

Les comportements de transferts intergénérationnels en Europe

François-Charles Wolff* et Claudine Attias-Donfut**

Les transferts qui circulent entre les générations à la fois sous forme de temps et d'argent sont très importants dans l'ensemble des pays européens. D'après les données issues de l'enquête *Share* menée auprès de personnes de 50 ans et plus, près de trois enquêtés sur dix sont concernés par des transferts financiers au cours de l'année et plus de quatre sur dix par des aides en temps. Lorsqu'il s'agit d'argent, les enquêtés déclarent avoir versé un transfert sept fois plus souvent qu'ils ne signalent en avoir reçu, tandis que le taux d'aide donnée n'est guère différent du taux d'aide reçue pour les aides en temps. Les transferts financiers sont dans une très large majorité versés aux enfants et, dans une moindre mesure, aux petits-enfants, tandis que les aides en temps reçues sont majoritairement le fait des enfants. Il existe des différences européennes significatives avec des transferts globalement moins importants dans les pays d'Europe du Sud. Les aides financières versées sont avant tout liées à des dépenses courantes et à des événements familiaux. Qu'ils soient reçus ou bien versés, les transferts sont fortement liés à la structure familiale, au niveau d'éducation et au revenu. Les aides en argent apportées aux enfants dépendent largement de la situation de ces derniers. Elles sont plus fréquentes pour les enfants au chômage ou les étudiants et elles augmentent avec les contacts familiaux entre parents et enfants. Si les parents viennent certes en aide à leurs enfants lorsque le besoin s'en fait sentir, l'enquête *Share* suggère l'existence de mécanismes d'échange entre les générations.

* François-Charles Wolff appartient à l'université de Nantes (LEN) et est chercheur associé à la Cnav et à l'Ined.

** Claudine Attias-Donfut appartient à la direction des recherches de la Cnav.

Nous tenons à remercier Lionel Prouteau et les deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs précieux commentaires et suggestions.

Les relations entre générations se manifestent par une intense circulation de dons et d'échanges, volontaires ou non, directs ou indirects, au sein des familles ou à travers l'intervention publique ou encore le marché. L'ampleur des sommes d'argent en jeu a été maintes fois soulignée par les économistes et par les sociologues depuis le début des années 1990, même si l'existence d'estimations récentes fait défaut. Ainsi, pour l'année 1994, les aides financières versées dans le sens descendant représentaient environ 350 milliards de francs, somme d'argent qu'il convient de comparer aux 471 milliards consacrés aux dépenses publiques d'éducation ou aux 934 milliards destinés aux retraites et préretraites au cours de cette même année. Au regard du poids des transferts sous forme de temps et de services rendus dans les familles (Attias-Donfut, 1995 et 1996, Prouteau et Wolff, 2003), la vision économique de la famille consacre indéniablement des relations entre les générations caractérisées par des transferts pluriels et soutenus.

Si les solidarités familiales assurent une redistribution des ressources qui est fondamentale pour les relations intergénérationnelles, ces dernières sont également influencées par les multiples interventions de l'État et par les politiques sociales. L'édification de la protection sociale a ainsi véritablement transformé les rapports entre les générations. Le cas de la Guadeloupe en est une excellente illustration (Attias-Donfut et Lapierre, 1997) dans la mesure où il s'agit d'un exemple de société en transition rapide où la famille traditionnelle s'est adaptée à une extension forte du secteur public. Face à cet essor de la redistribution publique, les solidarités au sein de la famille se sont progressivement inversées. La mise en place de prestations sociales pour les personnes âgées a modifié la circulation des aides privées qui sont désormais tournées vers les enfants et non plus vers les ascendants. Parallèlement, l'amélioration du niveau de vie liée à la diffusion des aides publiques a donné lieu à une extension de l'entraide, à la fois dans le temps et dans l'espace, avec une généralisation des transferts monétaires.

En pratique, le lien entre les interventions familiales et sociales demeure complexe, comme l'illustre le cas de la perception du revenu minimum d'insertion en France (Paugam et Zoyem, 1997). Dans les années à venir, le vieillissement de la population, la modification des équilibres démographiques ainsi que les contraintes financières relativement plus fortes qui pèsent sur la dépense publique devraient modifier sensi-

blement la nature et l'intensité de la redistribution publique. Il est par conséquent important de savoir si le contexte institutionnel affecte ou non la structure des transferts familiaux dans les différents pays d'Europe.

Existe-t-il par exemple des différences dans la circulation de la solidarité intergénérationnelle entre les pays d'Europe du Nord caractérisés par un État-providence généreux et ceux d'Europe du Sud où la redistribution publique est de moindre ampleur ? L'enquête *Share* réalisée auprès de dix pays européens en 2004 fournit l'occasion unique d'analyser dans une perspective comparative les solidarités familiales en Europe. Il ne s'agit pas ici de savoir si les flux privés et publics sont plutôt complémentaires ou substituables. En l'absence d'une dimension longitudinale dans les données, une telle approche demeure délicate. La circulation des aides familiales observée aujourd'hui est en effet le résultat d'un « fait accompli », pour reprendre Cox et Jimenez (1995). De ce fait, l'analyse proposée ici est essentiellement comparative.

À partir des réponses à des questions identiques sur les transferts en argent et en temps posées aux ménages de différents pays, il s'agit de savoir s'il existe ou non des différences dans la structure et les comportements de transferts entre les pays. Quelle que soit la réponse, l'interprétation n'est guère aisée. S'il n'existe pas d'écarts significatifs entre les pays européens, il est alors vraisemblable qu'il existe des mécanismes implicites établis dans le fonctionnement de la redistribution privée, peu sensible au fonctionnement de l'État. À l'inverse, s'il existe des différences importantes, celles-ci ne doivent pas pour autant être nécessairement reliées à l'ampleur de la générosité publique si, par exemple, les ménages sont plus altruistes dans certains pays et donnent davantage à autrui.

Compte tenu des formes plurielles des transferts recensés dans l'enquête, la présente étude prend seulement en considération les aides régulières ou ponctuelles, à la fois en temps et en argent. Ceci exclut essentiellement deux types de transferts, à savoir les aides sous forme de coresidence et les transferts patrimoniaux sous forme de donations et d'héritage étudiés par Jürges (2005). Les situations de coresidence et le rôle joué par les revenus des parents et des enfants sur le départ du domicile parental en Europe sont analysés en détail par Le Blanc et Wolff (2006) à partir des données longitudinales de l'*European Community Household Panel*. L'information fournie sur les transferts familiaux dans cette source statistique

était malheureusement trop frustré et de qualité insuffisante pour permettre d'analyser spécifiquement les aides financières privées.

Dans le prolongement des premières investigations descriptives menées par Attias-Donfut *et al.* (2005a, 2005b, 2005c), la présente exploitation de l'enquête *Share* dresse un panorama des pratiques de transferts en temps et en argent réalisés pour la première fois au niveau européen. L'étude décrit tout d'abord la circulation des transferts au sein des familles en Europe. Elle précise ensuite l'impact des caractéristiques des aidants et des bénéficiaires sur les principaux flux en temps et en argent. Enfin, l'attention est portée sur les transferts versés par les parents à leurs enfants, ce qui permet d'étudier les motivations intrinsèques aux comportements de dons.

La structure des transferts familiaux

Compte tenu des formes plurielles de la solidarité avec des membres de la famille ou bien avec d'autres personnes non apparentées, une première classification consiste à distinguer la forme des transferts, en argent ou bien en temps, ainsi que le rôle de l'enquêté dans la relation, aidant ou bénéficiaire. Ce dernier critère ne préjuge en rien de la nature ascendante ou descendante de la solidarité : un transfert reçu sera par exemple ascendant si l'enquêté est aidé par un enfant, alors qu'il sera descendant si l'enquêté est aidé par ses propres parents.

Des transferts en temps fréquents

Les données de *Share* soulignent tout d'abord l'importance des différentes formes d'échanges familiaux (cf. encadré 1). Près de trois enquêtés sur dix (28,9 %) sont concernés par des transferts financiers (versés ou reçus) de plus de 250 euros au cours de l'année (cf. tableau 1). Cette proportion est sensiblement plus élevée pour les aides en temps (hors services de garde), qui sont versées ou bien reçues par 43,7 % des enquêtés. Enfin, la garde de petits-enfants est également déclarée fréquemment par les enquêtés, dans 43,2 % des cas.

Étant donné l'âge des enquêtés, ces services sous forme de garde sont nécessairement des aides apportées de manière indirecte à leurs enfants. Dans le cas général, il existe des différences intéressantes entre les taux de transfert versés et reçus. Ainsi, pour les transferts financiers, l'enquête *Share* révèle que les enquêtés déclarent près de cinq fois plus souvent avoir donné à une autre personne qu'avoir reçu (26,0 % au lieu de 5,4 %). Une telle asymétrie est conforme à l'évolution des solidarités familiales au cours du cycle de vie, les enquêtés ayant 50 ans et plus sont à une phase de leur vie où ils donnent plus qu'ils ne reçoivent, tandis que dans leur jeunesse, ils recevaient plus qu'ils ne donnaient (Soldo et Hill, 1993). Cette asymétrie peut aussi tenir à une sous-déclaration des enquêtés et la perception du fait d'être aidé peut s'avérer imparfaite.

Si les données ne permettent guère de clarifier cette question, il ne semble pas déraisonnable

Encadré 1

LES VARIABLES MOBILISÉES

Les solidarités retenues sont définies à partir des questions suivantes :

- Pour les transferts en argent versés, « *veuillez maintenant penser aux douze derniers mois. Sans tenir compte du partage du logement ou des repas, vous est-il arrivé de faire un don ou d'apporter un soutien financier ou matériel à quelqu'un appartenant ou non à votre ménage pour une valeur équivalente à 250 euros ou plus ?* ». Dans l'affirmative, un descriptif complet pour trois transferts versés est fourni, incluant l'identité des bénéficiaires et le montant notamment. De manière similaire, les dons d'un montant supérieur à 250 euros reçus par le ménage sont recensés. Ces indicateurs occultent toutefois les dons ponctuellement moins importants qui, répétés, peuvent sur une année dépasser le montant de 250 euros.

- Pour les aides en temps, l'enquêté précise s'il a fourni au cours des douze derniers mois « *des soins personnels (c'est-à-dire pour s'habiller, se laver, manger, entrer ou sortir du lit, aller aux toilettes), une aide ménagère (c'est-à-dire pour faire des petits travaux tels que de la réparation, du jardinage, des déplacements, des courses ou des tâches ménagères), une aide relative aux tâches administratives (telle que remplir des formulaires, régler des questions financières ou juridiques)* ». Dans l'affirmative, la fréquence d'aide et le nombre d'heures versées sont connus. La même question est posée pour les aides reçues. Enfin, l'enquêté indique si au cours des douze derniers mois, il a régulièrement ou occasionnellement gardé des petits-enfants en l'absence de leurs parents.

de penser que les problèmes liés à de possibles sous-déclarations ne sont pas si importants au regard des résultats observés pour les aides en temps. Le taux d'aide versée n'est en effet pas si éloigné du taux d'aide reçue (28,7 % au lieu de 21,8 %), ce qui laisse à penser que les enquêtés reportent bien les aides dont ils bénéficient (1). Néanmoins, une des différences dans les deux formes de transferts ici retenus, argent et temps, tient à leur régularité. Les aides sous formes de services sont sans aucun doute apportées de manière beaucoup plus régulière que ne peuvent l'être les versements d'argent de plus de 250 euros. Si de telles différences sont susceptibles d'influencer la perception des transferts, versés ou bien reçus, les données suggèrent cependant que les personnes enquêtées contribuent davantage aux formes de solidarités qu'elles n'en bénéficient.

Si les proportions d'enquêtés concernés par les transferts diffèrent sensiblement selon que les transferts sont reçus ou versés, les écarts sont moins importants au niveau des sommes d'argent transmises. Pour les donateurs, le montant moyen versé par enquêté est de 3 710 euros, alors qu'il est égal à 2 680 euros pour les transferts reçus (cf. graphique I). Si l'on compare les montants médians, l'écart est encore plus resserré puisque la médiane est égale à 1 200 euros pour les aides en argent versées et à 1 000 euros pour les aides en argent reçues. Pour l'ensemble des enquêtés, participant ou non à des transferts, la somme moyenne versée est de 965 euros par enquêté et celle reçue est de 143 euros. Il existe donc des inégalités substantielles dans la distribution des flux monétaires, selon leur direction. L'enquête permet également de pré-

ciser le volume des aides en temps, calculées ici en heures par mois. La structure observée pour les durées des aides est alors analogue à celle obtenue pour leurs taux de diffusion. Ceux qui apportent une aide à autrui y consacrent en moyenne 18,1 heures par mois, alors que le temps moyen de l'aide reçue s'élève à 14 heures (cf. graphique II). Les écarts entre les temps médians sont aussi plus faibles, 6 heures pour les services apportés et 5 heures pour les services reçus (2).

Des transferts principalement versés aux enfants

La nature ascendante ou descendante des transferts est déterminée par la prise en compte de l'identité des aidants et des bénéficiaires. Compte tenu de l'information disponible dans l'enquête, les identités possibles sont regroupées suivant sept classes : conjoint, parents, collatéraux, enfants, petits-enfants, autres membres de la famille et personnes hors famille. Dans la mesure où un enquêté peut donner à (ou recevoir de) plusieurs personnes, la répartition suivant les différents types d'aidants et de bénéficiaires est calculée à par-

1. L'enquête menée en France en 1992 auprès de trois générations familiales, qui a permis de confronter les déclarations des parents et enfants de la même famille, sur les mêmes échanges, a montré l'existence d'une sous-déclaration à la fois pour les transferts reçus et donnés, ce qui permet de penser que le rapport entre les transferts perçus (déclarés), donnés et reçus, correspond au rapport entre les transferts effectifs (Attias-Donfut, 1995).

2. Lorsque l'échantillon comprend à la fois les ménages participant à ces aides et ceux qui n'y participent pas, l'aide moyenne reçue est de 3 heures et celle versée s'élève à 5,2 heures.

Tableau 1
La diffusion des transferts financiers et des aides en temps en Europe

	Transfert financier			Aide en temps			Garde des petits-enfants
	Versé	Reçu	Ensemble	Versée	Reçue	Ensemble	
Suède	34,5	6,1	37,3	41,6	27,5	56,6	45,4
Danemark	27,4	6,6	31,0	47,9	27,6	59,6	53,3
Pays-Bas	23,3	3,0	24,8	40,9	23,8	55,6	54,3
Allemagne	33,5	6,8	36,7	32,8	28,2	51,2	40,0
Suisse	31,8	5,1	33,5	38,0	18,7	48,1	41,4
Autriche	27,2	8,1	30,6	24,9	26,5	41,7	41,5
France	24,0	3,6	26,1	32,6	19,7	47,3	48,6
Espagne	10,6	4,3	14,6	14,2	14,7	26,2	38,3
Italie	23,8	4,5	26,2	23,0	16,8	35,3	41,4
Grèce	35,0	11,4	42,9	19,4	24,4	39,2	43,0
Ensemble	26,0	5,4	28,9	28,7	21,8	43,7	43,2

Lecture : 26,0 % des enquêtés ont versé des transferts financiers, 5,4 % ont reçu de tels transferts, les transferts en argent (versés ou reçus) concernent 28,9 % des enquêtés.

Champ : ensemble des individus enquêtés (N = 16 657) pour les transferts et les aides, l'échantillon étant restreint aux enquêtés ayant au moins un petit-enfant pour la garde (N = 9 654).

Source : enquête Share, 2004.

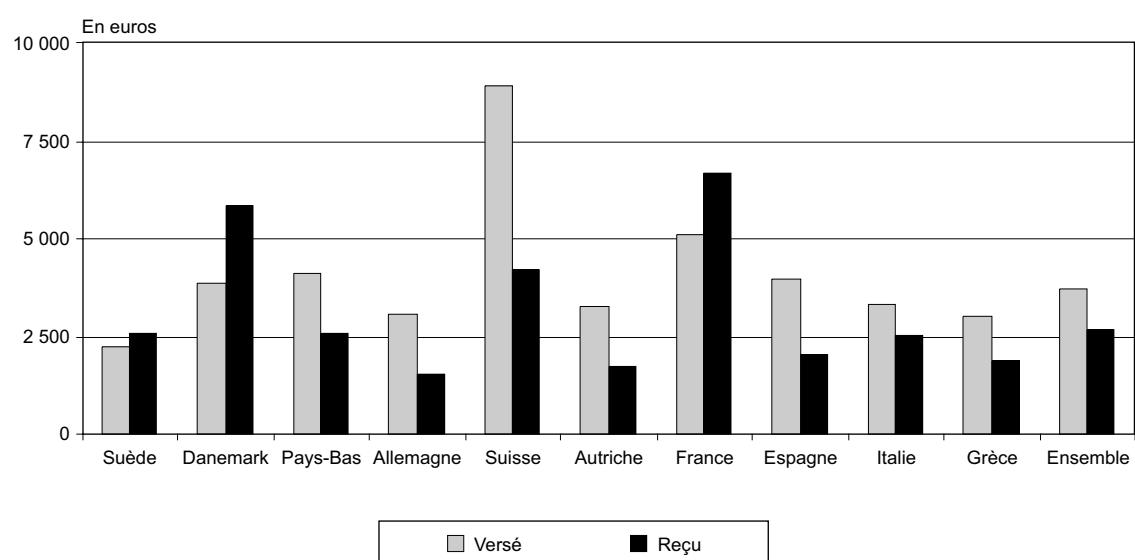
tir d'un échantillon où chaque transfert compte pour une observation (3).

Pour les transferts financiers versés, ceux-ci se font dans une très large majorité aux enfants (66,4 %), puis aux petits-enfants (13,9 %), et à un degré moindre à d'autres membres de la famille ou hors famille (cf. graphique III). Il existe donc clairement une priorité descendante pour ces flux versés, résultat largement démontré par l'ensemble des études réalisées sur les transferts familiaux en France (Attias-Donfut,

1995 et 1996 ; Wolff, 2000). Pour les transferts financiers reçus, les données conduisent à des conclusions plus nuancées. La proportion de transferts reçus des parents est de l'ordre de 27 %, tandis que les transferts reçus des enfants (donc des flux dans le sens ascendant) représentent un peu moins de 50 % de l'ensemble des transferts (45,5 %). Quelques transferts reçus

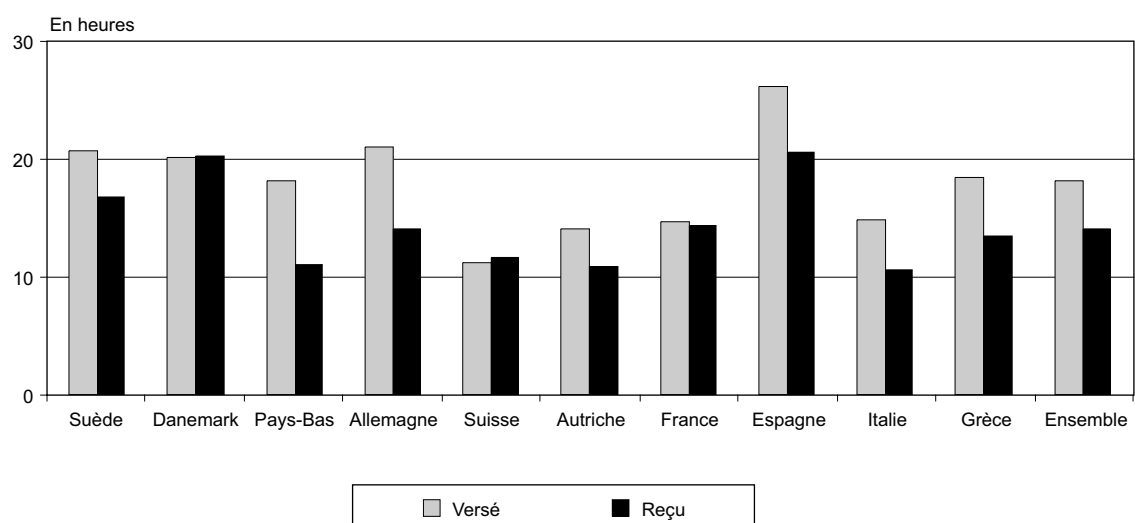
3. Autrement dit, une personne qui effectue trois transferts (par exemple à deux enfants et à un parent) contribue pour trois observations dans ce nouvel échantillon.

Graphique I
Les montants moyens de transferts financiers versés et reçus en Europe



Lecture : la somme d'argent moyenne pour les ménages ayant donné de l'argent est de 3 710 euros en Europe.
Champ : restriction aux enquêtés ayant respectivement donné (N = 4 583) et reçu de l'argent (N = 990).
Source : enquête Share, 2004.

Graphique II
Les temps moyens d'aides versées et reçues en Europe



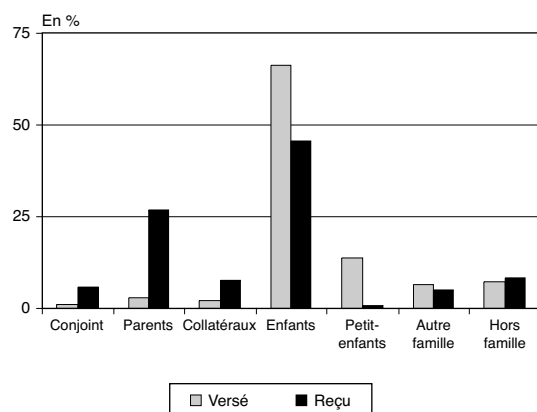
Lecture : le temps moyen pour les ménages ayant donné du temps est de 18,1 heures par mois en Europe.
Champ : restriction aux enquêtés ayant respectivement donné (N = 5 348) et reçu du temps (N = 3 551).
Source : enquête Share, 2004.

du conjoint ou bien de frères et sœurs sont aussi observés (respectivement 6 % et 7,5 %), tandis que les petits-enfants ne versent quasiment jamais d'argent à leurs grands-parents.

Une asymétrie apparaît également pour les aides en temps (cf. graphique IV). Les services reçus proviennent en majorité des enfants (53,3 % des cas). Ces flux sont aussi assez souvent accordés par des personnes n'appartenant pas à la famille (26,1 %), ce qui atteste du poids de ce type de bénévolat informel clairement souligné par Prouteau et Wolff (2003). Pour les aides en

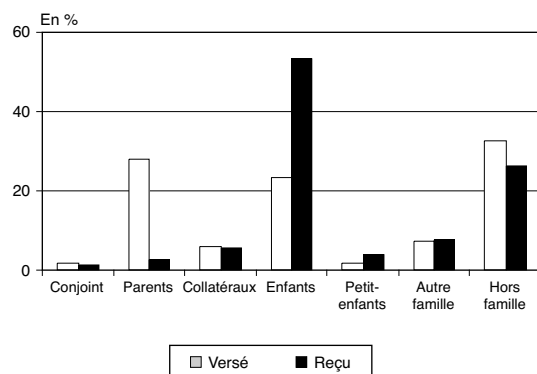
temps données, 28,0 % des bénéficiaires sont des parents, 23,2 % des enfants, et 32,4 % des non-apparentés. À défaut d'information précise sur cette dernière catégorie, l'analyse dans son ensemble révèle donc que les flux versés le sont à la fois dans les sens ascendant et descendant, dans des proportions peu différentes. Finalement, l'enquête *Share* met en évidence des flux principalement au bénéfice des jeunes générations pour les aides monétaires, et des flux davantage diversifiés pour les aides en temps (4). Il s'agit là d'un panorama en tout point identique aux résultats de travaux précédents menés dans les pays développés (par exemple Attias-Donfut, 1995 ; McGarry et Schoeni, 1995 ; Schoeni, 1997).

Graphique III
La répartition des transferts financiers en fonction de l'identité des aidants et des bénéficiaires



Lecture : parmi l'ensemble des transferts versés, 66,4 % le sont à destination des enfants.
Champ : restriction aux enquêtés ayant effectivement versé (N = 6 999) ou reçu de l'argent (N = 1 215), chaque transfert comptant pour une observation.
Source : enquête Share, 2004.

Graphique IV
La répartition des aides en temps en fonction de l'identité des aidants et des bénéficiaires



Lecture : parmi l'ensemble des aides reçues, 53,3 % le sont en provenance des enfants.
Champ : restriction aux enquêtés ayant effectivement apporté (N = 7 486) ou reçu des aides en temps (N = 5 188), chaque transfert comptant pour une observation.
Source : enquête Share, 2004.

Des différences européennes significatives

Ce descriptif agrégé masque toutefois quelques différences appréciables entre les différents pays européens. Dans le cas des transferts financiers versés, la proportion d'enquêtés concernés est supérieure à 30 % en Grèce, en Suisse, en Allemagne et en Suède, alors qu'elle excède à peine 10 % en Espagne. Il n'apparaît toutefois pas possible de trouver un trait commun pour ces versements d'argent entre les trois pays d'Europe du Sud, Espagne, Italie et Grèce. Ce dernier pays semble contredire l'existence d'un possible gradient géographique Nord/Sud dans les taux d'aides, les enquêtés interrogés dans les pays du Nord versant en moyenne plus souvent de l'argent que ceux interrogés dans les pays plus au Sud. Cette singularité des enquêtés grecs s'observe également à travers les aides en argent reçues. Le taux de réception pour ce pays s'élève à 11,4 %, ce qui est approximativement deux fois plus que le taux moyen calculé au niveau européen mais il reste à ce jour difficile de comprendre les raisons de cette spécificité.

Il existe également des écarts substantiels au niveau des sommes d'argent versées ou bien reçues, même si ces variations ne suivent pas celles observées pour la diffusion des aides (cf. graphique I). Le montant moyen versé en Espagne est ainsi plus élevé que le montant versé en moyenne en Europe (3 940 euros au lieu de 3 710), alors qu'il est un peu plus faible en Italie (3 320 euros) et en Grèce (3 040 euros). Il est d'ailleurs difficile d'opérer des regroupements

4. Les conclusions mises en évidence pour la diffusion des transferts financiers s'observent aussi pour les sommes d'argent. Le montant moyen versé aux enfants est de 2 900 euros, alors que le montant moyen reçu des enfants est de 1 430 euros.

de pays. Par exemple, pour les pays nordiques, le versement d'argent moyen est de 3 860 euros au Danemark, mais de seulement 2 210 euros en Suède. En fait, seule la Suisse se distingue vraiment des autres pays, avec un montant moyen versé 2,4 fois plus important. En ce qui concerne les transferts reçus, les sommes d'argent sont sensiblement plus élevées en France, au Danemark et, dans une moindre mesure, en Suisse que dans les autres pays européens.

Pour les aides en temps (cf. tableau 1), les données révèlent la situation particulière des pays d'Europe du Sud. Pour les trois pays concernés, la fourniture d'aide en temps à un tiers est déclarée beaucoup moins souvent par les enquêtés en Espagne (14,2 %), en Italie (23 %) et en Grèce (19,4 %). Cela peut provenir d'une cohabitation relativement plus fréquente dans ce groupe de pays. À l'inverse, dans les pays d'Europe du Nord, ce type de soutien familial est largement diffusé, avec des taux d'aide versée de 41,6 % en Suède, 40,9 % au Pays-Bas, et même 47,9 % au Danemark. Ce découpage géographique ne s'applique plus aussi bien pour les aides reçues. Certes, le taux d'aide est plus faible en Espagne (14,7 %) et en Italie (16,8 %) que dans les pays européens en moyenne (21,8 %) mais il est un peu plus élevé en Grèce (24,4 %). À l'inverse, les enquêtés qui résident en Allemagne, en Autriche, en Suède et au Danemark se caractérisent par les taux d'aide reçue les plus élevés.

Au niveau des volumes horaires consacrés, il existe tout d'abord une symétrie forte dans l'ampleur des flux versés et reçus pour la France, le Danemark, et la Suisse. Pour ceux qui donnent de leur temps, l'aide moyenne apportée à autrui est de 14,7 heures par mois en France et le don de temps reçu est en moyenne de 14,3 heures. Pour les autres pays en revanche, l'aide apportée excède toujours l'aide reçue, l'écart étant particulièrement prononcé en Allemagne et en Grèce. Enfin, si les volumes horaires donnés ou reçus sont élevés dans les pays situés dans la partie nord de l'Europe (Allemagne, Suède, Pays-Bas, Danemark), c'est en fait en Espagne que les temps sont les plus conséquents, avec 26,1 heures données par aidant et 20,5 heures reçues par bénéficiaire. L'Espagne se caractérise par une diffusion de la solidarité restreinte en apparence, mais ceux qui participent à ces solidarités en temps sont en revanche fortement mobilisés. Il est possible que la perception même des transferts diffère entre les pays européens, une hypothèse que l'enquête ne permet guère de vérifier.

Des transferts liés à des dépenses courantes et à des événements familiaux

Le questionnaire recueille les motivations déclarées par les enquêtés pour chaque transfert d'argent, reçu ou versé. Ces motivations sont regroupées suivant sept catégories : dépenses courantes, achat d'un logement, dépenses importantes, événements familiaux, autres raisons, éducation, et enfin une catégorie pour laquelle l'enquêté précise que le don ne correspond à aucun motif spécifique (ni à une occasion particulière). Compte tenu de leur importance, il est intéressant de regarder plus en détail respectivement les transferts entre les enquêtés et leurs enfants, respectivement dans les sens descendant et ascendant (cf. tableau 2) (5).

Pour les transferts à destination des enfants, les principales raisons invoquées portent sur les dépenses courantes (21,9 %) et sur les événements familiaux (13,3 %). Il peut s'agir de cadeaux liés à l'installation dans un logement indépendant, à travers des achats de biens d'équipement, ou bien encore pour le mariage des enfants ainsi qu'à la naissance de petits-enfants. Dans une moindre proportion, 8,4 % des transferts financiers versés par les enquêtés servent au financement des dépenses d'éducation ainsi qu'à des besoins plus substantiels, notamment pour l'achat d'un logement (11,2 %) et pour le financement de dépenses importantes (12,2 %). De telles conclusions ont déjà été mises en évidence pour la France, Arrondel et Wolff (1998) soulignant la distinction entre plusieurs formes de transferts « *inter vivos* » (entre vivants) et Wolff et Attias-Donfut (2005) le rôle essentiel joué par les transferts parentaux dans le logement des enfants. Enfin, nombreux sont les enquêtés qui n'invoquent aucune raison spécifique pour rendre compte de leurs transferts (27,1 %).

De manière peu surprenante, l'absence de raison spécifique est également fréquemment citée par les enquêtés qui reçoivent de l'argent de leurs enfants (23,4 %). Lorsqu'ils donnent lieu à une motivation indiquée par les bénéficiaires, les transferts reçus sont surtout liés à des dépenses courantes (39,4 %) ainsi qu'à des événements familiaux (24,6 %). Dans une perspective davantage comparative, il existe des variations intéressantes dans la structure des motivations

5. Les résultats obtenus lorsque tous les transferts sont pris en compte ne diffèrent guère de ceux obtenus pour les seuls flux entre les enquêtés et leurs enfants.

déclarées par les enquêtés dans les différents pays européens.

Pour les transferts reçus des enfants, c'est surtout dans les pays du Sud de l'Europe que les versements monétaires correspondent à des dépenses courantes (cf. tableau 2). Parmi l'ensemble des transferts versés, ce motif est cité dans 69,9 % des cas en Espagne, 63,0 % en Italie, et 69,9 % en Grèce. À l'inverse, cette proportion est comprise entre 10 et 15 % en Autriche, en Allemagne et au Danemark, où ce sont surtout les événements familiaux qui sont invoqués (pour un transfert sur deux environ). Le soutien ascendant paraît donc répondre à des logiques différentes selon les pays, avec davantage une logique de prise en charge des plus âgés dans les pays du Sud où les pensions reçues sont également plus faibles.

Pour les transferts versés aux enfants, la spécificité des pays d'Europe du Sud n'est pas aussi marquée. La justification des sommes versées

au titre des dépenses courantes est plus fréquente en Espagne (29,8 %) et surtout en Grèce (37,3 %) que dans les autres pays européens, mais l'Italie ne se distingue pas du taux moyen observé en Europe (respectivement 21,4 % et 21,9 %). Les dépenses importantes et les événements familiaux sont plus fréquemment cités en Autriche et en Allemagne, alors que le logement des enfants est une préoccupation plus importante en Espagne et à un degré moindre en France. Enfin, l'absence de motivation spécifique s'observe plus souvent dans les pays nordiques, Suède et Danemark, et aux Pays-Bas.

Des transferts liés aux caractéristiques individuelles

Afin de mesurer l'incidence des caractéristiques individuelles sur la probabilité de verser ou bien de recevoir un transfert (en temps ou en argent), plusieurs modèles *Probit* sont

Tableau 2
Les motivations des transferts avec les enfants, par pays

A - Les transferts versés aux enfants

En %

	Dépenses courantes	Logement	Dépenses importantes	Événements familiaux	Autres raisons	Éducation	Pas de raison spécifique
Suède	25,8	6,8	11,7	5,9	3,9	4,9	41,0
Danemark	19,3	10,5	9,6	9,7	2,0	7,5	41,4
Pays-Bas	17,7	11,7	7,7	5,0	5,1	15,8	37,0
Allemagne	19,9	10,7	17,1	21,9	4,7	8,0	17,8
Suisse	16,4	7,5	7,7	11,5	7,0	18,2	31,7
Autriche	14,1	13,2	14,8	23,5	2,0	7,9	24,5
France	22,8	14,3	11,2	4,5	4,4	12,4	30,4
Espagne	29,8	17,9	7,1	9,8	7,6	9,1	18,6
Italie	21,4	10,2	7,6	13,0	3,7	8,5	35,6
Grèce	37,3	3,9	9,1	9,1	6,6	11,7	22,4
Ensemble	21,9	11,2	12,2	13,3	4,6	9,8	27,1

B - Les transferts reçus des enfants

En %

	Dépenses courantes	Logement	Dépenses importantes	Événements familiaux	Autres raisons	Éducation	Pas de raison spécifique
Suède	24,8	0,0	11,3	13,2	0,0	0,0	50,8
Danemark	14,9	0,0	0,0	49,2	4,9	0,0	30,9
Pays-Bas	28,3	10,7	0,0	0,0	0,0	0,0	61,0
Allemagne	14,0	0,0	3,2	53,8	4,4	0,0	24,6
Suisse	10,9	0,0	0,0	39,1	18,7	0,0	31,3
Autriche	10,1	3,7	3,1	47,2	0,0	0,0	35,8
France	39,7	19,6	0,0	2,4	12,9	0,0	25,3
Espagne	69,9	1,8	3,3	1,2	4,6	0,0	19,1
Italie	63,0	0,0	8,0	7,4	8,9	0,0	12,7
Grèce	69,9	1,5	1,2	0,7	7,9	0,0	18,8
Ensemble	39,4	3,2	3,1	24,6	6,2	0,0	23,4

Lecture : 21,9 % des transferts versés par les enquêtés à leurs enfants sont liés à des dépenses courantes.

Champ : restriction aux enquêtés ayant effectivement versé de l'argent à leurs enfants (N = 5 082) ou reçu de l'argent de leurs enfants (N = 524), chaque transfert comptant pour une observation.

Source : enquête Share, 2004.

estimés (cf. tableau 3) (6). D'après l'enquête *Share*, il existe des différences très significatives dans le rôle des facteurs individuels suivant le type de solidarité.

La probabilité de verser un transfert tend à être plus faible lorsque l'enquêté est une femme, alors que celle de recevoir de l'argent augmente de 1 point pour les femmes. L'avancée en âge

réduit fortement le soutien financier apporté à autrui et a un effet similaire sur les transferts

6. Les modèles estimés ici sont des régressions Probit univariés. L'hypothèse sous-jacente est que la corrélation entre les termes d'erreur de chaque équation est nulle. Des régressions Probit multivariées pour les quatre aides principales (transferts en temps et en argent, versés et reçus) conduisent à des résultats similaires (Attias-Donfut et al., 2005c), alors qu'il est beaucoup moins aisé de calculer les effets marginaux pour de tels modèles.

Tableau 3
Les déterminants des probabilités de transferts versés et reçus, en temps et en argent

En %

Variables explicatives	Transfert en argent		Aide en temps		
	Versé	Reçu	Versée	Reçue	Garde
Sexe					
Homme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Femme	- 1,2	1,0***	1,6**	3,6***	10,1***
Âge					
Moins de 55 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 55 à 64 ans	0,8	- 0,7	0,8	- 2,4**	0,3
De 65 à 74 ans	- 0,7	- 2,2***	- 5,6***	- 2,2*	- 12,9***
75 ans et plus	- 4,1***	- 1,6**	- 18,5***	7,7***	- 42,0***
En couple					
Non	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui	0,5	- 2,8***	1,2	- 13,1***	12,3***
Taille du ménage	- 1,8***	0,2	- 0,3	- 2,4***	0,7
Type de famille					
Une seule génération	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	
Deux générations – est l'aîné	16,9***	3,3***	0,8	1,5	
Trois générations – est l'aîné	15,7***	3,1***	0,6	5,0***	Réf.
Génération pivot	18,3***	7,6***	16,4***	4,0***	- 1,1
Deux générations – pas d'enfant	0,1	5,0***	18,2***	0,9	
Santé subjective					
Très bonne	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Bonne	- 0,5	- 0,0	- 0,9	3,6***	- 2,2
Moyenne	- 3,1***	0,6	- 3,8***	8,6***	- 4,6***
Mauvaise	- 4,7***	1,4*	- 11,1***	20,8***	- 13,5***
Années d'éducation	1,6***	0,1*	0,8***	- 0,3***	0,7***
En emploi	4,5***	0,7	- 2,9***	0,5	- 2,7
Revenu du ménage					
Quartile 1	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Quartile 2	6,4***	- 1,4***	1,9*	- 0,8	5,7***
Quartile 3	11,4***	- 1,0**	5,1***	- 1,4	10,0***
Quartile 4	18,1***	- 0,4	4,5***	- 0,8	9,1***
Pays					
Suède	6,4***	2,6***	8,7***	10,2***	- 3,5
Danemark	- 5,5***	2,4**	12,2***	12,2***	- 0,0
Pays-Bas	- 5,8***	- 1,2	5,7***	8,1***	3,9
Allemagne	3,7**	3,7***	- 1,2	10,8***	- 10,0***
Suisse	- 0,0	1,2	0,9	5,3***	- 10,1***
Autriche	1,2	5,1***	- 8,6***	9,0***	- 11,2***
France	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Espagne	- 7,4***	1,0	- 15,4***	- 6,0***	- 4,4*
Italie	6,6***	1,3	- 7,8***	- 3,7**	- 8,1***
Grèce	18,1***	8,9***	- 12,7***	7,2***	3,0
Probabilité moyenne estimée	25,2	5,0	29,5	18,9	45,8
Nombre d'observations	16 661	16 661	16 661	16 661	9 662

Lecture : la probabilité moyenne estimée pour un enquêté de verser de l'argent est de 25,2 %. Cette probabilité diminue de 4,1 points (elle vaut alors 21,1 %) lorsque l'enquêté est âgé d'au moins 75 ans. Les seuils de significativité retenus sont de 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*). Ces probabilités sont calculées à partir de modèles Probit appliqués respectivement au fait de verser de l'argent, de recevoir de l'argent, de donner du temps, de recevoir du temps, et de garder des petits-enfants.

Champ : ensemble des enquêtés (N = 16 661) pour les transferts et les aides, l'échantillon étant restreint aux enquêtés ayant au moins un petit-enfant pour la garde (N = 9 662).

Source : enquête *Share*, 2004.

reçus. Être en couple réduit seulement la réception d'argent, ce qui peut tenir au rôle assurantiel pris par le conjoint dans ces situations (du fait des ressources propres de ce dernier). La configuration familiale influence fortement les occasions de dons financiers, versés ou reçus. Appartenir à une lignée à deux générations et être la génération aînée augmente la probabilité de donner de l'argent de 16,9 points. Celle-ci augmente même de 18,3 points lorsque l'enquêté est dans une situation de pivot. Avoir à la fois des parents et des enfants vient simplement multiplier les occasions de donner de l'argent. Dans le même temps, les opportunités de recevoir de l'argent deviennent aussi plus fréquentes (cf. tableau 3). Enfin, être en mauvaise santé diminue significativement les versements d'argent (- 4,7 points), alors que la réception de transfert est légèrement plus importante (+ 1,4 point).

Les variables économiques influencent aussi les comportements de transfert. Le nombre d'années d'éducation, qui est très lié au revenu permanent de l'enquêté, se caractérise par un signe positif à la fois pour les aides financières versées et reçues, même si l'impact marginal est beaucoup plus grand dans le premier cas. Ce résultat va de pair avec l'effet positif mis en évidence pour le revenu (7). Plus le ménage enquêté a un revenu élevé et plus la probabilité de redistribuer de l'argent augmente. L'appartenance au troisième quartile accroît la probabilité estimée de transfert de 11,4 points, pour une probabilité moyenne estimée de 25,2 points, et celle-ci augmente même de 18,3 points pour le quartile le plus élevé. Ce rôle joué par le revenu de l'aidant sur l'occurrence des versements d'argent a été mis en évidence dans de nombreuses études (Laferrère et Wolff, 2006). À l'inverse, le revenu a un effet plutôt négatif pour les transferts reçus, mais celui-ci demeure de faible intensité et n'est plus significatif pour les niveaux de revenu les plus élevés.

Les facteurs explicatifs retenus ont des rôles assez différents pour les dons de temps. À la fois pour les aides reçues et versées (ainsi que pour les services sous forme de garde), les femmes sont davantage impliquées dans ces relations intergénérationnelles. Toutes choses égales par ailleurs, être âgé de plus de 75 ans conduit à être davantage aidé et réduit en même temps les dons de temps, de manière très significative (- 18,5 points). Être en couple diminue la réception d'aides, le conjoint se substituant selon toute vraisemblance à d'autres aides dans ces cas. Avoir des parents favorise

les dons de temps et être dans une situation de pivot accroît à la fois la probabilité d'aider et dans une moindre mesure celle d'être aidé. Les effets de l'état de santé subjectif de l'enquêté sont massifs et opposés selon le flux considéré. Être en mauvaise santé accroît fortement le fait d'être aidé (+ 20,8 points), alors que cela empêche logiquement d'apporter un soutien à autrui (- 11,1 points). Avoir un emploi réduit la probabilité d'aider les autres. Enfin, le niveau d'éducation et le revenu affectent plutôt négativement la réception d'aides, alors que les effets sont opposés pour les aides versées (8).

Des situations hétérogènes suivant les pays

Les différentes régressions incluent également des variables muettes relatives au pays, la France étant ici retenue pour pays de référence. De manière évidente, il existe des disparités significatives entre les pays pour les différents types de transferts (cf. tableau 3). Les indicatrices de pays mesurent en fait la propension à donner ou recevoir un transfert selon le flux retenu, une fois neutralisé l'effet des caractéristiques socio-démographiques. En ce sens, ces effets pays peuvent refléter des différences de nature institutionnelle, par exemple la plus ou moins grande importance des flux redistributifs publics, des différences de normes culturelles familiales, ou bien des différences liées à des traits inobservés tels l'altruisme (9).

Une présentation alternative des écarts existant entre les pays consiste à classer les coefficients estimés obtenus pour les variables muettes associées. Plus le coefficient estimé est élevé et plus la propension à faire un transfert (ou bien en recevoir) est grande. Le rang correspondant est alors affecté à chaque pays, par ordre décroissant. Par exemple, pour les transferts financiers versés, l'effet fixe pour la Grèce est le plus élevé, suivi de l'Italie, tandis que le pays caractérisé par l'effet fixe le plus faible est l'Espagne. Les rangs attribués à ces trois pays sont respectivement 10, 9 et 1. Un tel classement est alors appliqué aux quatre flux, monétaires et en

7. Le fait d'avoir un emploi augmente aussi la probabilité de verser de l'argent.

8. Les effets observés pour les caractéristiques démographiques et économiques sont assez similaires pour les aides en temps versées et pour les services de garde. Dans ce dernier cas, la régression porte sur un nombre moins important d'observations puisque ces aides s'appliquent seulement dans des situations où les enquêtés ont des petits-enfants (certaines configurations familiales sont donc exclues de fait).

9. Pour une discussion similaire sur les situations de décohésion des jeunes du domicile parental en Europe, se reporter à Le Blanc et Wolff (2006).

temps, ce qui permet des comparaisons à la fois entre les pays et entre flux pour chaque pays (cf. graphique V).

Il existe une certaine homogénéité dans la structure observée pour les différents types de transferts. La Suède, la Suisse ou bien encore l'Espagne en sont d'excellentes illustrations, à des degrés différents. Les rangs obtenus pour la Suède sont ainsi compris entre sept (pour les sommes d'argent reçues) et neuf (temps versé). Il s'agit donc d'un pays où une fois contrôlée l'incidence des caractéristiques individuelles, la redistribution privée se manifeste de manière plus fréquente. À l'opposé, l'Espagne se situe pour trois flux en dernière position de la hiérarchie européenne et elle occupe le troisième rang pour la réception d'argent. Il existe donc bien un clivage marqué entre ces deux pays, qui peut sans doute provenir de l'influence plus ou moins grande de l'État Providence, même si les données ne permettent pas d'étayer davantage cette hypothèse. Enfin, la Suisse se situe dans une position intermédiaire, respectivement au septième rang pour le temps versé et au quatrième rang pour les autres flux.

À l'inverse, d'autres pays se caractérisent par une asymétrie forte dans leurs positions relatives suivant la nature des flux concernés. Le Danemark, la Grèce ou bien encore l'Italie se situent plutôt

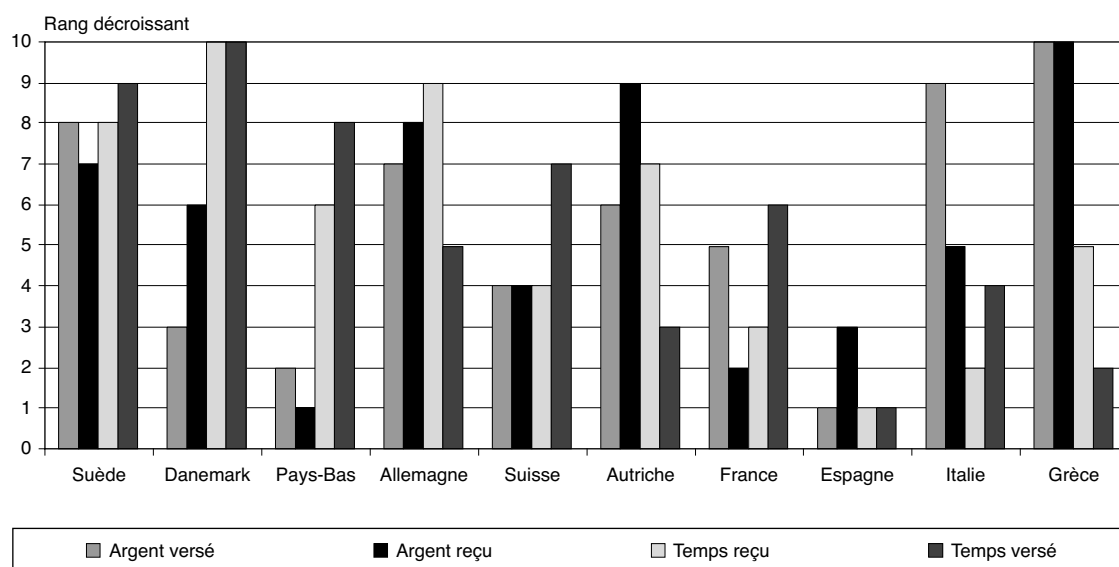
dans cette catégorie. Si le Danemark se trouve dans une position intermédiaire au regard des autres pays européens pour les flux financiers, c'est en revanche le pays caractérisé par les plus fortes propensions à donner et à recevoir du temps (cf. graphique V). L'interprétation s'avère plus délicate, une hypothèse étant l'influence de la superficie limitée qui favoriserait les échanges interpersonnels. La fourniture de temps est en effet plus aisée lorsque la distance moyenne entre les personnes diminue puisque, entre autres incidences, cela réduit le coût d'opportunité lié au fait de donner son temps. La Grèce présente le profil inverse. Ce pays est au sommet de la hiérarchie pour les flux financiers, alors qu'il n'est classé qu'au cinquième rang pour le temps reçu et au troisième rang pour le temps versé. Ces résultats suggèrent surtout l'existence d'une substituabilité entre les aides en temps et en argent (10).

Comment expliquer les écarts observés ?

Dans la modélisation précédente, une hypothèse implicite est que les facteurs explicatifs retenus

10. Une analyse similaire a été conduite sur les montants transférés, sommes d'argent ou bien volumes horaires. Le seul changement significatif concerne la Suisse, qui passe du quatrième au neuvième rang pour les transferts financiers versés. Une fois neutralisée l'incidence des variables explicatives, les sommes d'argent versées dans ce pays sont relativement plus élevées que dans les autres pays européens.

Graphique V
Classement des pays pour les probabilités de transferts, par ordre décroissant



Lecture : une fois contrôlée l'influence des variables explicatives, l'Espagne est en dernière position en Europe pour la diffusion des transferts financiers reçus, des aides en temps reçues et versées, et en antépénultième position pour les transferts financiers versés. Ces classements sont effectués à partir des valeurs des effets fixes pays.

Champ : ensemble des enquêtés (N = 16 661) pour les transferts et les aides.

Source : enquête Share, 2004.

ont une incidence similaire pour l'ensemble des pays considérés. Autrement dit, les coefficients associés à la structure démographique, le niveau d'éducation ou bien le revenu sont supposés être identiques, ce qui paraît assez peu réaliste (cf. tableau 3). En pratique, un écart observé dans les comportements de transferts entre deux pays peut être décomposé de la façon suivante : il peut tenir soit à des différences de caractéristiques entre les deux populations, soit à des différences dans les coefficients estimés pour chaque population. Par exemple, la différence entre la propension à verser de l'argent entre les enquêtés suédois et espagnols peut venir du fait que les premiers ont en moyenne des revenus plus élevés que les seconds, mais aussi de ce que le revenu n'a pas le même impact sur la décision de donner dans les deux pays.

Si de telles décompositions sont usuelles dans le cas d'une variable dépendante continue (Oaxaca et Ramson, 1994), l'approche s'avère un peu plus délicate dans le cas d'une variable dépendante binaire. Le poids respectif de ces deux éléments constitutifs (différences de caractéristiques, différences de coefficients) est ici obtenu par l'application des techniques de décomposition de type Oaxaca-Blinder adaptée aux cas des variables dépendantes binaires suivant la méthode suggérée par Yun (2004) (cf. encadré 2). Ces techniques sont ici appliquées pour les transferts financiers et les aides en temps. La complexité liée au fait de comparer dix pays distincts, qui devraient faire l'objet

de comparaisons deux à deux, conduit à opérer des regroupements de pays, fondés sur un critère géographique (11). Trois groupes de pays ainsi définis sont retenus : l'Europe du Nord qui comprend la Suède, le Danemark et les Pays-Bas ; l'Europe du Centre avec l'Allemagne, l'Autriche, la Suisse et la France ; et enfin l'Europe du Sud avec l'Espagne, l'Italie et la Grèce. Les calculs de décomposition sont alors menés pour les trois scénarios suivants : Nord *versus* Centre, Nord *versus* Sud, et Centre *versus* Sud.

Pour les transferts financiers versés, il n'existe pas de réelle différence entre les pays d'Europe du Nord et du Centre (cf. tableau 4). L'écart total est de -0,6 %. Si les caractéristiques moyennes de la population (à la fois démographiques et économiques) dans la zone Centre étaient identiques à celles de la zone Nord, l'écart dans la probabilité moyenne de transfert versé diminuerait de 2,7 %. Il existe en parallèle des différences dans l'impact de ces variables entre les deux zones, qui contribuent à accroître le différentiel dans les décisions de transfert. Il existe par contre une vraie différence entre l'Europe du Nord et l'Europe du

11. La définition des groupes de pays demeure par nature relativement arbitraire. La situation semble claire pour la Suède et le Danemark au Nord, et l'Espagne, la Grèce et l'Italie pour le Sud, mais l'est sans doute moins pour les quatre autres pays (par exemple les Pays-Bas). Néanmoins, le fait de déplacer ce pays du groupe Nord vers le groupe Centre est sans réelle incidence sur les résultats obtenus pour les décompositions.

Encadré 2

VARIABLES NON LINÉAIRES ET TECHNIQUES DE DÉCOMPOSITION

Dans le cas d'une variable linéaire, le principe de la décomposition de type Oaxaca-Blinder est le suivant (Oaxaca et Ramson, 1994). Pour expliquer les différences observées pour une variable continue entre deux groupes distincts 1 et 2, l'idée consiste à construire une équation auxiliaire prenant en compte les caractéristiques observables d'un groupe (par exemple 2) et les coefficients estimés obtenus par régression linéaire sur le groupe 1. Ceci donne à la fois au niveau agrégé et pour chaque variable les poids relatifs dans l'écart total qui sont liés aux différences de caractéristiques et aux différences de coefficients des variables individuelles.

Dans le cas non linéaire, Yun (2004) propose la généralisation suivante pour cette décomposition. Soit $P_i = \Phi(X_i\beta_i)$ la probabilité de faire un transfert (ou d'en recevoir) pour un groupe donné i ($i = 1, 2$), X_i un

vecteur de variables explicatives, β_i le vecteur de coefficients associés, et $\Phi(\cdot)$ la fonction de distribution de la loi normale univariée. La différence dans les décisions de transfert pour les groupes 1 et 2, notées \bar{P}_1 et \bar{P}_2 , s'écrit :

$$\bar{P}_1 - \bar{P}_2 = [\Phi(X_1\beta_1) - \Phi(X_2\beta_1)] + [\Phi(X_2\beta_1) - \Phi(X_2\beta_2)]$$

Il convient donc de calculer les probabilités moyennes de transfert respectivement pour le groupe 1, pour le groupe 2 et pour un groupe fictif ayant les caractéristiques X_2 du groupe 2 et le comportement du groupe 1 donné par les coefficients β_1 . Dans l'égalité (1), le premier terme entre crochets indique la part de l'écart moyen observé qui est liée aux différences de caractéristiques, alors que le second terme entre crochets indique la part de l'écart moyen qui est liée aux différences de coefficients estimés des régressions.

Sud, avec un écart estimé de 6,1 points. Si les populations des pays d'Europe du Sud avaient les mêmes caractéristiques que celles des pays d'Europe du Nord, alors l'écart total serait plus faible, égal à 2,5 % (6,1 % – 3,6 %). La différence vient de ce que les facteurs explicatifs retenus dans les régressions n'ont pas la même incidence selon les groupes de pays, ce qui vient exacerber les différences dans les taux de transfert (+ 9,7 %). Des résultats similaires sont observés entre les pays d'Europe du Centre et du Sud.

La décomposition des effets donne lieu à des conclusions contrastées pour les autres solidarités. En ce qui concerne les transferts financiers reçus, ceux-ci demeurent peu fréquents et donc les écarts qui sont estimés entre les zones géographiques demeurent restreints. Le différentiel est plus large pour les aides en temps reçues.

Tableau 4
Décomposition des écarts entre pays d'Europe pour les probabilités de transfert
 En %

	Nord versus Centre	Nord versus Sud	Centre versus Sud
Transferts en argent versés			
Différence totale	- 0,6	6,1	6,7
Écart lié à l'effet des coefficients	2,1	9,7	9,2
Écart lié à l'effet des caractéristiques	- 2,7	- 3,6	- 2,5
Transferts en argent reçus			
Différence totale	- 1,4	- 1,5	0,0
Écart lié à l'effet des coefficients	0,2	1,0	0,9
Écart lié à l'effet des caractéristiques	- 1,6	- 2,5	- 0,9
Aides en temps reçues			
Différence totale	0,5	7,4	6,9
Écart lié à l'effet des coefficients	- 2,2	- 1,7	0,7
Écart lié à l'effet des caractéristiques	2,7	9,1	6,2
Aides en temps versées			
Différence totale	12,1	24,8	12,7
Écart lié à l'effet des coefficients	1,2	6,6	3,0
Écart lié à l'effet des caractéristiques	10,9	18,2	9,7

Lecture : l'écart total entre les probabilités moyennes estimées de donner de l'argent pour les enquêtés d'Europe du Nord et pour ceux d'Europe du Sud est de 6,1 points. Cet écart diminuerait de 3,6 points de pourcentage si les populations des pays d'Europe du Sud avaient les mêmes caractéristiques que celles des pays d'Europe du Nord. À caractéristiques identiques, les différences observées dans l'impact des facteurs explicatifs retenus conduirait à une hausse de 9,7 points de cet écart. Le Nord comprend la Suède, le Danemark et les Pays-Bas ; le Centre, l'Allemagne, la Suisse, l'Autriche et la France ; le Sud, l'Espagne, l'Italie et la Grèce.

Champ : ensemble des enquêtés (N = 16 661) pour les transferts et les aides.

Source : enquête Share, 2004.

Certes, il n'existe pratiquement aucune différence entre les pays du Nord et ceux du Centre. En revanche, l'écart se situe autour de 7 points dès que l'on compare l'un de ces deux groupes avec les pays du Sud, celui-ci étant surtout dû à des différences dans les caractéristiques individuelles. Les différences les plus grandes sont observées pour les aides en temps apportées à autrui, la propension à aider étant beaucoup plus forte parmi les pays du Nord. L'écart de probabilité est d'environ 12 points de pourcentage entre le Nord et le Centre et de près de 25 points entre le Nord et le Sud. Dans les deux cas, cet écart tient surtout au fait que les populations composant ces groupes ne présentent pas les mêmes caractéristiques.

Quelles motivations pour les dons financiers aux enfants ?

Une des limites des régressions mises en œuvre jusqu'à présent vient de ce que les caractéristiques des deux prestataires concernés par le transfert ne sont jamais prises en compte simultanément. Par exemple, pour les transferts d'argent versés, le point de vue de l'aidant est privilégié, alors que la situation du bénéficiaire est prise en considération pour les transferts reçus. Cette restriction tient à la construction même du questionnaire *Share*, qui privilégie l'interrogation d'une seule personne de référence. C'est donc autour de ses propres caractéristiques que s'articule la compréhension des mécanismes de transferts.

Une telle approche reste assez restrictive, comme l'ont montré les travaux économétriques qui cherchent à déterminer les motifs des transferts financiers versés (Laferrère et Wolff, 2006). Si le transfert est supposé dépendre de la situation à la fois des parents et des enfants, alors le fait de prendre en compte les caractéristiques d'une seule génération va conduire à des résultats biaisés pour les estimateurs (Altonji *et al.*, 1997). Or, ceci s'avère particulièrement problématique lorsque les motifs de transmission sont déterminés à partir de l'effet des facteurs explicatifs sur les choix de transferts. Par exemple, dans l'explication des transferts versés, c'est avant tout l'incidence des caractéristiques du bénéficiaire qui importe pour comprendre la logique de don mise en œuvre par les parents. De manière simple, deux modèles de transferts distincts ont été proposés par les économistes pour rendre compte des aides en argent versées aux enfants.

La première approche s'inscrit dans une logique altruiste (Becker, 1991) (12). Les parents sont supposés bienveillants à l'égard de leurs enfants, en ce sens qu'ils se préoccupent du bien-être de ces derniers. Ils vont donc chercher à aider leurs enfants en fonction des situations financières relatives donnant lieu à une redistribution intergénérationnelle. Des parents aideront d'autant plus qu'ils ont un revenu élevé, alors que les enfants recevront d'autant plus que leurs ressources sont faibles. Par ailleurs, lorsqu'ils ont plusieurs enfants, les parents vont chercher à compenser les inégalités de niveaux de vie qui peuvent exister entre ces derniers. Ce sont donc également les situations relatives des différents enfants qui importent dans les choix de transferts. Ainsi, un enfant relativement moins bien loti par rapport à ses frères et sœurs en termes de revenu peut s'attendre à recevoir davantage d'argent, ce qui va compenser l'infortune initiale. À l'inverse, les enfants relativement plus riches au sein de la fratrie ont de fortes chances de ne rien recevoir du tout.

La caractéristique principale de ce modèle altruiste est que le transfert financier versé n'a aucune contrepartie, immédiate ou différée. La situation est différente dans le modèle d'échange, où les aides s'inscrivent dans des structures de réciprocité. Autrement dit, le transfert financier versé à l'enfant vient en contrepartie d'un flux dans le sens inverse opéré par l'enfant. Ce dernier flux peut être immédiat ou différé dans le temps. En fonction de l'échéancier sous-jacent, deux scénarios sont envisageables. D'un côté, les parents peuvent acheter les services que leur rendent leurs enfants (Cox, 1987). Si, par exemple, un parent est dans une situation de dépendance, il peut rétribuer le temps et l'attention que vont lui consacrer ses enfants. De l'autre, les parents peuvent concéder des prêts à leurs enfants (Cox, 1990). Ces derniers rembourseront ensuite leurs dettes dans le futur à un taux qui peut d'ailleurs excéder celui pratiqué sur le marché financier si les enfants n'ont pas accès au marché du crédit lorsqu'ils sont jeunes.

La pertinence de ces deux hypothèses concurrentes est généralement évaluée à partir de l'effet des ressources du bénéficiaire. Si l'enfant reçoit d'autant plus qu'il est pauvre, cet effet est alors compatible avec de l'altruisme parental. Néanmoins, ceci ne contredit pas non plus un scénario d'échange de type paiement de services. En revanche, s'il existe une relation positive entre le revenu de l'enfant et ce qu'il reçoit, alors ceci est *a priori* seulement compatible avec un modèle de réciprocité. Ces

deux modèles peuvent aussi être validés à partir d'autres variables. En cas d'échange, les parents devraient aider d'autant plus les enfants que ces derniers viennent leur rendre visite (Cox, 1987). De plus, une variable d'intérêt alternative porte sur la distance qui sépare les deux générations, puisqu'il est d'autant moins facile de venir en aide à ses parents que l'on vit éloigné d'eux. En pratique, les différents tests des modèles ne sont guère conclusifs (Laferrère et Wolff, 2006 ; Arrondel et Masson, 2006). Le seul fait avéré à ce jour est que les prédictions fortes du modèle altruiste en terme de compensation parfaite, à la fois inter et intragénérationnelle, ne sont pas vérifiées. Il est aussi possible que les deux motifs coexistent au sein de la population, rendant de fait leur identification encore plus délicate.

L'importance des caractéristiques des enfants

Un des intérêts de l'enquête *Share* réside dans les informations que le questionnaire fournit sur les enfants. Chaque enquêté décrit en effet de manière succincte l'ensemble de ses enfants, en indiquant son sexe, son âge, et la distance à laquelle il vit. Ensuite, pour au plus quatre enfants par ménage (désignés de manière non aléatoire), des informations complémentaires sont données par l'enquêté sur une éventuelle vie en couple, sur le nombre d'enfants, sur le niveau d'éducation ou bien encore sur l'occupation actuelle (13). Il est dès lors possible de constituer une base de données où chaque enfant compte pour exactement une observation et pour laquelle les caractéristiques à la fois de l'enfant et des parents (celles de l'enquêté) sont disponibles. Une famille comprenant trois enfants contribue donc pour trois observations à ce nouvel échantillon, qui comprend au total exactement 31 267 paires parent-enfant. Sur l'ensemble de ces paires, 29 627 comportent une information exhaustive sur les enfants.

Plusieurs sélections sont ensuite apportées à cet échantillon. Tout d'abord, seuls les enfants âgés de 18 ans et plus sont retenus pour l'analyse. Ensuite, les enfants qui vivent au domicile de

12. Pour une présentation détaillée de ce modèle altruiste, cf. Laferrère et Wolff (2006).

13. Les enfants sélectionnés sont obtenus de la façon suivante. Tous les enfants sont triés par ordre croissant à partir des trois variables suivantes : une indicatrice qui est égale à 0 lorsque l'enfant est âgé de 19 ans et plus et 1 dans le cas contraire, la distance géographique, et l'année de naissance. Les quatre premiers (au plus) sont alors retenus. Lorsque les variables une fois triées sont identiques pour plusieurs enfants d'une même famille, alors la sélection se fait au hasard.

leurs parents ne sont pas pris en considération. La coresidence est en elle-même une forme de transfert et les parents vont *a priori* privilégier les dons aux enfants qui ont leur propre logement. Enfin, les familles comprenant plus de quatre enfants ainsi que les données manquantes sont exclues de l'analyse. L'échantillon comprend finalement 19 578 enfants qui appartiennent à 9 948 familles. Pour chaque transfert d'argent versé, l'enquêté indique quel est le bénéficiaire. Cette information est donc utilisée pour créer une variable de don reçu par l'enfant, qui prend pour valeur 1 lorsque l'enfant a reçu un versement d'argent et 0 dans le cas contraire. Sur les 19 578 enfants retenus, 3 361 ont reçu un transfert financier de leurs parents, ce qui représente 17,2 % de la population (14). Il existe bien sûr de fortes variations dans les taux de transfert entre les pays européens. Si les dons sont fréquents en Suède (24,8 %) et au Danemark (20,4 %), la France se situe légèrement en dessous de la moyenne européenne (16,5 %) tandis que les transferts sont très peu fréquents en Espagne (4,2 %).

Il convient toutefois de souligner ici une limite dans la construction de l'enquête. Celle-ci fournit de l'information sur au plus trois transferts par famille, quelle que soit l'identité du bénéficiaire. Ceci soulève deux difficultés. En premier lieu, pour les familles de grande taille, il n'est pas possible de savoir si chacun des enfants a reçu ou non de l'argent. Si l'enquêté déclare par exemple avoir aidé trois enfants et qu'il en a quatre, seuls les trois enfants concernés vont être identifiés comme bénéficiaires par construction (15). En second lieu, il n'existe pas de priorité établie pour l'identité des personnes aidées. Si un enquêté choisit d'indiquer qu'il a aidé un parent, un frère et un enfant, mais qu'il a par exemple trois enfants qui ont tous reçu des aides, seul l'enfant notifié par le parent sera considéré comme bénéficiaire. De ce fait, les résultats obtenus minorent la propension pour un enfant donné de recevoir de l'argent de ses parents, mais il s'agit là d'une limite intrinsèque à l'enquête *Share*.

Les caractéristiques des parents et celles des enfants sont prises en compte pour expliquer la diffusion des dons financiers aux enfants, les différents enfants d'une même famille étant traités comme des observations indépendantes et les écarts-types étant corrigés au niveau familial (cf. tableau 5, colonne A) (16). La probabilité pour un enfant de recevoir de l'argent s'accroît de trois points lorsque le parent vit en couple. La taille du ménage et le fait d'être en mauvaise

santé diminuent la réception de dons financiers. À l'inverse, le nombre d'années d'éducation de l'enquêté et le revenu du ménage influencent positivement les versements d'argent aux enfants. En ce qui concerne les pays, les transferts sont plus fréquents en Suède et en Grèce qu'en France (au seuil de 10 %), alors que l'Espagne, la Suisse et les Pays-Bas se caractérisent par des taux de transfert plus faibles une fois neutralisé l'impact des variables explicatives retenues dans la régression.

Les caractéristiques des enfants sont très importantes pour comprendre la probabilité d'être aidé par ses parents. Un test de significativité jointe vient rejeter l'hypothèse de nullité des coefficients associés aux variables des enfants, avec une valeur du χ égale à 282,5 pour 9 degrés de liberté. La probabilité de recevoir de l'argent est relativement plus grande pour une fille que pour un garçon, avec un différentiel de 1,6 point de probabilité (cf. tableau 5). À l'inverse, le fait de vivre en couple diminue la générosité parentale. Dans la mesure où l'enquête ne fournit aucune indication sur les ressources financières des enfants, cet effet de couple peut capturer un effet de revenu. Si le conjoint travaille, le ménage devrait en moyenne bénéficier d'une autonomie financière accrue. Par ailleurs, il peut exister des mécanismes assurantiels au sein du couple, avec d'abord une redistribution entre conjoints. Le niveau d'étude n'exerce aucun rôle significatif dans la régression, mais cet indicateur est particulièrement frustré puisqu'il s'agit seulement d'une variable muette indiquant le fait d'avoir suivi des études supérieures.

Les effets liés à l'occupation de l'enfant sont les plus massifs. Si le fait d'être en emploi ne se distingue pas de l'inactivité, le fait d'être au chômage vient sensiblement accroître la probabilité de recevoir de l'argent de ses parents, avec une hausse de 8,1 points. Le différentiel est encore plus élevé lorsque l'enquêté est étudiant, puisque la probabilité estimée augmente dans ce cas de 13,1 points. Ceci atteste du soutien finan-

14. Ces données ne sont pas ici pondées car il s'agit d'un fichier transformé où chaque enfant adulte compte pour une observation.

15. Compte tenu des sélections initiales, l'échantillon retenu comprend des fratries pour lesquelles les caractéristiques de tous les enfants sont connues (au plus 4 par famille). Puisque l'enquête ne précise que trois transferts au plus par famille, l'analyse a également été menée sur l'échantillon restreint aux familles comprenant au plus trois enfants. Cette restriction supplémentaire ne modifie en rien les conclusions obtenues.

16. Une analyse similaire peut être menée sur les sommes d'argent reçues par chaque enfant, par l'estimation de modèles Tobit avec ou sans effets aléatoires. Les conclusions obtenues pour l'analyse sur les montants ne sont pas différentes de celles obtenues sur la probabilité d'aides.

cier des parents dans le financement des études supérieures de leurs enfants, par exemple pour financer le logement ou bien encore les frais de scolarité.

Une limite de l'analyse précédente vient de la non prise en compte des enfants qui vivent au domicile parental. La cohabitation étant plus importante dans les pays du Sud de l'Europe, celle-ci peut avoir un impact sur les décisions de transferts si par exemple les enquêtés sont

plus sollicités financièrement par les enfants qui restent à la maison, mais une telle hypothèse n'apparaît pas du tout vérifiée d'après les données. D'un point de vue descriptif, le taux de transfert versé aux enfants vivant au domicile reste faible en Espagne (4,5 %) et en Italie (11,9 %). Ceci est inférieur au taux moyen européen qui s'élève à 16,7 %, avec des valeurs de 24,8 % pour la Suède, 20,8 % pour l'Allemagne ou 20,3 % pour le Danemark. Il n'existe aucun changement dans la structure des effets pays et

Tableau 5
Les déterminants de la probabilité de recevoir un transfert financier des parents

En %

Transferts financiers versés	A	B	C	D	E
Caractéristiques des parents					
Sexe féminin	- 0,9	- 0,8*	- 0,2	- 0,4	- 0,2
Âge	0,0	- 0,2	0,1	0,1	0,1
Âge au carré (/100)	0,0	0,2	- 0,1	- 0,1	- 0,1
En couple	3,0***	2,4***	1,6***	1,3***	1,6***
Taille du ménage	- 1,6***	- 1,7***	- 0,9***	- 0,8***	- 0,9***
Santé subjective					
<i>Très bonne</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Bonne	- 1,1	- 1,0*	- 0,7**	- 0,7**	- 0,7**
Moyenne	- 3,4***	- 3,6***	- 1,6***	- 1,6***	- 1,6***
Mauvaise	- 5,6***	- 5,2***	- 2,1***	- 2,1***	- 2,1***
Années d'éducation	0,9***	0,8***	0,4***	0,4***	0,4***
En emploi	2,6***	2,0***	1,6***	1,5***	1,5***
Revenu du ménage (Log)	2,4***	2,4***	1,2***	1,1***	1,2***
Pays					
Suède	2,9*	3,8***	1,8**	1,4*	1,7*
Danemark	- 0,7	- 0,1	- 0,1	- 0,3	- 0,3
Pays-Bas	- 3,7***	- 3,2***	- 1,5***	- 1,6***	- 1,6***
Allemagne	- 0,3	1,4	0,5	0,4	0,3
Suisse	- 5,6***	- 4,8***	- 1,9***	- 1,8***	- 1,9***
Autriche	1,4	2,0*	1,0	0,9	0,8
France	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Espagne	- 8,6***	- 7,7***	- 2,6***	- 2,7***	- 2,6***
Italie	1,3	1,5	0,8	- 0,2	0,7
Grèce	3,4*	5,4***	2,4*	0,9	2,3*
Caractéristiques de l'enfant					
Sexe féminin	1,6***	1,5***	0,8***	0,4**	0,8***
Âge	- 0,7***	- 0,2	- 0,4***	- 0,3***	- 0,4***
Âge au carré (/100)	0,3	- 0,3	0,2	0,2	0,2
En couple	- 2,7***	- 2,3***	- 1,6***	- 1,5***	- 1,6***
Nombre d'enfants	0,3	0,1	0,2*	0,2*	0,2*
Études supérieures	0,5	1,1*	- 0,1	- 0,1	- 0,1
En emploi	0,4	- 0,4	- 0,1	0,0	- 0,2
Au chômage	8,1***	7,8***	3,9***	3,9***	3,8***
Étudiant	13,1***	9,2***	8,4***	8,9***	8,4***
Au domicile parental		- 5,5***			
Nombre de contacts annuels (/100)				0,9***	
Distance (/1000)					- 1,2**
Nombre d'observations	19 578	24 848	19 578	19 578	19 578
Nombre de familles	9 948	11 614	9 948	9 948	9 948
Log vraisemblance	- 7 868,1	- 9 905,4	- 6 791,7	- 6 743,4	- 6 789,3

Lecture : la probabilité moyenne estimée pour un enquêté de verser de l'argent à un enfant augmente de 3 points de pourcentage lorsque l'enquêté vit en couple. A et B sont des modèles Probit simples, C, D et E sont des modèles Probit à effets aléatoires, la variable dépendante étant le fait pour un enfant de recevoir un transfert financier de ses parents. Les seuils de significativité retenus sont respectivement égaux à 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*).

Champ : l'échantillon est constitué de paires parents-enfants. Les enfants âgés de moins de 18 ans, ceux qui vivent au domicile de leurs parents et ceux qui appartiennent à des fratries de plus de quatre collatéraux sont exclus de l'analyse pour les régressions A, C, D et E ; les enfants vivant au domicile parental sont pris en compte dans la régression B.

Source : enquête Share, 2004.

la régression montre clairement que la réception d'argent des parents est moins fréquente (17) lorsque l'enfant partage le domicile parental que lorsqu'il en est parti (cf. tableau 5, colonne B). Compte tenu des difficultés posées par les situations de coresidence, qui sont en elles-mêmes des formes de transferts, l'attention est par la suite exclusivement portée sur les enfants hors domicile.

Si la régression initiale A met en exergue l'importance de la situation des enfants, sa validité repose sur une hypothèse d'indépendance entre les différents enfants. Dans la mesure où les frères et sœurs ont par définition les mêmes parents et sachant qu'il existe des caractéristiques parentales inobservées (par exemple le degré d'altruisme ou bien l'importance attachée à la réussite sociale) qui vont influencer conjointement tous les enfants, un tel scénario apparaît peu réaliste. Une approche alternative consiste à admettre l'existence d'effets fixes liés aux parents, communs aux différents frères et sœurs, mais spécifiques à chaque fratrie. Cette composante inobservée va alors capturer l'ensemble des traits parentaux inobservés qui sont susceptibles d'influencer la décision d'aider un enfant donné. Sous l'hypothèse d'absence de corrélation entre ces effets parentaux et les facteurs explicatifs pris en compte, la modélisation appropriée est un modèle *Probit* à effets aléatoires, dont l'estimation est possible à partir de procédures d'approximation (18).

Un test du ratio de vraisemblance indique que la spécification à effets aléatoires est préférable au modèle *Probit* simple (cf. tableau 5, colonne B). Si les coefficients estimés sont tous de même signe, il existe en revanche quelques différences appréciables dans l'effet marginal des facteurs explicatifs retenus, qui sont désormais de moindre ampleur. La probabilité d'aide s'accroît de seulement 1,6 point de pourcentage (au lieu de 3 points) lorsque l'enquêté vit en couple. Avoir des parents en bonne santé, avec un niveau d'éducation élevé et disposant d'un large revenu conduit l'enfant à être plus souvent aidé. Pour les enfants, les résultats mettent de nouveau en avant l'impact significatif du sexe, de l'âge, du fait de vivre en couple et du statut d'occupation. Une fois contrôlée l'hétérogénéité, la probabilité de transfert augmente de 3,9 points si l'enfant est au chômage et de 8,4 points lorsqu'il poursuit ses études. Cet effet induit par le fait d'être au chômage demeure très significatif lorsque les étudiants ne sont pas pris en compte.

Altruisme ou échange ?

Le rôle joué par les caractéristiques des enfants traduit assurément l'existence d'un motif familial de transmission. Les parents se soucient donc de la situation de leurs enfants lorsqu'ils leur versent de l'argent, ce qui est plutôt rassurant, mais ne préjuge en rien de leurs motivations. À défaut d'information sur le revenu de l'enfant, les résultats doivent être interprétés avec prudence. Tout d'abord, il existe visiblement une redistribution intergénérationnelle au sein de la famille. D'un côté, ce sont les parents les plus riches qui versent plus souvent de l'argent à leurs enfants. De l'autre, lorsque ces derniers sont dans une situation financière *a priori* moins favorable, notamment en l'absence de conjoint ou bien lorsqu'ils sont au chômage, ils ont une probabilité plus élevée d'être bénéficiaire. Néanmoins, cette redistribution ne doit pas masquer des phénomènes d'investissements dans le capital humain. Les enfants qui sont encore étudiants reçoivent en moyenne plus souvent de l'argent de leurs parents, sachant que ces études suivies aujourd'hui doivent donner lieu à des revenus futurs relativement plus élevés. Tout en venant en aide lorsque le besoin s'en fait sentir, il semble donc que les parents prennent aussi des considérations de long terme dans leurs choix de transfert (cf. tableau 5).

En l'état, ces résultats ne permettent guère de trancher entre les deux hypothèses d'altruisme et d'échange, les tests usuels étant de toute façon réalisés à partir de l'effet du revenu du bénéficiaire (non disponible ici) sur le montant reçu. Dans la mesure où l'enquête *Share* indique la distance à laquelle se situe chaque enfant de ses parents et la fréquence des contacts avec ces derniers, il est possible de regarder plus en détail la pertinence d'un échange de type paiement de services. Il semble en revanche illusoire de tester la validité de mécanismes de prêts puisque les données n'incluent pas de dimension longitudinale (19). Comme le soulignent Cox et

17. Les effets marginaux obtenus s'avèrent alors très proches de ceux de la régression A.

18. Compte tenu de l'effet spécifique familial, la vraisemblance implique une intégrale multiple qui peut être réécrite sous la forme d'une intégrale gaussienne simple. Celle-ci est alors estimée à partir de procédures d'approximation qui sont basées sur les polynômes d'Hermite (Sevestre, 2002).

19. Idéalement, pour savoir s'il existe des prêts intra-familiaux, il faudrait regarder si les dons versés aujourd'hui par les parents à leurs enfants donnent lieu à des transferts dans le sens contraire quelques années plus tard. Néanmoins, même dans l'affirmative, une interprétation en faveur de prêts familiaux n'est pas assurée. Il se peut tout simplement qu'il existe un altruisme réciproque entre les générations, la génération la mieux lotie venant en aide à celle qui est moins favorisée. Les parents sont assurément plus riches que leurs enfants quand ceux-ci sont au début de leur cycle de vie, mais la situation tend à s'inverser lorsque les enfants sont en fin de période active et les parents plus âgés.

Rank (1992), s'il existe un échange instantané entre les parents et les enfants, les transferts financiers versés devraient être positivement reliés à l'attention fournie par les enfants. Si une absence d'effet condamne l'échange, elle n'est pas incompatible avec l'altruisme.

L'enquête enregistre pour chaque enfant les contacts avec les parents, tout du moins tels qu'ils sont répertoriés par ces derniers. Ceci n'est pas sans biais, un parent pouvant accorder davantage de poids de façon subjective à un enfant qu'il aurait choisi d'aider. Les contacts retenus peuvent être des visites, des courriers, des appels téléphoniques ou bien mêmes des courriels, ce qui donne lieu à une définition très large de l'attention. Le degré d'investissement de l'enfant dans la relation avec le parent n'est assurément pas le même pour ces différentes formes de contact. Quoi qu'il en soit, une mesure agrégée suivant sept classes est renseignée. Les contacts peuvent être journaliers, avoir lieu plusieurs fois par semaine, une fois par semaine, une fois toutes les deux semaines, une fois par mois, moins d'une fois par mois, ou ne jamais avoir lieu. Chaque fréquence est mise en correspondance avec un nombre moyen de contacts annuels. Celui-ci prend pour valeur 365 pour une fréquence journalière, 200 pour plusieurs fois par semaine, 52 pour une fois par semaine, ..., et 0 en l'absence de contact (20).

Si l'on prend en compte cet indicateur de contact, plus les contacts entre les parents et l'enfant sont fréquents, et plus la probabilité pour l'enfant de recevoir de l'argent est grande (cf. tableau 5, colonne D). Ce résultat ne permet donc pas de remettre en cause la possibilité d'un motif parental basé sur l'échange. Compte tenu de l'imprécision possible dans la mesure de l'attention des enfants, du fait d'erreurs de mesure de l'enquêté ou bien encore du contenu même de ces contacts, une approche alternative consiste à retenir la distance qui sépare les deux générations. Le fait de vivre éloigné de ses parents limite *a priori* la possibilité de leur rendre visite pour d'éventuelles aides, compte tenu du temps requis pour les déplacements.

Là encore, la variable de distance qui est enregistrée dans l'enquête suivant neuf catégories (dans le même logement, dans le même immeuble, ..., plus de 500 kilomètres dans un autres pays) est convertie afin d'obtenir une mesure continue. L'indicateur de distance prend pour valeur 0 lorsqu'il s'agit du même logement ou du même immeuble, 0,5 kilomètre lorsque la distance est inférieure à 1 kilomètre, 3 pour une distance

entre 1 et 5 kilomètres, ..., et 750 lorsque l'enfant vit à plus de 500 kilomètres (dans le même pays ou dans un autre pays). Une régression linéaire simple confirme que les contacts rendus par les enfants sont négativement corrélés avec la distance séparant les deux générations (la statistique *t* de Student vaut alors 63). Si cette variable de distance est ensuite introduite à la place du nombre de contacts, les résultats obtenus ne sont de nouveau pas défavorables à des dons inscrits dans une logique de réciprocité (cf. tableau 5, colonne E). La probabilité de recevoir de l'argent de ses parents diminue d'autant plus que l'enfant vit éloigné, cet effet étant significatif au seuil de 5 %.

Même s'il convient de rester prudent sur l'interprétation de ces effets, l'exploitation des données *Share* suggère la possibilité de mécanismes d'échange tels que les parents versent de l'argent à leurs enfants en contrepartie de l'attention de ces derniers. Tout du moins, ces deux flux ascendant et descendant ne sont pas indépendants, ce qui reste compatible avec des générations bienveillantes l'une à l'égard de l'autre, mais utilisant des formes de soutien distinctes en fonction de leurs possibilités. Il reste néanmoins que ces conclusions diffèrent de celles obtenues à ce jour pour la France, où de tels mécanismes d'« achat » de services n'apparaissent pas du tout validés (Wolff, 1998). L'exploitation des données *Trois Génération*s, une enquête certes plus ancienne datant de 1992, n'avait pas permis de mettre en évidence de liens réellement significatifs entre les sommes d'argent reçues par les enfants et à la fois les contacts et la distance aux parents. Faut-il dès lors conclure à un changement dans les motivations des transferts parentaux au cours des quinze dernières années ? Ou encore à une évolution de ces motivations au cours du vieillissement, les « pivots » de l'enquête de 1992 étant sensiblement plus jeunes (âgés de 49 à 53 ans) que les enquêtés de *Share* (âgés de 50 à plus de 90 ans) ?

Il paraît dès lors intéressant de s'interroger sur la possibilité de comportements différenciés entre pays européens. À cet effet, des régressions de type *Probit* à effets aléatoires (non reportées) ont été estimées. Pour la France, les résultats indiquent que la distance ne joue aucun rôle significatif (la statistique de Student est de

20. Les résultats obtenus à partir de l'indicateur agrégé ainsi construit ne sont pas différents lorsque l'on introduit dans la régression une série de variables muettes associées aux différents niveaux de contacts. Le fait de changer la valeur de 200 pour les contacts ayant lieu plusieurs fois par semaine est aussi sans incidence.

0,52), tandis que l'effet du nombre de contacts demeure lui positif. Compte tenu de la définition très large retenue pour les contacts, les résultats pour ce pays ne vont donc guère dans le sens d'un échange d'argent contre de l'attention au regard de l'impact de la distance, ce qui conforte le constat précédent. Il est sans doute plus pertinent de voir dans les transferts des parents en France des mécanismes d'investissement dans le capital humain des enfants, comme le suggère l'estimateur positif fortement significatif associé au fait d'être étudiant. Ceci joue dans le sens des conclusions obtenues par Arrondel et Wolff (1998) et Wolff (2000). Il est à noter que le constat est similaire pour l'Espagne et la Grèce. Pour ces deux pays, les deux variables d'attention et de distance n'influencent pas significativement les dons aux enfants.

Les effets observés pour les caractéristiques des enfants demeurent vérifiés lorsque l'hypothèse d'exogénéité du modèle à effets aléatoires est relâchée. Il se peut en effet que les effets spécifiques familiaux soient corrélés avec les facteurs explicatifs des parents. Sous cette hypothèse d'endogénéité, la spécification appropriée est un modèle *Logit* à effets fixes. Dans cette approche conditionnelle initiée par Chamberlain (1980), seules les familles pour lesquelles il existe une variation dans les octrois d'aides entre les enfants sont prises en considération. Les familles où aucun enfant n'est aidé et celles où tous les enfants sont aidés sont exclues de l'ana-

lyse. Également, les caractéristiques relatives aux parents (incluant les pays d'origine) ne sont pas introduites dans la régression puisque ces variables sont sans variation au niveau familial. Celles-ci sont prises en compte implicitement dans l'effet fixe.

Un test de Hausman révèle que l'hypothèse d'endogénéité est plus appropriée pour les données (21). Les estimateurs obtenus indiquent que la probabilité de recevoir de l'argent est relativement plus grande pour une fille que pour un fils, lorsque l'enfant ne vit pas en couple et a lui-même des enfants (cf. tableau 6, colonne A). Si l'effet du diplôme n'est pas significatif, avoir un emploi vient réduire l'octroi d'argent de la part des parents, tandis qu'être étudiant augmente fortement la probabilité d'être bénéficiaire. De plus, un enfant a d'autant plus de chances de recevoir de l'argent qu'il a de nombreux contacts avec ses parents et qu'il vit à proximité d'eux (cf. tableau 6, colonnes B et C). Enfin, une distinction entre les enfants de moins de 40 ans et les plus de 40 ans révèle que les transferts sont plutôt destinés aux étudiants dans le premier cas (cf. tableau 6, colonne D), alors qu'ils sont plutôt tournés vers les chômeurs dans le second cas (au seuil de 10 %, cf. tableau 6, colonne E).

21. Lorsque l'on compare les estimateurs obtenus respectivement par un modèle *Logit* à effets aléatoires et un modèle *Logit* conditionnel, le test de Hausman fournit une statistique égale à 18,96 qui est significative au seuil de 2,56 %.

Tableau 6
Les déterminants de la probabilité d'être aidé par les parents (odds ratios)

Caractéristiques de l'enfant	Ensemble des enfants			40 ans et moins	Plus de 40 ans
	A	B	C	D	E
Sexe féminin	1,3***	1,2	1,3***	1,2	0,9
Âge	0,9**	0,9**	0,9**	0,8*	1,5
Âge au carré (/100)	1,1	1,1	1,1	1,3	0,6
En couple	0,6***	0,6***	0,6***	0,7**	0,4**
Nombre d'enfants	1,1**	1,1**	1,1**	1,1	1,2**
Études supérieures	0,8	0,9	0,8	0,7*	1,1
En emploi	0,7**	0,7*	0,7**	0,6*	0,6
Au chômage	1,3	1,4	1,3	0,9	5,2*
Étudiant	2,2***	2,5***	2,2***	1,9*	
Nombre de contacts annuels (/100)		1,5***		1,5***	1,9***
Distance (/1000)			0,6**		
Nombre d'observations	2 109	2 109	2 109	1 402	371
Nombre de familles	812	812	812	559	153
Log vraisemblance	- 678,3	- 647,7	- 675,6	- 427,9	- 106,7

Lecture : un odds ratio supérieur à 1 (respectivement inférieur à 1) indique que la probabilité d'être aidé par ses parents augmente (diminue) avec le facteur explicatif correspondant. Les seuils de significativité retenus sont respectivement égaux à 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*). Les régressions sont des régressions logistiques conditionnelles.

Champ : l'échantillon est constitué de paires parent-enfant. Les enfants âgés de moins de 18 ans, ceux qui vivent au domicile de leurs parents et ceux qui appartiennent à des fratries de plus de quatre collatéraux sont exclus de l'analyse. Seules les fratries pour lesquelles il existe au moins un enfant, mais pas tous, recevant de l'argent de ses parents sont prises en compte dans les régressions.

Source : enquête Share, 2004.

Quelles implications ?

Face aux limites intrinsèques à la compréhension des motivations parentales, plusieurs travaux ont récemment souligné l'intérêt d'étudier les conséquences de ces transferts pour les deux protagonistes concernés. Les aides reçues par les enfants influencent fortement leur niveau de vie et elles ont une incidence avérée sur le logement des bénéficiaires. En France, les donations et les héritages reçus des parents permettent plus facilement d'être propriétaire de son logement et de disposer d'un bien immobilier dont la valeur est plus élevée (Wolff et Attias-Donfut, 2005). La réception d'un transfert vient aussi réduire le temps d'attente pour l'achat du logement. Cet effet bénéfique n'est pas circonscrit à la France. Aux États-Unis, ceux qui ont reçu des aides utilisent moins souvent leur propre épargne pour financer l'apport personnel nécessaire pour l'achat immobilier et ils ont un apport personnel plus important en proportion du prix du logement (Engelhardt et Mayer, 1998).

Le fait de recevoir de l'argent peut aussi modifier les incitations des bénéficiaires à travailler. Dans un scénario où les ressources de l'enfant sont endogènes et les parents sont altruistes, les deux conséquences suivantes sont attendues (Chami, 1998). D'une part, un enfant est incité à ne pas révéler à ses parents les revenus dont il dispose, afin de recevoir un transfert plus élevé. De l'autre, puisque l'enfant reçoit d'autres ressources que celles de son travail, il est incité à travailler moins. À la condition que les parents ajustent effectivement leurs aides à la situation de leur enfant, ce qui est le cas en présence d'altruisme, la perte de revenu induite par le fait de travailler moins sera compensée par une aide accrue de la part des parents. De tels effets semblent toutefois limités. Aux États-Unis, la réception d'un héritage diminue très peu le nombre d'heures travaillées par les hommes (Joulfaian et Wilhelm, 1994). En France, les aides reçues par les adolescents sous forme d'argent de poche ne réduisent pas les décisions de ces jeunes d'avoir une activité rémunérée en France (Wolff, 2006), contrairement à l'Angleterre où les aides reçues des parents viennent réduire le temps de travail des jeunes (Dustmann et Micklewright, 2001).

Dans le sens ascendant, le fait de devoir s'occuper de parents âgés peut conduire un enfant à sortir du marché du travail, avec des arbitrages souvent complexes (Pezzin et Schone, 1999). Une première possibilité pour l'aidant consiste

à moduler son temps de travail, en choisissant un temps partiel. Une seconde issue porte sur un arrêt temporaire ou définitif de l'activité rémunérée. Une troisième alternative peut donner lieu à une situation de coresidence, la prise en charge du parent étant plus aisée si celui-ci est au domicile de l'enfant (ou bien l'enfant peut emménager chez le parent âgé). Il est également possible de ne pas souhaiter donner du temps, mais plutôt de payer pour une prise en charge institutionnelle. La solution est alors d'accroître le nombre d'heures travaillées. De cette façon, l'enfant va recevoir un revenu plus important, dont une partie sera affectée au paiement de la maison de retraite. Aux États-Unis, Ettner (1996) montre que, pour les femmes qui s'occupent de leurs parents âgés en dehors de leur domicile, le nombre d'heures travaillées est en moyenne plus faible par rapport aux femmes qui n'effectuent pas ces aides aux ascendants.

Sur ces différentes questions, l'enquête *Share* peut apporter des éléments de réponse. Il est par exemple possible de regarder l'impact de transferts financiers reçus sous forme de donation ou bien d'héritage par les enquêtés sur leurs choix d'offre de travail, ou bien de savoir si les sommes ponctuelles d'argent versées par les enquêtés modifient les incitations de leurs enfants à avoir une activité rémunérée au cours de leurs études. À titre d'illustration, une étude du lien entre les choix d'aides aux parents âgés et la participation au travail des enquêtés révèle l'existence d'une corrélation significative entre les deux variables, l'aide aux parents étant plus fréquente lorsque l'enquêté n'exerce pas d'activité professionnelle. Cette corrélation demeure toutes choses égales par ailleurs lorsque la variable d'aide retenue est exogène dans l'équation d'offre de travail, mais la significativité de cette variable disparaît une fois l'endogénéité corrigée (cf. annexe).

D'autres questions mériteraient pour finir une attention plus approfondie. Il serait en particulier intéressant de savoir comment s'articulent les aides formelles et familiales dans la prise en charge des parents âgés, de déceler d'éventuelles formes de réciprocité différée entre les générations ou bien encore de savoir si la maladie d'un parent conduit réellement les enfants à renoncer à leur activité professionnelle. La disponibilité prochaine d'une seconde vague de données pour l'enquête *Share* devrait permettre d'apporter un éclairage à toutes ces questions d'importance au regard du vieillissement de la population en Europe.

Pour la réalisation de cette recherche, nous nous sommes servis des données issues de la première version (Release 1) de la vague 1 de l'enquête Share réalisée en 2004. Celle-ci est préliminaire et pourrait contenir des erreurs qui seront corrigées dans des versions ultérieures. La collecte des données de Share a été principalement financée par le 5^e Programme Cadre de la Communauté Européenne (Projet QLK6-CT-2001-00360 sur le thème de la qualité de la vie). Des fonds proviennent également du US National Institute on Aging (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, Y1-AG-4553-01 et OGHA 04-064). La collecte des données a été financée par des institutions nationales en Autriche (Austrian Science Foundation, FWF), en Belgique (Politique Scientifique Fédérale) et en Suisse (BBW/OFES/UFES). Pour la France, elle a bénéficié de financements complémentaires apportés par la Cnav, la Cnam, le Cor, la Drees, la Dares, la Caisse des Dépôts et Consignations et le Commissariat Général du Plan. Les données et la méthodologie de l'enquête sont respectivement présentées dans Börsch-Supan et al. (2005) et Börsch-Supan et Jürges (2005). □

BIBLIOGRAPHIE

- Altonji J.G., Hayashi F. et Kotlikoff L.J. (1997)**, « Parental Altruism and Inter Vivos Transfers : Theory and Evidence », *Journal of Political Economy*, vol. 105, n° 6, pp. 1121-1166.
- Arrondel L. et Masson A. (2006)**, « Altruism, Exchange or Indirect Reciprocity : What Do the Data on Family Transfers Show ? », in Kolm S.-C. et Mercier Ythier J. (éds.), *Handbook on the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, North-Holland, Elsevier, vol. 2.
- Arrondel L. et Wolff F.-C. (1998)**, « La nature des transferts inter vivos en France : investissements humains, aides financières et transmission du patrimoine », *Économie et Prévision*, n° 135, pp. 1-27.
- Attias-Donfut C. (dir.) (1995)**, *Les solidarités entre générations. Vieillesse, familles, État*, Paris, Nathan.
- Attias-Donfut C. (1996)**, « Les solidarités entre générations », in *Données Sociales*, Insee, Paris, pp. 317-323.
- Attias-Donfut C. et Lapierre N. (1997)**, *La famille providence. Trois générations en Guadeloupe*, La Documentation française, Paris.
- Attias-Donfut C., Ogg J. et Wolff F.-C. (2005a)**, « Family Support », in Börsch-Supan A., Brugiavini A., Jürges H., Mackenbach J., Siegrist J. et Weber G. (éds.), *Health, Ageing and Retirement in Europe. First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, Mannheim, pp. 171-178.
- Attias-Donfut C., Ogg J. et Wolff F.-C. (2005b)**, « Financial Transfers », in Börsch-Supan A., Brugiavini A., Jürges H., Mackenbach J., Siegrist J. et Weber G. (éds.), *Health, Ageing and Retirement in Europe. First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, Mannheim, pp. 179-185.
- Attias-Donfut C., Ogg J. et Wolff F.-C. (2005c)**, « European Patterns of Intergenerational Financial and Time Transfers », *European Journal of Ageing*, vol. 2, n° 3, pp. 161-173.
- Becker G.S. (1991)**, *A Treatise on The Family*, Harvard University Press, Cambridge.
- Blanchet D., Brugiavini A. et Rainato R. (2005)**, « Pathways to Retirement », in Börsch-Supan A., Brugiavini A., Jürges H., Mackenbach J., Siegrist J. et Weber G. (éds.), *Health, Ageing and Retirement in Europe. First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, Mannheim, pp. 246-252.
- Chamberlain G. (1980)**, « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *The Review of Economic Studies*, vol. 47, n° 1, pp. 225-238.
- Chami R. (1998)**, « Private Income Transfers and Market Incentives », *Economica*, vol. 65, n° 260, pp. 557-580.
- Cox D. (1987)**, « Motives for Private Income Transfers », *Journal of Political Economy*, vol. 95, n° 3, pp. 508-546.
- Cox D. (1990)**, « Intergenerational Transfers and Liquidity Constraints », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, n° 1, pp. 187-217.

- Cox D. et Jimenez A. (1995)**, « Private Transfers and the Effectiveness of Public Income Redistribution in Philippines », in Van de Walle D. et Nead K. (éds.), *Public Spending and the Poor : Theory and Evidence*, John Hopkins University Press, Baltimore.
- Cox D. et Rank M.R. (1992)**, « Inter Vivos Transfers and Intergenerational Exchange », *Review of Economics and Statistics*, vol. 74, n° 2, pp. 305-314.
- Crespo L. (2006)**, « Caring for Parents and Employment Status of European Mid-Life Women », *mimeo*, University of Alicante.
- Dustmann C. et Micklewright J. (2001)**, « Intra-Household Transfers and the Part-Time Work of Children », *CEPR Discussion Paper*, n° 2796.
- Engelhardt G.V. et Mayer C.J. (1998)**, « Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints, and Saving Behavior : Evidence From the Housing Market », *Journal of Urban Economics*, vol. 44, n° 1, pp. 135-157.
- Ettner S.L. (1996)**, « The Opportunity Cost of Elder Care », *Journal of Human Resources*, vol. 31, n° 1, pp. 189-205.
- Konrad K.A., Künemund H., Lommerud K. E. et Robledo J.R. (2002)**, « Geography of the Family », *American Economic Review*, vol. 92, n° 4, pp. 981-998.
- Joulfaian D. et Wilhelm M.O. (1994)**, « Inheritance and Labor Supply », *Journal of Human Resources*, vol. 29, n° 4, pp. 1205-1234.
- Jürges H. (2005)**, « Gifts, Inheritances and Bequest Expectations », in Börsch-Supan A., Brugiavini A., Jürges H., Mackenbach J., Siegrist J. et Weber G. (éds.), *Health, Ageing and Retirement in Europe. First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, Mannheim, pp. 186-191.
- Laferrère A. et Wolff F.-C. (2006)**, « Micro-economic Models of Family Transfers », in Kolm S.-C. et Mercier Ythier J. (éds.), *Handbook on the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, North-Holland, Elsevier, vol. 2, pp. 889-969.
- Le Blanc D. et Wolff F.-C. (2006)**, « Leaving the Parental Home : The Role of Parent's and Child's Incomes », *Review of Economics of the Household*, vol. 4, n° 1, pp. 53-73.
- McGarry K. et Schoeni R.F. (1995)**, « Transfer Behavior in the Health and Retirement Study : Measurement and the Redistribution of Resources Within the Family », *Journal of Human Resources, Special Issue : The Health and Retirement Study, Data Quality and Early Results*, vol. 30, n° 5, pp. S185-S226.
- Oaxaca R.L. et Ransom M.R. (1994)**, « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, vol. 61, n° 1, pp. 5-21.
- Paugam S. et Zoyem J.-P. (1997)**, « Le soutien financier de la famille : une forme essentielle de la solidarité », *Économie et Statistique*, numéro spécial *Mesurer la pauvreté aujourd'hui*, n° 308-309-310, pp. 187-210.
- Pezzin L.E. et Schone B.S. (1999)**, « Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply, and Informal Caregiving : A Bargaining Approach », *Journal of Human Resources*, vol. 34, n° 3, pp. 475-503.
- Prouteau L. et Wolff F.-C. (2003)**, « Les services informels entre ménages : une dimension méconnue du bénévolat », *Économie et Statistique*, n° 368, pp. 3-31.
- Schoeni R.F. (1997)**, « Private Interhousehold Transfers of Money and Time : New Empirical Evidence », *Review of Income and Wealth*, vol. 43, n° 4, pp. 423-448.
- Sédillot B. et Walraet E. (2002)**, « La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ? », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 79-98.
- Sevestre P. (2002)**, *Économétrie des données de panel*, Dunod, Paris.
- Soldo B.J. et Hill M.S. (1993)**, « Intergenerational Transfers : Economic, Demographic and Social Perspectives », *Annual Review of Gerontology and Geriatrics*, vol. 13, pp. 187-216.
- Wolff F.-C. (1998)**, *Altruisme, échange et réciprocité : les transferts inter vivos entre deux et entre trois générations*, Thèse de Doctorat ès Sciences Économiques, Université de Nantes.
- Wolff F.-C. (2000)**, « Transferts monétaires *inter vivos* et cycle de vie », *Revue économique*, vol. 51, n° 6, pp. 1419-1452.
- Wolff F.-C. (2006)**, « Parental Transfers and the Labor Supply of Children », *Journal of Population Economics*, vol. 19, n° 4, pp. 853-877.
- Wolff F.-C. et Attias-Donfut C. (2005)**, « L'impact des transferts reçus sur le logement », *Revue française des Affaires sociales*, vol. 59, n° 4, pp. 135-159.
- Yun M.S. (2004)**, « Decomposing Differences in the First Moment », *Economics Letters*, vol. 82, pp. 275-280.

AIDER SES PARENTS OU TRAVAILLER ?

L'enquête *Share* permet de regarder si l'aide apportée aux parents âgés entre en concurrence avec une éventuelle participation sur le marché du travail. L'étude est réalisée sur l'échantillon apparié parents-enfants. Pour chaque enfant, les données indiquent si celui-ci a un travail ou non, à temps plein ou à temps partiel. Les caractéristiques pour expliquer l'exercice d'une activité demeurent limitées, en particulier du fait de l'imprécision relative au niveau d'éducation. À partir des réponses fournies par l'enquêté, il est possible de déterminer également si chaque enfant verse ou non des aides en temps. Seules les situations où l'enfant vient en aide chaque jour ou chaque semaine à ses parents sont comptabilisées comme des transferts, des aides plus épisodiques ayant peu de chances d'avoir une incidence sur l'offre de travail.

Plusieurs sélections sont apportées à l'échantillon initial. Tout d'abord, seuls les enfants âgés de plus de 45 ans et de moins de 60 ans sont retenus. C'est à ces âges que les problèmes posés par la dépendance des parents sont les plus vraisemblables et l'échantillon est aussi restreint aux enquêtés ayant plus de 65 ans. Nous supposons ici que le choix de partir à la retraite est exogène, même s'il se peut que des actifs choisissent le passage en retraite pour s'occuper de leurs parents. Surtout, la décision de participer au marché du travail dans cette tranche d'âge est affectée par les dispositifs de retrait anticipé de l'activité (Blanchet *et al.*, 2005). Afin de contrôler ces effets, nous avons introduit dans la régression des variables croisées entre l'âge et les différents pays.

Ensuite, les situations de coresidence sont supprimées compte tenu des arrangements familiaux auxquels elles peuvent donner lieu. Par exemple, un parent suffisamment fortuné pourrait rémunérer son enfant pour qu'il s'occupe de lui en plus de la mise à disposition d'une partie de son logement, l'enfant n'ayant plus alors à travailler. Enfin, seules les filles sont prises en considération dans l'analyse. De nombreux travaux ont montré que les aides étaient deux fois plus souvent rendues par les filles que par les fils (Attias-Donfut, 1995). Une difficulté vient de ce que la décision des femmes de participer au marché du travail ou de partir à la retraite dépend également de la situation de leur mari (Sédillot et Walraet, 2002). L'enquête ne permet malheureusement pas de tenir compte de ces aspects, faute d'information sur le statut d'activité des conjoints pour les différentes filles retenues. Au final, l'échantillon sélectionné comprend 2 467 observations.

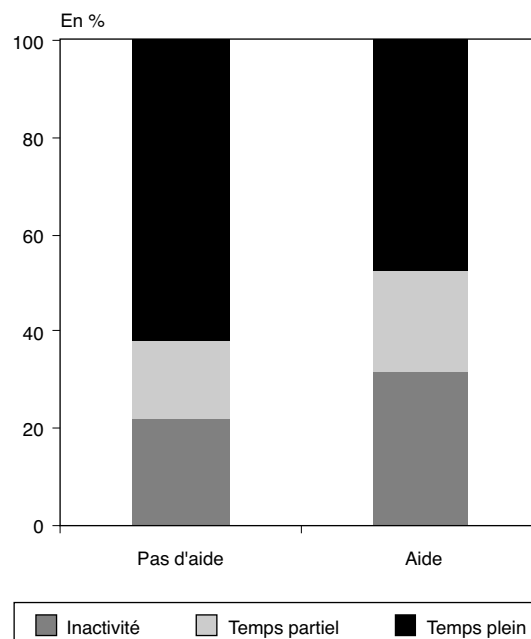
Les variables d'intérêt sont définies de la façon suivante. Pour le transfert, seule la décision de donner du temps au moins une fois par semaine est retenue. Plusieurs variables sont définies pour la participation au marché du travail. Les enfants retraités étant exclus, une première variable est égale à 1 lorsque l'enquêté a une activité à temps plein ou à temps partiel et à 0 sinon. Une seconde variable exclut directement les temps partiels, et s'intéresse seulement à ceux qui ont une activité à temps plein par rapport aux inactifs. Le problème posé par les temps partiels vient de ce qu'ils peuvent être subis. Il est en pratique impossible de savoir si l'enfant est à temps partiel parce qu'il ne parvient pas à trouver un emploi à plein temps ou bien s'il est dans cette situation pour

s'occuper de ces parents. Enfin, une variable ordonnée est construite afin de prendre en compte les variations dans le temps travaillé, en distinguant inactivité, temps partiel et temps plein. Les valeurs données sont alors successivement de 0, 1 et 2.

Les données suggèrent une interdépendance entre les deux décisions, aider ses parents et avoir une activité (cf. graphique). Parmi ceux qui n'aident pas leurs parents, 61,7 % ont une activité à temps plein, 16,1 % un temps partiel et 22,2 % ne travaillent pas. Dans le cas d'aides ascendantes, les proportions sont respectivement égales à 47,6 % pour les pleins temps, 20,9 % pour les temps partiels, et 31,6 % pour les inactivités. Un simple test du χ^2 confirme que les deux variables ne sont pas indépendantes, avec une statistique égale à 17,3 significative à 1 %. L'aide aux parents est plus fréquente lorsque l'enquêté n'exerce pas d'activité professionnelle. Cette corrélation négative demeure vérifiée toutes choses égales par ailleurs.

Une régression de type *Probit* est tout d'abord estimée pour expliquer l'éventuelle participation au marché du travail d'un enfant donné (cf. tableau). Si les facteurs explicatifs retenus demeurent limités du fait de l'enquête, ils n'en jouent pas moins un rôle très significatif dans la régression A. Pour les enfants âgés de 45 à 60 ans, la probabilité d'avoir un travail à temps plein ou à temps

Graphique
Offre de travail des enfants et aides aux parents



Lecture : parmi les filles qui n'apportent aucune aide en temps à leurs parents, 22,2 % d'entre elles sont inactives, 16,1 % sont à temps partiel et 61,7 % à temps plein.

Champ : l'échantillon est restreint aux filles âgées de plus de 45 ans et de moins de 60 ans, ne vivant pas avec leurs parents. Source : enquête Share, 2004.

partiel diminue linéairement avec l'âge, avec le fait de vivre en couple et avec le nombre d'enfants. Elle est en revanche beaucoup plus importante lorsque l'enfant a suivi des études supérieures. Enfin, le fait de donner du temps à une incidence négative, mais celle-ci ne s'avère significative qu'au seuil de 16 %.

Il est possible que la prise en compte des personnes travaillant à temps partiel soulève quelques difficultés. L'enquête ne permet malheureusement pas de savoir si ces situations correspondent à des réductions volontaires d'activité. Les enfants qui travaillent à temps partiel sont exclus dans la spécification B, qui retient seulement des personnes à temps plein ou inactives. Si l'incidence des facteurs individuels demeure largement inchangée, le fait de venir en aide à ses parents a désormais une incidence négative et significative au seuil de 5 %. L'estimation d'une régression de type *Logit* conditionnel sur la même population, qui permet de contrôler l'hétérogénéité inobservée au niveau familial, confirme ce résultat. Une dernière approche consiste à tenir compte de l'intensité dans la participation au marché du travail, avec une séparation entre l'inactivité, le temps partiel et le temps plein. Le modèle *Probit* ordonné C confirme cette association négative entre le fait d'aider ses parents et l'exercice d'une activité, significative au seuil de 1 %.

Cette relation négative ne signifie pas pour autant que pour venir en aide aux parents, les enfants mettent un terme à leur activité ou bien privilégient une réduction de leur temps de travail. L'aide aux parents est en effet considérée comme exogène dans les régressions précédentes. Or, il est très vraisemblable que les caractéristiques de l'enfant influencent également la probabilité d'aider ou non ses parents en cas de dépendance. Afin de corriger les biais possibles induits par ces simultanéités dans les décisions, une solution simple consiste à estimer des modèles *Probit* bivariés. Le modèle com-

prend alors deux équations, la première expliquant la décision d'activité avec l'aide aux parents comme facteur explicatif additionnel, la seconde expliquant le choix de transfert apporté aux parents.

Pour cette seconde équation, à la fois les caractéristiques des parents et de l'enfant sont contrôlées. Les variables parentales ainsi que la distance séparant les deux générations servent donc d'instruments pour identifier le modèle, même s'il est possible que le choix du lieu de résidence ne soit pas indépendant de la décision d'aide (Konrad *et al.*, 2002). Elles sont supposées influencer seulement le transfert au parent, l'effet sur le choix d'activité étant seulement indirect via le don de temps. Ces restrictions sont vérifiées en pratique. L'aide en temps est en effet d'autant moins probable que l'enfant vit éloigné de ses parents et, conformément aux attentes, elle est plus fréquemment observée lorsque l'enquêté est en mauvaise santé. Les régressions bivariées, non reportées, suggèrent surtout que les problèmes d'endogénéité ne sont pas problématiques. Les coefficients de corrélation entre les résidus des deux équations ne sont pas du tout significatifs avec une statistique de Student de l'ordre de - 0,5.

Si l'on inclut la valeur prédite de la probabilité de transfert (obtenue dans une première étape par un modèle *Probit* avec les caractéristiques des parents et de l'enfant) dans les différentes régressions A, B et C à la place de la variable exogène de don, les résultats des spécifications D, E et F montrent que le lien négatif entre l'offre de travail et l'aide aux parents demeure, même s'il n'apparaît jamais statistiquement significatif. Ces résultats vont dans le sens de ceux mis en évidence par Crespo (2006) à partir des mêmes données, mais avec quelques nuances. Dans l'étude du lien entre participation au marché du travail et aides aux parents, cet auteur montre qu'il existe bien une association négative entre les deux

Tableau
L'effet de l'aide parentale sur la probabilité de travailler

Caractéristiques de l'enfant	A	B	C	D	E	F
Âge	- 0,11*** (3,80)	- 0,11*** (3,75)	- 0,08*** (3,34)	- 0,11*** (3,80)	- 0,10*** (3,62)	- 0,10*** (3,65)
En couple	- 0,51*** (5,03)	- 0,58*** (5,35)	- 0,37*** (4,67)	- 0,51*** (5,04)	- 0,57*** (5,29)	- 0,39*** (5,39)
Nombre d'enfants	- 0,14*** (4,60)	- 0,20*** (6,04)	- 0,21*** (7,71)	- 0,14*** (4,61)	- 0,20*** (6,07)	- 0,18*** (7,29)
Études supérieures	0,71*** (7,74)	0,79*** (7,88)	0,64*** (7,40)	0,71*** (7,77)	0,79*** (7,92)	0,67*** (8,46)
Aide en temps au parents – exogène	- 0,15 (1,40)	- 0,25** (2,18)	- 0,28*** (2,88)			
Aide en temps au parents – endogène				- 0,04 (0,11)	- 0,31 (0,86)	- 0,32 (1,15)
Nombre d'observations	2467	2059	2467	2467	2059	2467
Pseudo R ²	0,205	0,245	0,175	0,204	0,244	0,135
Log vraisemblance	- 1059,3	- 915,8	- 1367,1	- 1060,3	- 917,8	- 2006,7

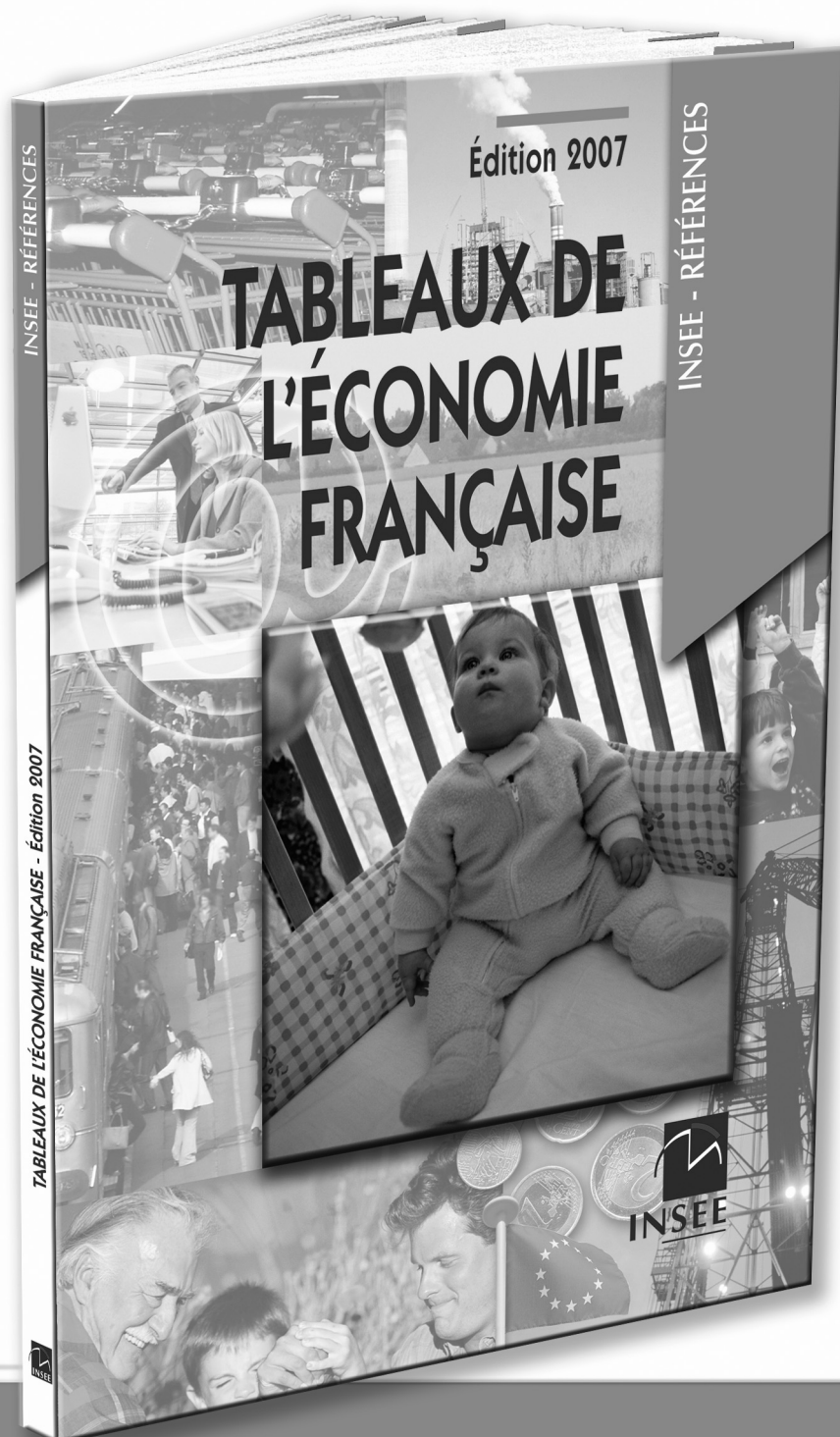
Lecture : A, B, D et E sont des modèles *Probit* univariés avec pour variable dépendante le fait de travailler, C et F sont des modèles *Probit* ordonnés avec pour variable dépendante ordonnée le degré d'activité (absence d'activité, temps partiel, temps plein). Les valeurs absolues des *t* de Student sont entre parenthèses sous les coefficients estimés. Dans la mesure où il existe des données pour plusieurs enfants d'une même famille, des techniques de cluster sont utilisées pour corriger les écarts-types dans les différentes régressions. Les seuils de significativité retenus sont respectivement égaux à 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*). Les régressions incluent également des effets fixes pays, et une série de variables croisées âge-pays.
Champ : l'échantillon est restreint aux filles âgées de plus de 45 ans et de moins de 60 ans, ne vivant pas avec leurs parents.
Source : enquête Share, 2004.

variables d'intérêt, mais que cet effet négatif des transferts est plus important dans l'équation d'offre de travail lorsque le don est traité comme endogène.

Plusieurs raisons peuvent expliquer cette dernière divergence dans les conclusions. Ainsi, Crespo (2006) considère une définition différente des transferts en temps ascendants, en ce sens qu'elle retient les enfants qui vivent avec leurs parents. Or, ces cas de corésidence

ont été exclus dans la présente étude. Ensuite, l'auteur considère des groupes spécifiques de pays, en agrégeant d'un côté la Suède, le Danemark et les Pays-Bas et de l'autre l'Espagne, l'Italie et la Grèce. Enfin, aucune distinction n'est opérée entre les emplois à temps partiel et à temps plein. À défaut de pouvoir établir clairement une causalité entre travail et aide ascendante, l'enquête *Share* permet en tout cas de conclure à une certaine substitution entre ces deux formes d'activité.

L'essentiel de l'économie...



- Une approche synthétique et accessible à tous de l'actualité économique avec de nombreuses données européennes : population, santé, emploi, énergie...

En vente en librairie,
à l'Insee et sur www.insee.fr

15 € - Collection Insee-Références


INSEE