarde les choix dans les fratries. Sous l'hypothèse d'endogénéité (effets fixes), on constate toujours un très fort effet de sexe. En revanche, dans les fratries où certains enfants seulement corésident, ce sont davantage les plus jeunes qui vivent avec leurs parents (il est possible qu'ils ne soient pas encore partis) tandis que le rang dans la fratrie n'est pas une variable pertinente. Une conclusion importante concerne le niveau d'éducation et ce sont les enfants avec les plus faibles niveaux de capital humain qui vivent avec leurs parents.

Bommier et Eckhardt (1998) obtiennent un résultat similaire dans le cadre de l'Indonésie, et suggèrent que de tels choix sont compatibles avec l'hypothèse d'efficacité. L'idée est la suivante. Il existe un coût privatif pour l'enfant qui accepte de partager le même logement que le parent (Le Blanc et Wolff, 2003). Pour que les choix soient optimaux, il faut donc que les enfants caractérisés par les plus faibles coûts privatifs corésident et ce sont *a priori* ceux qui ont le niveau scolaire le moins élevé[39]. Néanmoins, ceci soulève la délicate question de la mesure des transferts. Il est possible qu'un enfant vivant avec ses parents en retire une utilité, par exemple en bénéficiant de services non marchands rendus par les parents (par exemple la garde des petits-enfants), auquel cas la *corésidence* ne serait pas seulement une aide au bénéfice des ascendants. Dans la question d'éventuelles stratégies familiales, un dernier aspect concerne les interactions entre les aides en argent et les cas de cohabitation.

Une difficulté tient à ce qu'un enfant ne va pas forcément juger nécessaire d'aider un parent si celui-ci est par exemple hébergé par un de ses frères et sœurs. La compréhension des stratégies familiales passerait alors par la détermination en amont du choix qui conduit à la sélection d'un enfant particulier au sein de la fratrie. Une fois réalisée, cette sélection donne lieu à une structure de transfert conditionnelle, pouvant masquer les interactions *ex ante* que seule une analyse dynamique serait capable d'expliciter. Une alternative consiste à s'intéresser directement aux transferts qui circulent entre les frères et sœurs. Les seuls travaux réalisés à ce jour sont ceux pour l'Indonésie de Bommier et Eckhardt (1998), qui montrent qu'un enfant reçoit davantage d'argent de ses collatéraux lorsqu'il

39. Cette assertion n'est toutefois pas évidente. Dans l'estimation d'un modèle structurel de transferts comprenant des aides en argent et sous forme de *corésidence*, le Blanc et Wolff (2003) montrent que ce sont surtout le sexe et l'âge qui influencent le coût privatif (inobservé par définition).

héberge un parent âgé. Les auteurs suggèrent également que les comportements observés s'inscrivent plutôt dans le cadre d'arrangements contractuels au sein de la fratrie et que l'altruisme ne suffit pas ici pour expliquer ces aides latérales.

4.2 *Corésidence et redistribution intrafamiliale*

L'enquête MHSS permet de savoir si de telles situations existent au Bangladesh. Le tableau 7 présente une analyse économétrique qui porte sur les transferts reçus par un enfant donné de ses frères et sœurs[40]. L'échantillon comprend alors 33 747 observations (environ 9 500 familles), et l'on observe que ces aides en argent ne sont pas négligeables en comparaison avec les pays développés où les transferts aux collatéraux sont quasi inexistants. Le taux de diffusion de ces aides est égal à 7 % pour un montant moyen supérieur à 4 000 Takas, mais il existe de très fortes inégalités puisque le montant médian déclaré est égal à 500 Takas. Ce poids des transferts entre collatéraux s'explique selon toute vraisemblance par la forte volatilité des revenus individuels dans la zone rurale considérée et aussi par la taille élevée des fratries, qui accroît mécaniquement le nombre de donateurs potentiels. Pour expliquer ces aides, nous avons estimé plusieurs modèles de type Probit en prenant en compte des caractéristiques à la fois relatives aux aidants et aux aidés (à l'exception de leurs revenus).

Nous commençons par décrire les frères et sœurs donateurs. La probabilité de verser de l'argent est beaucoup plus forte pour les hommes et elle croît avec l'âge, tandis que le fait d'être marié n'a pas d'incidence dans la régression. Le nombre d'enfant de l'aidant joue négativement, ce qui traduit de nouveau des arbitrages entre générations, alors que l'éducation augmente à l'inverse fortement le versement d'argent. Concernant les situations financières relatives, chaque enquêté évalue de manière subjective sa richesse relative par rapport à ses frères et sœurs. Les résultats observés attestent de l'existence d'une redistribution intragénérationnelle. La probabilité d'aide croît en effet fortement lorsque les collatéraux sont plus riches que l'enquêté, tandis qu'elle baisse lorsqu'ils sont moins riches[41]. Enfin, la distance exerce un effet fortement positif sur l'existence d'aides, ce qui là encore atteste d'une redistribution entre collatéraux.

---

40. La structure retenue pour les données est la suivante. Pour un ménage, nous partons de l'enquêté et assemblons les différentes caractéristiques des collatéraux. Il y a donc plusieurs lignes dans le fichier pour chaque fratrie, ces lignes correspondant au nombre de frères et sœurs de l'enquêté sélectionné.

41. Ces effets des positions financières relatives demeurent vérifiés lorsque l'on estime un modèle Probit à effets fixes (tableau 6). La relation entre les transferts versés et les niveaux de vie dans la fratrie est compatible avec l'existence d'une redistribution de nature altruiste, mais d'autres mécanismes peuvent donner lieu à des conclusions similaires.

TABLEAU 7

LES DÉTERMINANTS DES AIDES REÇUES DES FRÈRES ET SOEURS

Variable	**Probit univarié**	**Probit univarié**	**Probit univarié**	**Probits à effets aléatoires**	**Probit à effets fixes**
Constante	-1,780 (-13,00)	-1,887 (-13,69)	-2,076 (-13,93)	-3,223 (-13,11)	
Caractéristiques de l'enquêté					
Sexe féminin	0,320 (11,62)	0,355 (12,66)	0,412 (13,16)	0,633 (10,48)	
Âge	-0,017 (-12,46)	-0,017 (-12,88)	-0,014 (-9,39)	-0,024 (-9,29)	
Marié	-0,350 (-12,03)	-0,299 (-9,96)	-0,235 (-6,86)	-0,349 (-5,38)	
Nombre de frères et soeurs	-0,066 (-10,68)	-0,058 (-9,24)	-0,059 (-9,38)	-0,089 (-7,71)	
Éducation	0,013 (3,57)	0,013 (3,46)	0,011 (2,96)	0,020 (2,76)	
Religion : Islam	0,236 (5,63)	0,241 (5,73)	0,233 (5,55)	0,429 (5,60)	
Parents en vie		0,219 (6,88)			
Parents dans un logement indépendant			-0,029 (-0,81)	-0,033 (-0,51)	
Parents vivant avec l'enquêté			0,255 (5,09)	0,367 (3,99)	

TABLEAU 7 (suite)

Variable	Probit univarié	Probit univarié	Probit univarié	Probits à effets aléatoires	Probit à effets fixes
Caractéristiques du collatéral					
Sexe féminin	-0,227 (-8,28)	-0,231 (-8,41)	-0,243 (-8,78)	-0,343 (-9,58)	-0,500 (-8,68)
Âge	0,023 (3,58)	0,017 (2,68)	0,022 (3,48)	0,044 (4,65)	0,083 (4,56)
Âge² (10^e-2)	-0,023 (-3,26)	-0,018 (-2,53)	-0,022 (-3,18)	-0,041 (-3,95)	-0,067 (-3,18)
Marié	0,025 (0,74)	0,020 (0,59)	0,019 (0,56)	0,005 (0,12)	0,039 (0,56)
Nombre d'enfants	-0,018 (-2,57)	-0,021 (-2,86)	-0,019 (-2,62)	-0,036 (-3,52)	-0,066 (-4,14)
Éducation	0,048 (14,69)	0,048 (14,76)	0,047 (14,42)	0,065 (13,18)	0,076 (9,09)
Situation : plus riche que l'enquêté	0,294 (10,32)	0,298 (10,40)	0,303 (10,58)	0,378 (8,61)	0,453 (6,07)
Situation : moins riche que l'enquêté	-0,124 (-2,50)	-0,119 (-2,38)	-0,124 (-2,48)	-0,242 (-3,32)	-0,509 (-4,20)
Distance – Thana ou district identiques	0,165 (4,03)	0,163 (3,99)	0,166 (4,05)	0,197 (3,37)	0,152 (1,52)
Distance – District différent	0,401 (9,97)	0,398 (9,88)	0,395 (9,79)	0,554 (9,49)	0,679 (6,92)
Distance – Pays différent	0,434 (8,55)	0,426 (8,39)	0,418 (8,21)	0,621 (8,92)	0,770 (6,72)
Nombre d'observations	33 747	33 747	33 747	33 747	5 565
Nombre de familles	9 578	9 578	9 578	9 578	2 137
Log vraisemblance	-7 712,4	-7 088,3	-7 091,5	-6 498,5	-2 686,5

SOURCE : Enquête MHSS Bangladesh 1996.

NOTE : Les *t* de Student sont reportés entre parenthèses sous les différents coefficients.

Pour les bénéficiaires, les données indiquent que ce sont plus souvent des femmes. L'âge et le fait d'être marié diminuent la probabilité d'être aidé, le nombre d'enfant ayant une incidence similaire. À l'inverse, le versement d'argent augmente avec le niveau d'éducation de l'individu et lorsque la religion déclarée par ce dernier est l'Islam. Ces résultats montrent en tout cas que les aides ne sont pas là pour venir en aide dans la fratrie à des enfants qui auraient eux-mêmes des besoins d'argent conséquents pour s'occuper de leur descendance. Nous avons également pris en compte dans la régression une indicatrice sur le fait d'avoir des parents en vie. Cette variable exerce un effet très fort sur le fait d'être aidé par ses frères et sœurs. Ce résultat est en soi curieux, puisque tous les enfants d'une fratrie donnée ont par définition les mêmes parents. Or, on s'attend davantage à ce que les parents viennent en concurrence avec les frères et sœurs lorsqu'il s'agit de verser de l'argent dans la famille.

C'est pourquoi nous avons dans un dernier temps pris en compte le lieu de résidence des parents, en distinguant ceux qui vivent dans un logement indépendant et ceux qui vivent avec l'enquêté. Les résultats confirment alors l'existence d'arrangements intrafamiliaux. Si le fait d'avoir des parents autonomes ne change rien par rapport à la situation de référence (pas de parents vivants), la probabilité pour un enfant donné de recevoir de l'argent de ses frères et sœurs croît fortement dans le cas où les parents partagent le logement de cet enfant. Ainsi, ces aides versées par les collatéraux viennent en quelque sorte compenser l'enfant qui accepte de vivre avec ses parents de la désutilité que cette situation peut lui procurer. Dans ce contexte, il ne serait en revanche pas optimal pour les frères et sœurs de verser directement de l'argent aux parents, ceux-ci bénéficiant déjà des aides de l'enfant qui les hébergent.

Il convient pour finir de noter qu'une telle forme de coopération ne peut être identifiée que par ces transferts entre collatéraux. À défaut de pouvoir la mettre en évidence, il est vraisemblable que des mécanismes de coordination similaires sont à l'œuvre lorsqu'il s'agit d'apporter de l'argent ou bien des aides en temps sous forme de services et de visites à des parents qui vivent encore dans des logements indépendants.

Conclusion

Les analyses récentes dans le domaine de l'allocation des ressources familiales ont montré la nécessité de dépasser le cadre unitaire standard où un seul agent dans le couple est doté du pouvoir exclusif de décision. À l'inverse, la modélisation collective mise en avant par Chiappori (1992) qui impose la seule hypothèse d'efficacité des choix familiaux reconnaît l'existence d'un pouvoir de décision propre pour chacun des conjoints. Dans le cadre familial, il existe pourtant des choix relatifs à l'allocation des ressources en dehors du couple qui mettent en jeu plusieurs agents. C'est en particulier le cas de la prise en charge des parents âgés, que nous avons étudié ici d'un point de vue empirique à partir de données détaillées sur le Bangladesh.

En supposant que les parents s'apparentent à un bien public, il existe différents scénarios pour les enfants lorsqu'il s'agit de s'occuper des vieux jours de leurs ascendants. À défaut de caractériser avec précision les divers arrangements intrafamiliaux, nous montrons que les aides des enfants ne peuvent être étudiés de manière isolée. Les comportements d'aides au sein des fratries ne sont pas indépendants pour le Bangladesh. Par ailleurs, les enfants ne cherchent pas à se défausser sur leurs frères et sœurs pour ces transferts aux parents, que ce soit en raison du poids des normes de solidarités à l'égard des ascendants ou parce que ces aides constituent un remboursement par les enfants des transferts qu'ils ont eux-mêmes reçu dans la jeunesse.

Une limite de la présente étude porte assurément sur sa dimension exploratoire. Celle-ci appelle des développements futurs, qui relèveraient davantage d'approches structurelles. La modélisation structurelle des comportements individuels permet en effet de mieux savoir comment les familles prennent leurs décisions et d'évaluer l'incidence des politiques sociales sur le bien-être des membres familiaux. Par opposition, l'approche non structurelle ici retenue ne permet pas de discuter de ces questions d'efficacité et de redistribution. Les données devraient permettre d'estimer un modèle concernant la prise de décision dans la famille pour l'aide aux parents âgés, ce qui nécessite de spécifier les fonctions d'utilité de chaque membre familial, les actions qui peuvent être prises par chacun d'entre eux, et le mécanisme d'équilibre sous-jacent. Si la résolution de tels modèles est complexe (Engers et Stern, 2002), cette extension permettrait de savoir si les comportements d'aide observés s'inscrivent plutôt dans un cadre volontaire, tel que chaque enfant peut ou non participer à la prise en charge des parents, ou dans un cadre collectif qui requiert la participation de tous les membres familiaux.

Une dernière remarque concerne la portée de ce travail. Prenant le contre-pied de la littérature croissante sur les modèles collectifs, nous nous sommes exclusivement intéressés à des décisions entre frères et sœurs. En ce sens, notre approche reste parcellaire. Lorsque l'enfant vit avec un conjoint, le soutien ascendant doit concerner à la fois les parents et les beaux-parents. Ces décisions de transferts s'inscrivent donc dans un cadre plus large, mêlant à la fois des aspects collectifs au sein du couple et des aspects de type bien public par l'intermédiaire des fratries.

ANNEXE

L'estimation de modèles non linéaires à effets fixes

L'estimation des modèles non linéaires en présence de données de panel soulève un certain nombre de difficultés. Considérons pour la présentation le modèle Probit à erreurs composées, que l'on peut écrire sous la forme $y_{it}^{*} = x_i\beta + \varepsilon_i$ avec $\varepsilon_i = u_i + w_{it}$ ($i = 1, ..., N$ désigne l'indice dénotant l'observation, $t = 1, ..., T$ est l'indice dénotant le groupe d'appartenance de cette observation). Les deux perturbations u_i et w_i sont des variables aléatoires indépendantes qui suivent chacune une loi normale multivariée, d'espérance nulle et de matrice de variance Ω. La condition $\sigma_w^2 = 1$ est requise pour assurer l'identification des variables du modèle.

L'effet individuel introduit une autocorrélation donnée, dans les décisions individuelles pour un groupe. Par définition, la contribution de l'individu i à la vraisemblance peut s'écrire :

$$l_i = \int_{\inf_{i1}}^{\sup_{i1}} \int_{\inf_{i2}}^{\sup_{i2}} \dots \int_{\inf_{iT}}^{\sup_{iT}} f(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, ..., \varepsilon_{iT})\, d\varepsilon_{i1} d\varepsilon_{i2} \dots d\varepsilon_{iT}$$

avec $\inf_{it} = -\infty$ et $\sup_{it} = x_i\beta$ si la variable observée y_{it} est telle que $y_{it} = 1$, $\inf_{it} = -x_{it}\beta$ et $\sup_{it} = +\infty$ si $y_{it} = 0$, et f est la fonction de densité de la loi normale multivariée. La maximisation de cette vraisemblance est complexe, dans la mesure où elle nécessite de calculer une intégrale multiple.

Cette expression peut être simplifiée et l'on montre alors que la vraisemblance l_i nécessite seulement le calcul d'une intégrale gaussienne simple (se reporter à Sevestre, 2002 :179-182). Cette intégrale gaussienne peut être estimée par une procédure d'approximation qui est basée sur la méthode des polynômes d'Hermite, mais elle peut aussi être estimée par les méthodes récentes de simulation. La prise en compte d'une éventuelle corrélation entre l'effet individuel et les variables explicatives peut s'effectuer suivant l'approche proposée par Mundlak (1978). Il suffit alors d'ajouter au modèle des variables explicatives supplémentaires, qui sont définies ici comme les moyennes individuelles des variables explicatives du modèle. L'absence de corrélation des effets individuels peut être validée par un test du rapport de vraisemblance.

Si l'on suppose que les effets individuels sont fixes, le modèle peut alors s'écrire sous la forme $y_{it}^{*} = x_i\beta + \alpha_i + \varepsilon_i$. Une première difficulté vient de ce que la maximisation de la vraisemblance ne conduit pas à des estimations convergentes des coefficients dès lors que T est fini. Ceci s'explique par le problème des paramètres incidents, discuté en détail par Heckman (1981) et Greene (2004). La nonlinéarité du modèle induit en effet une corrélation entre les estimations du vecteur de paramètre β et des effets individuels. Pour éliminer ces effets individuels, la solution usuellement retenue consiste à avoir recours à l'approche conditionnelle, proposée par Chamberlain (1984). La structure particulière du modèle Logit permet

en effet d'estimer aisément une vraisemblance conditionnelle, mais ceci restreint l'analyse aux groupes où les individus ont des choix différents (ou aux individus qui ont changé de situation entre deux périodes).

Dans le cas général où les résidus ne sont pas distribués suivant une loi logistique, le modèle à effets fixes soulève une seconde difficulté. Pour une estimation par la méthode du maximum de vraisemblance, tous les paramètres doivent être estimés simultanément, ce qui comprend les effets fixes. L'intérêt du recours à une vraisemblance conditionnelle était justement de pouvoir éliminer les effets individuels, donc d'obtenir des estimations convergentes des coefficients pour T fini. Le problème dans le cas général est donc seulement d'ordre calculatoire. La solution proposée par Greene (2001a, 2001b) pour estimer des modèles non linéaires à effets fixes est la suivante. Elle repose sur l'application d'une méthode de Newton standard, pour laquelle l'auteur applique des simplifications dans les calculs à l'aide des propriétés de l'inverse d'une matrice partitionnée.

Si l'on écrit le modèle non linéaire à effets fixes sous la forme $g(y_{it}, x_{it}\beta + \alpha_i)$, le logarithme de la vraisemblance est donné par $\ln L = \Sigma_i (\Sigma_t \ln g(y_{it}, x_{it}\beta + \alpha_i)$. Soit G et H respectivement le gradient et la matrice hessienne de cette log-vraisemblance. Pour obtenir les paramètres du modèle, l'application de la méthode de Newton repose sur la formule itérative $(\hat{\beta} \quad \hat{\alpha})'_k = (\hat{\beta} \quad \hat{\alpha})'_{k-1} - H^{-1}_{k-1} G_{k-1}$, que l'on peut encore écrire $(\hat{\beta} \quad \hat{\alpha})'_k = (\hat{\beta} \quad \hat{\alpha})'_{k-1} + (\Delta_\beta \quad \Delta_\alpha)'$ (Greene, 2001a). Or, ces deux termes Δ_β et Δ_α sont relativement simples à calculer, puisque leur dimension est celle du vecteur β et non celle du vecteur α. De manière similaire, la matrice de variance-covariance est aussi facilement estimable. La contribution de Greene est donc de montrer que l'estimation ne soulève pas de difficulté particulière sur le plan du calcul.

BIBLIOGRAPHIE

ALDERMAN, H., P.A. CHIAPPORI, L. HADDAD, J. HODDINOTT et R. KANBUR (1995), « Unitary versus Collective Models of the Households: Is it Time to Shift the Burden of Proof? », *World Bank Research Observer*, 10 : 1-19.

ALTONJI, J.G., F. HAYASHI et L.J. KOTLIKOFF (1997), « Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence », *Journal of Political Economy*, 105 : 1 121-1 166.

ARRONDEL, L. et A. MASSON (2006), « Altruism, Exchange or Indirect Reciprocity: What do the Data on Family Transfers Show? », *in* S.C. KOLM et J. MERCIER YTHIER (éds), *Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, North-Holland, Elsevier, à paraître.

BARRO, R.J. (1974), « Are Government Bonds Net Wealth? », *Journal of Political Economy*, 82 : 1 095-1 117.

BECKER, G.S. (1974), « A Theory of Social Interactions », *Journal of Political Economy*, 82 : 1 063-1 093.

BECKER, G.S. (1991), *A Treatise on the Family*, Enlarged Edition, Harvard University Press, Cambridge.

BEHRMAN, J.R. et M.R. ROSENZWEIG (2002), « In-law Resources, Parental Resources and Distribution within Marriage », *mimeo*, University of Pennsylvania.

BERGSTROM, T.C., L. BLUME et H. VARIAN (1986), « On the Private Provision of Public Goods », *Jounal of Public Economics*, 29 : 25-49.

BERNHEIM, B.D., A. SHLEIFER et L. SUMMERS (1985), « The Strategic Bequest Motive », *Journal of Political Economy*, 93 : 1 045-1 076.

BLINDER, A. (1988), « Comments on Chapter 1 and Chapter 2 », *in* D. KESSLER et A. MASSON (éd.), *Modelling the Accumulation and Distribution of Wealth*, Clarendon Press, Oxford, p. 68-76.

BOMMIER, A. (1995), « Peut-on compter sur ses enfants pour assurer ses vieux jours? L'exemple de la Malaisie », *Économie et Prévision*, 121 : 75-86.

BOMMIER, A. et S. ECKHARDT (1998), « Do Adult Siblings Cooperate when Taking Care of their Elderly Parents? Evidence from Indonesia », *mimeo*, Inédit.

BREUSCH, T. et A. PAGAN (1980), « The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics », *Review of Economic Studies*, 47 : 239-253.

BROWNING, M. et P.A. CHIAPPORI (1998), « Efficient Intra-household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests », *Econometrica*, 66 : 1 241-1 278.

BYRNE, D., M.S. GOEREE, B. HIEDEMANN et S. STERN (2005), « Long-term Care, Formal Home Health Care, and Informal Care », *mimeo*, University of Virginia.

CHAMBERLAIN, G. (1984), « Panel Data », *in* Z. GRILICHES et M. INTRILIGATOR (éds), *Handbook of Econometrics,* North-Holland, Amsterdam, p. 1 247-1 318.

CHECKOVICH, T.J. et S. STERN (2002), « Shared Caregiving Responsibilities of Adult Siblings with Elderly Parents », *Journal of Human Resources*, 37 : 441-478.

CHIAPPORI, P.A. (1992), « Collective Labor Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, 100 : 437-467.

CHIAPPORI, P.A. et O. DONNI (2006), « Les modèles collectifs de comportement du ménage : un survol de la littérature », *L'Actualité économique*, le présent numéro.

CIGNO, A. (1993), « Intergenerational Transfers without Altruism: Family, Market and State », *European Journal of Political Economy*, 9 : 505-518.

CIGNO, A. (2004), « The Political Economy of Intergenerational Cooperation », *in* S.C. KOLM et J. MERCIER YTHIER (éds), *Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, North-Holland, Elsevier, à paraître.

COX, D. (1987), « Motives for Private Income Transfers », *Journal of Political Economy*, 95 : 508-546.

COX, D. et G. JAKUBSON (1995), « The Connection between Public Transfers and Private Interfamily Transfers » *Journal of Public Economics*, 57 : 129-167.

COX, D. et A. JIMENEZ (1990), « Achieving Social Objectives through Private Transfers », *World Bank Research Observer*, 5 : 205-218.

COX, D. et M.R. RANK (1992), « Inter Vivos Transfers and Intergenerational Exchange », *Review of Economics and Statistics*, 74 : 305-314.

ENGERS, M. et S. STERN (2002), « Long-term Care and Family Bargaining », *International Economic Review*, 43 : 73-114.

FORTIN, B. et G. LACROIX (1997), « A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply », *Economic Journal*, 107 : 933-955.

GREENE, W.H. (2001a), « Fixed and Random Effects in Nonlinear Models », *mimeo*, Stern School of Business, New York University.

GREENE, W.H. (2001b), « Estimating Econometric Models with Fixed Effects », *mimeo*, Stern School of Business, New York University.

GREENE, W.H. (2004), « The Behavior of the Fixed Effects Estimator in Nonlinear Models », *Econometrics Journal*, à paraître.

HADDAD, L., J. HODDINOTT et H. ALDERMAN (1997), *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries*, John Hopkins University Press, Baltimore.

HECKMAN, J. (1981), « The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time–Discrete Data Stochastic Process », *in* C. MANSKI et D. MCFADDEN (éds), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, MIT Press, Cambridge.

HIEDEMANN, B. et S. STERN (1999), « Strategic Play among Family Members when Making Long-term Care Decisions », *Journal of Economic Behavior and Organization*, 40 : 29-57.

HODDINOTT, J., H. ALDERMAN et L. HADDAD (1997), « Testing Competing Models of Intrahousehold Allocation », *in* L. HADDAD, J. HODDINOTT et H. ALDERMAN (éds), *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries*, John Hopkins University Press, Baltimore, p. 129-141.

JELLAL, M. et F.C. WOLFF (2002), « Altruisme, coopération et transferts familiaux », *Revue Économique*, 53 : 863-885.

KANG, S.J. et M. LEE (2003), « Analysis of Private Transfers with Panel Fixed-effect Censored Model Estimator », *Economics Letters*, 80 : 233-237.

KIMHI, A. (1995), « Differential Human Capital Investments and the Choice of Successor in Family Farms », *American Journal of Agricultural Economics*, 77 : 719-724.

KONRAD, K.A., H. KÜNEMUND, K.E. LOMMERUD et J.R. ROBLEDO (2002), « Geography of the Family », *American Economic Review*, 92 : 981-998.

KONRAD, K.A. et K.E. LOMMERUD (1995), « Family Policy with Non-cooperative Families », *Scandinavian Journal of Economics*, 97 : 581-601.

LAFERRÈRE, A. et F.C. WOLFF (2006), « Microeconomic Models of Family Transfers », *in* S.C. KOLM et J. MERCIER YTHIER (éds), *Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, North-Holland, Elsevier, à paraître.

LAITNER, J. (1997), « Intergenerational and Interhousehold Economic Links », *in* M.R. ROSENZWEIG et O. STARK (éds), *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1A, North-Holland, Amsterdam, p. 189-238.

LE BLANC, D. et F.C. WOLFF (2003), « Family Transfers and Altruism: A Structural Model », *mimeo*, Université de Nantes, présenté à la European Economic Association, Stockholm, août.

LILLARD, L. et R. WILLIS (1997), « Motives for Intergenerational Transfers: Evidence from Malaysia », *Demography*, 34 : 115-134.

LUNDBERG, S., R. POLLAK et T. WALES (1997), « Do Husbands and Wives Pool their Resources? », *Journal of Human Resources*, 32 : 463-480.

MUNDLAK, Y. (1978), « On the Pooling of Time Series and Cross Section Data », *Econometrica*, 46 : 69-85.

PEZZIN, L.E. et B. SCHONE (1997), « The Allocation of Resources in Intergenerational Households: Adult Children and their Elderly Parents », *American Economic Review*, 87 : 460-464.

PEZZIN, L.E. et B. SCHONE (1999), « Intergenerational Household Formation, Female Labour Supply, and Informal Caregiving: A Bargaining Approach », *Journal of Human Resources*, 34 : 475-503.

PEZZIN, L.E., R.A. POLLAK et B. SCHONE (2003), « Long-term Care and Family Decision Making », *mimeo*, Washington University.

RAHMAN, O., J. MENKEN, A. FOSTER, C.E. PETERSON, M.N. KHAN, R. KUHN et P. GERTLER (1999), « The 1996 Matlab Health and Socioeconomic Survey: Overview and User's Guide », *mimeo*, DRU/2018/1-NIA, Rand.

SAMUELSON, P.A. (1956), « Social Indifference Curves », *Quarterly Journal of Economics*, 70 : 1-22.

SCHOENI, R.F. (1997), « Private Interhousehold Transfers of Money and Time: New Empirical Evidence », *Review of Income and Wealth*, 43 : 423-448.

SCHOENI, R.F. (2000), « Support Networks within the Family as a Public Good Problem », *mimeo*, Rand, DRU-2294-NIA.

SCHOENI, R.F. (2002), « Does Unemployment Insurance Displace Familial Assistance », *Public Choice*, 110 : 99-119.

SEVESTRE, P. (2002), *Econométrie des données de panel*, Dunod, Paris.

SLOAN, F.A., G. PICONE et T.J. HOERGER (1997), « The Supply of Children's Time to Disabled Elderly Parents », *Economic Inquiry*, 35 : 295-308.

SLOAN, F.A., H.H. ZHANG, J. WHANG (2002), « Upstream Intergenerational Transfers », *Southern Economic Journal*, 69 : 363-380.

STERN, S. (1995), « Estimating Family Long-term Care Decisions in the Presence of Endogenous Child Characteristics », *Journal of Human Resources*, 30 : 551-580.

SUBRAMANIAM, S. (1997), « Living Together and Living Apart. Altruism and Demand Neutrality in Thailand », *mimeo*, Office of Population Research, Princeton University.

VERMEULEN, F. (2002), « Collective Household Models: Principles and Main Results », *Journal of Economic Surveys*, 16 : 533-564.

WARR, P.G. (1983), « The Private Provision of a Public Good is Independent of the Distribution of Income », *Economics Letters*, 13 : 207-211.

WOLF, D., V. FREEDMAN et B.J. SOLDO (1997), « The Division of Family Labor: Care for Elderly Parents », *The Journals of Gerontology Series B*, 52B : 102-109.

WOLF, D. et B.J. SOLDO (1994), « Married Women Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents », *Journal of Human Resources*, 29 : 1 239-1 276.

WOLFF, F.C. (2000), « Transferts et redistribution familiale collective », *Revue Économique*, 51 : 143-162.

WOLFF, F.C. (2001), « Private Intergenerational Contact in France and the Demonstration Effect », *Applied Economics*, 33 : 143-153.