



**HAL**  
open science

## ”Mon père avait raison” : la transmission des valeurs entre les générations

Luc Arrondel

► **To cite this version:**

Luc Arrondel. ”Mon père avait raison” : la transmission des valeurs entre les générations. 2008.  
halshs-00586697

**HAL Id: halshs-00586697**

**<https://shs.hal.science/halshs-00586697>**

Preprint submitted on 18 Apr 2011

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L’archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d’enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



**PARIS SCHOOL OF ECONOMICS**  
ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS

**WORKING PAPER N° 2008 - 31**

**"Mon père avait raison" :  
la transmission des valeurs entre les générations**

**Luc Arrondel**

**Codes JEL : D31, D12, D63**

**Mots-clés : préférences de l'épargnant, patrimoine,  
inégalités intergénérationnelles**



**PARIS-JOURDAN SCIENCES ÉCONOMIQUES  
LABORATOIRE D'ÉCONOMIE APPLIQUÉE - INRA**



48, Bd JOURDAN – E.N.S. – 75014 PARIS  
TÉL. : 33(0) 1 43 13 63 00 – FAX : 33 (0) 1 43 13 63 10  
[www.pse.ens.fr](http://www.pse.ens.fr)

CENTRE NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE – ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES  
ÉCOLE NATIONALE DES PONTS ET CHAUSSÉES – ÉCOLE NORMALE SUPÉRIEURE



**"Mon père avait raison"<sup>1</sup> :**

**la transmission des valeurs entre les générations**

**Luc Arrondel**

CNRS-PSE (UMR CNRS-EHESS-ENPC-ENS)

École d'Économie de Paris

48-Bd. Jourdan

75014-Paris.

**Résumé :** En France, l'influence des comportements patrimoniaux des parents sur celui de leurs enfants a souvent été mise en évidence. Comment expliquer alors ce "poids d'Anchise" ? Dans cet article, nous utilisons une enquête originale française et unique initiée par le Delta et TNS-Sofres en 2002 dans laquelle nous disposons à la fois d'informations patrimoniales et subjectives pour deux générations.

En rapprochant les préférences vis-à-vis de l'épargne des parents et des enfants concernant leurs attitudes face au risque et à l'avenir, nous obtenons des corrélations intergénérationnelles significatives, de l'ordre de 0,25 qui ne justifient cependant pas une similarité parfaite. Par ailleurs, l'élasticité de la richesse des enfants par rapport à celle de leurs parents se situe autour de 0,22. Cette mesure est corrigée des effets d'âge et concerne les patrimoines de deux générations coexistantes, c'est-à-dire avant que le gros des transferts intergénérationnels ait eu lieu. Plus de 40% de cette élasticité peut être expliqué (directement ou indirectement) par les niveaux de revenu permanent des deux générations. Les niveaux d'éducation et les préférences y contribuent chacun pour un cinquième, les transferts intergénérationnels déjà effectués pour 13%. La contribution des goûts de l'épargnant est encore de 13% lorsque l'on tient compte également des revenus permanents.

Même si elle n'est pas la seule, la transmission des préférences joue donc un rôle non négligeable dans la transmission des inégalités de patrimoine.

**Mots clés :** Préférences de l'épargnant, patrimoine, inégalités intergénérationnelles

**Code JEL :** D31, D12, D63

Avril 2008

---

<sup>1</sup> "Mon père avait raison" est le titre d'une pièce de Sacha Guitry : "J'ai été comme toi et tu seras comme moi. Mon père avait raison". L'auteur tient à remercier Amédéo Spadaro pour sa lecture attentive. Ce travail s'inscrit dans un programme de recherche sur les préférences des épargnants menée en collaboration avec André Masson.

Nos valeurs sont-elles celles de nos ancêtres ? La réalité se confond-elle à l'étymologie du mot patrimoine ("biens du père") ? Quelle part de sa richesse "doit-on" à ses parents ? Vastes questions qui, chez les économistes, ont alimenté une controverse célèbre dans les années quatre-vingts entre le "père" de l'hypothèse du cycle de vie Franco Modigliani et un de ses épigones Larry Kotlikoff (Cf. Kessler & Masson, 1989). 20% était le chiffre avancé par le Prix Nobel 1986, 80% celui affirmé par son jeune collègue d'alors. Dans un commentaire, Blinder (1988) critiquait la définition trop large du patrimoine hérité chez Kotlikoff (qui incluait en particulier tous les frais d'éducation) et affirmait alors ironiquement qu'à la limite tout ce que l'on est, est hérité : "Where would I be without my genes ?"

Sans pousser jusqu'à cet extrême, ce débat suscite des questions intéressantes sur la transmission intergénérationnelle des inégalités. Les "fils à papa" sont-ils aussi riches que "papa" ?<sup>2</sup> Et si oui, comment peut-on expliquer cette tendance ? Les parents aisés investissent-ils plus intensément dans le capital humain de leurs enfants, éducation qui leur permet en retour de percevoir des revenus conséquents et d'épargner plus ? Transmettent-ils davantage de patrimoine directement à leurs descendants par donation ou legs ? La richesse des parents sert-elle de caution aux investissements de leur progéniture en levant les contraintes d'emprunt ? Les générations ont-elles les mêmes préférences vis-à-vis de l'épargne ? La réponse à ces questions passe alors par la mesure de la corrélation intergénérationnelle des patrimoines et son explication.

Les études empiriques sur la transmission intergénérationnelle des inégalités de patrimoine sont rares. Elles le sont encore davantage pour le processus d'inculcation des préférences. Il va sans dire que celles qui croisent les deux phénomènes sont des exceptions.

Dans cet article, nous utilisons une enquête originale française et unique initiée par le Delta et TNS-Sofres en 2002 dans laquelle nous disposons du montant du patrimoine et de nombreuses caractéristiques de deux générations coexistantes. Mais plus fondamentalement, à partir d'une batterie de questions, nous pouvons aussi mesurer les attitudes vis-à-vis du risque et du temps des parents et des enfants, et analyser ainsi la similarité des profils en matière de goûts pour l'épargne et apprécier en conséquence leur rôle sur la corrélation des profils patrimoniaux.

Dans une première section, nous précisons dans quel contexte cet article s'inscrit. Puis nous présentons brièvement cette enquête qui permet notamment de mesurer les paramètres de préférence de l'épargnant vis-à-vis du risque et du temps en reprenant la méthodologie développées dans les travaux de Arrondel *et al.* (2004). Avant d'aborder la question de la corrélation intergénérationnelle des patrimoines, nous ferons un détour par celle des goûts.

---

<sup>2</sup> Chez Schumpeter (éd. 1972), par exemple, la classe des riches est symbolisée par un hôtel ou un autobus capitaliste "toujours rempli mais rempli toujours par des gens différents".

## I. La transmission intergénérationnelle des inégalités de patrimoine : enjeux et mesures

Cet article s'inscrit dans le débat sur les inégalités de patrimoine et de sa persistance au fil des générations ainsi qu'à ses implications en matière de politique publique de redistribution. Un des éléments primordiaux réside alors dans la mesure de ces inégalités et de ses rémanences.

### I.1. Les enjeux du débat

La mobilité intergénérationnelle a été l'objet de fortes controverses tout au long du XIX<sup>ème</sup> et du XX<sup>ème</sup> siècle qui opposaient aux deux extrêmes, les "libéraux" d'une part, les approches d'inspiration "Marxiste" d'autre part. Les premiers appelaient à une forte mobilité sociale et à l'égalité des chances afin que la Société soit la plus efficace possible. Les seconds argumentaient dans le même sens, mais pour lutter contre la reproduction sociale des inégalités (Piketty, 2000)<sup>3</sup>. Beaucoup trouveront que cette opposition idéologique est aujourd'hui dépassée et adopteront des postures théoriques plus modérées sur le degré de mobilité optimale. Une partie du débat s'est d'ailleurs déplacée autour de la mesure de ces inégalités.

Mesurer la transmission des inégalités entre les générations est un vieux problème. Galton (le père du terme "régression") à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle (1889) s'intéressait déjà à la question de la transmission de la taille des individus. Les premières études en matière économique menées essentiellement aux Etats-Unis à propos des ressources, tendaient à montrer une faible corrélation entre le statut des enfants et celui de leurs parents (Blau & Duncan, 1967, Bowles & Gintins, 2002). Dans le milieu des années quatre-vingts, Becker & Tomes (1986) et Berhrman & Taubman (1985) estimaient par exemple que l'élasticité intergénérationnelle des revenus et des salaires ne serait de l'ordre que de 0,15-0,20<sup>4</sup>. Autrement dit, des parents gagnant un dollar de plus que la moyenne de leur génération avaient des enfants percevant 0,2 dollar de rémunération en plus de la leur. Ces mesures anciennes, corrigées de certain biais, sont aujourd'hui revues à la hausse. Un panorama relativement complet a été proposé par Mulligan (1997) : l'élasticité intergénérationnelle vaut 0,68 pour la consommation, autour de 0,43 pour les revenus, 0,34 pour les salaires et 0,29 pour le nombre d'années d'études.

---

<sup>3</sup> À propos d'héritage, Lepage (1985), ultra-libéral convaincu, note que "La grande vertu de la propriété et de la concurrence est de mener à cet état des choses où le contrôle des ressources rares de la collectivité se trouve en permanence réorienté vers ceux qui sont susceptibles d'en faire le meilleur usage". Bertaux (1977) illustre parfaitement la position "socialiste" lorsque qu'il parle de "l'oligarchie financière" : "Quand on parlait de Lyon, il fallait être assuré que l'on trouverait toutes les dix lieues un relais où attendaient de bons chevaux frais. De même on peut concevoir la longue course d'un capital à travers les siècles comme une série de chevauchées dans lesquelles les chevaux sont les capitalistes que chevauche le capital. Et leurs enfants, les poulains d'une étape, sont les chevaux de la suivante".

<sup>4</sup> Becker (1988) affirme ainsi dans son intervention présidentielle à l'*American Economic Association* : "Les bas comme les hauts revenus ne sont pas transmis fortement des parents aux enfants" (p. 10).

Qu'en est-il des inégalités de patrimoine des ménages et de sa persistance entre les générations ?

### *I.2. Patrimoine : "biens du père" ?*

La littérature empirique recourt à différentes approches pour expliquer les inégalités de patrimoine des ménages (indice d'inégalité, modèle de calibration, économétrie, méthode de simulation...). Mais plus fondamentalement, on peut opposer les études quantitatives d'origine macroéconomiques de celle d'inspiration micro-économiques.

La plupart des travaux macroéconomiques qui tentent de calibrer des modèles dynastiques (en incertain) à partir d'une population homogène pour retrouver la distribution de la richesse se heurte systématiquement au problème de la frange la plus riche de la population (Castaneda *et al.*, 2003) : il est en effet difficile, voire impossible, de générer correctement le haut de la distribution des patrimoines à partir de la théorie standard de l'épargnant (*i.e.* l'hypothèse du cycle de vie élargie aux transmissions). Cependant, si l'on suppose que les individus n'ont pas des préférences identiques vis-à-vis de l'épargne, le gap entre la distribution simulée et la distribution réelle apparaît déjà moins important (Krusell & Smith, 1998).

De même, les travaux micro-économétriques sur l'accumulation patrimoniale des ménages n'expliquent qu'une part limitée de sa dispersion. En France, par exemple, les caractéristiques des ménages préconisées par la théorie standard de l'épargnant pour expliquer le patrimoine ne peuvent justifier, tout au plus, qu'environ la moitié de sa variance. Là encore, tenir compte de l'hétérogénéité des agents en matière de préférences vis-à-vis de l'épargne améliore notre connaissance des comportements patrimoniaux (Arrondel *et al.*, 2004)<sup>5</sup>.

Pour aller plus loin dans l'explication de ces disparités de richesses entre les ménages, ne faut-il pas alors aller davantage en amont du processus et s'interroger sur l'influence des comportements patrimoniaux des parents sur celui de leurs enfants ?

---

<sup>5</sup> Americk *et al.* (2003) mettent aussi en avant une autre dimension des préférences, à savoir la "propension à planifier", pour expliquer les comportements patrimoniaux. Venti et Wise (2001) sont plus radicaux, puisqu'ils proposent de séparer, dans l'épargne accumulée par un ménage à la veille de la retraite, ce qui est dû aux circonstances hors de son contrôle (*chance*) de ce qui relève de ses décisions propres (*choice*), soit finalement de ses préférences. L'impact des facteurs de "chance" est alors évalué à l'aide d'une régression de la richesse en fonction d'une série de variables censées représenter ces facteurs (héritages et donations reçus, mais aussi variables "démographiques" au sens large : statut matrimonial, composition familiale, état de santé, etc.). Ces régressions ont, sans surprise, un pouvoir explicatif limité ; le résidu inexplicé (soit 85%) est alors intégralement attribué aux décisions des agents (*choice*), sans que les effets d'interaction entre les deux types de facteurs soient jamais pris en compte... Finalement, Venti et Wise concluent que : "la dispersion des patrimoines doit être attribuée, pour la plus large part, aux différences de montant que les ménages *choisissent* d'épargner".

Les études empiriques existantes montrent en effet une forte héritabilité des pratiques patrimoniales, et ceci toutes choses étant égales par ailleurs, s'agissant aussi bien du montant et de la composition de la richesse que de la transmission de la fortune entre les générations.

En matière de choix de portefeuille en France, on détient davantage d'actions (la probabilité de détenir cet actif augmente de 50%) si ses parents avaient détenu un portefeuille de titres (Arrondel & Masson, 2003a). Ou encore, on contracte plus souvent des assurances-vie si ses parents avaient été eux-mêmes assurés dans le passé (Arrondel & Masson, 2003b). Quant aux pratiques d'héritage, on transmet plus de patrimoine si l'on a soi-même hérité, on donne ou on aide ses enfants plus fréquemment si ses ascendants ont fait de même, on écrit plus volontiers un testament lorsque ses parents en ont rédigé un... Arrondel & Grange (2006) à partir de données séculaires sur le XIX<sup>ème</sup> siècle estiment ainsi que si les parents transmettent 1 franc de plus de richesse que la moyenne de leur génération, leurs enfants lègueront de 40 à 50 centimes de plus que la succession moyenne de la leur. Arrondel & Masson (2006) estiment par ailleurs, à partir de différentes enquêtes, que l'on fait des donations deux fois plus souvent si l'on est donataire et que la probabilité d'aider financièrement ses enfants est 50% supérieure lorsqu'on a soi-même été aidé. Comment expliquer ces similarités dans les comportements des générations : transmission des préférences ou de l'information, éducation financière...

Dans les autres pays, sans doute faute de données disponibles, ce thème de la relation entre les fortunes des générations successives n'a pas fait l'objet d'une littérature empirique abondante. Harbury & Hitchens (1979) pour la Grande-Bretagne, Menchik (1979) pour les Etats-Unis, étudient la relation entre la fortune léguée par les parents et celle léguée par leurs enfants sur une population de riches défunts. Ils obtiennent une élasticité de 0,50 pour les britanniques, autour de 0,70 pour les américains. Mulligan (1997) sur données US mesure une élasticité de 0,32 à 0,43 entre les patrimoines de deux générations coexistantes, c'est à dire *avant* transferts intergénérationnels. Toujours aux Etats-Unis, Chiteji & Stafford (2000) analysent les similarités de portefeuilles entre les générations et Hurst & Lusardi (2004) mettent l'accent sur l'influence de la richesse des parents sur le statut d'entrepreneur. Là encore, ces travaux mettent en évidence le rôle des parents sur les pratiques patrimoniales de leur progéniture. Plus récemment, Knowles & Postlewaite (2005) obtiennent un effet significatif du comportement d'épargne des parents sur le taux d'accumulation des enfants.

Enfin, Charles & Hurst (2003) estiment, à partir des informations des différentes vagues du Panel Study of Income Dynamics (PSID), que l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines, avant héritage, détenus par deux générations coexistantes est de 0,37 et s'interrogent sur ses différentes composantes : s'agit-il d'une similarité intergénérationnelle des salaires, des diplômes, voire des préférences ?

C'est une analyse similaire que nous voudrions mener sur le cas français. Pourquoi s'intéresser à la comparaison des profils patrimoniaux de deux générations coexistantes alors que l'on a déjà souligné l'importance primordiale de l'héritage dans la transmission des inégalités patrimoniales ? N'oublions pas qu'aujourd'hui on hérite de ses parents de plus en plus tard, à un âge déjà avancé dans le cycle de vie (47 ans en 2000), et qu'il n'est sans doute pas inintéressant de savoir si et pourquoi les parents et les enfants présentent des similarités patrimoniales au cours de leur existence. La question est aussi de savoir si l'hérédité des patrimoines se conjugue avec celle des préférences.

## **II. L'enquête Delta-Sofres 2002 : trois générations interviewées**

Les données utilisées sont celles collectées en 2002 par le Delta en collaboration avec la TNS-Sofres sur un échantillon représentatif de ménages dont le chef est âgé entre 35 et 55 ans (enquête "Mode de vie, épargne"). L'originalité de cette enquête, qui justifie le fait d'avoir retenu une tranche d'âge plus à même d'avoir des enfants indépendants ou des parents vivants, réside aussi dans son mode de questionnement puisqu'il s'agit d'interviewer deux générations d'une même famille (Arrondel & Masson, 2007). Cette enquête cherchait principalement, à partir de toute une série de questions, quantitatives et qualitatives, à "mesurer" les paramètres de goûts concernant les attitudes individuelles vis-à-vis du risque et du temps, ainsi que certaines "valeurs" et opinions concernant les relations sociales, les notions d'équité et de justice sociale...

### *II.1. L'enquête "Modes de vie, épargne" et la constitution de l'échantillon parents-enfant*

La première phase de cette enquête concernant les "panelistes" âgés de 35 à 55 ans a conduit à 2 460 questionnaires exploitables (sur 4 000 interviewés soit un taux de retour de 63 %) <sup>6</sup>. Cette première phase, outre la collecte des informations, a permis d'identifier les ascendants et les descendants potentiels des enquêtés (1 141 mentions). L'information recueillie dans cette première phase était regroupée autour de 8 thèmes : 1) le Travail, la carrière professionnelle et les revenus, 2) les Placements et la gestion de l'argent, 3) la Retraite, 4) la Famille et les transferts intergénérationnels, 5) la Santé et la gestion du capital santé, 6) la Consommation, les loisirs et les voyages, 7) D'autres thèmes. Ces questions concernaient aussi bien la mesure des paramètres de préférences que celles visant à recenser les caractéristiques sociodémographiques et économiques du ménage, notamment son patrimoine et ses revenus. Une autre originalité de cette source réside dans le fait que nous disposons de caractéristiques du ménage rarement recensées dans les enquêtes "Patrimoine",

---

<sup>6</sup> L'enquête par voie postale a été réalisée du 14 mai au 3 juillet 2002 pour ce qui est de la première phase et du 13 juin au 22 juillet 2002 pour ce qui est de la seconde.



comme son état de santé, son éducation religieuse, ses opinions politiques, la possession de certains biens durables...

La deuxième phase concernant les ascendants et les descendants des "panelistes" a permis d'obtenir 199 questionnaires exploitables pour les ascendants et 241 pour les descendants (soit un taux de retour de 39 %). Les informations collectées dans cette deuxième phase étaient identiques à celles du questionnaire des "panelistes". Le tableau A1 en annexe recense les caractéristiques des trois populations : celle des panelistes âgés de 35 à 55 ans, celle des ascendants et celle des descendants<sup>7</sup>. Nous disposons alors de 440 paires parents-enfant sur lesquelles nous pouvons analyser les relations intergénérationnelles.

Le tableau 1 fournit les caractéristiques des deux générations (parents-enfant) obtenues à partir de cet échantillon. Les enfants ont en moyenne un peu moins de 34 ans, les parents un peu moins de 59 ans. Les différences des revenus du travail du ménage ne sont pas très importantes : près de 26 000 euros pour les jeunes, près de 27 700 pour leurs parents. Les divergences de diplôme traduisent des effets de génération puisqu'on constate que les enfants comptent environ deux fois plus de diplômés que leurs ascendants, et ceci à tout niveau (au moins le baccalauréat, études supérieures). En matière de patrimoine, les écarts entre les deux générations sont beaucoup plus importants : plus de 192 000 euros pour les parents, plus de deux fois moins pour leur progéniture<sup>8</sup>. Ces écarts traduisent bien évidemment leurs positions très différentes dans le cycle patrimonial, notamment en ce qui concerne l'accession à la propriété : près de 44% de propriétaire chez les jeunes, 68,6% chez leurs ascendants. Par contre les taux de détention des actifs risqués sont proches, concernant environ 30% des deux générations.

## II.2 La mesure des préférences : une méthode de scoring

La théorie standard de l'épargnant liée à l'hypothèse du cycle de vie initiée par Modigliani (1986) – qui suppose une actualisation "exponentielle" des utilités futures et se réfère, en avenir risqué, au critère de l'espérance de l'utilité – ne retient que deux paramètres de préférence pour expliquer les comportements patrimoniaux : *l'aversion au risque* et le *taux de*

---

<sup>7</sup> Les répondants panelistes sont censés être représentatifs de la population française des 35-55 ans. Ils se répartissent identiquement entre hommes et femmes, les 2/3 sont mariés, 1/4 ont le niveau baccalauréat et 1/3 gagne individuellement moins de 14 400 euros par an. Les répondants ascendants (âgés de plus de 50 ans) étaient plus souvent des femmes que des hommes (60 %), étaient naturellement plus souvent veufs ou veuves que les panelistes (25 % contre 2 %) et étaient moins diplômés (18 % avaient un niveau supérieur au baccalauréat contre 33,7 % chez les panelistes). Les descendants âgés de moins de 40 ans, étaient bien entendu beaucoup plus souvent célibataires, davantage diplômés, mais moins riches en revenu que les autres générations. On notera cependant que les descendants qui ont répondu à l'enquête sont plus souvent des femmes que des hommes : elles représentent en effet près des 2/3 de l'échantillon des descendants.

<sup>8</sup> Lors de l'enquête, les montants de patrimoine, financiers et globaux, ont été saisis en tranches. Nous avons reconstitué les valeurs continues à partir de la méthode des résidus simulés, d'abord pour les actifs financiers, puis conditionnellement à ces avoirs, pour la richesse totale (Gouriéroux *et al.*, 1987, Lollivier et Verger, 1989).

*dépréciation du futur* (Arrondel & Masson, 2007). Dans ses versions les plus simples, il y a même une division claire des tâches : les arbitrages consommation/épargne ne dépendent que du taux de dépréciation du futur qui fixe donc le montant global du patrimoine au cours du cycle de vie ; l'aversion relative pour le risque, elle, intervient seule dans les choix de portefeuille et fixe ainsi sa composition.

Dans ce cadre théorique, le patrimoine n'a alors d'autres motivations que de lisser la consommation sur le cycle de vie de l'individu (par prévoyance) et de répondre à un désir de précaution lorsque le futur est incertain (Kimball, 1990). Si l'on généralise le modèle pour tenir compte des transmissions intergénérationnelles, l'accumulation du patrimoine dépendra aussi de son *altruisme* (Becker, 1991).

Pour mesurer ces préférences individuelles à l'égard du risque et du temps, nous avons développé, à partir de l'enquête "Patrimoine 1998" de l'Insee, une méthodologie originale décrite dans Arrondel *et al.* (2004) et complétée dans Arrondel & Masson (2008). Cette méthode est basée sur l'utilisation d'un questionnaire individuel comprenant de nombreuses questions balayant divers domaines de la vie (consommation, loisir, santé, placements, travail, retraite, famille...) et prenant différentes formes, des plus anecdotiques (prendre son parapluie en cas de météo incertaine, se garer au zone interdite) aux plus traditionnelles (loteries financières), en passant par des enjeux plus substantiels (santé, retraite, environnement...). Ce questionnaire permet de construire, pour chaque enquêté, sous forme de scores qualitatifs – "moyennes" des réponses préalablement codées apportées aux questions pertinentes –, des indicateurs relatifs de son attitude à l'égard du risque, de son degré de prévoyance à long terme et de son degré d'altruisme (pour sa descendance).

Pour chaque préférence que l'on cherche à mesurer, (attitudes vis-à-vis du risque, préférence pour le présent, degré d'altruisme familial), nous avons retenu a priori un certain nombre de questions ; certaines d'entre elles, de nature "polysémique", ont été affectées à deux indicateurs à la fois ( $\gamma$  et  $\delta$ , par exemple, désigne respectivement l'aversion pour le risque et la préférence pour le présent). Chaque question a ensuite été codée (ainsi pour  $\delta$  : -1 : imprévoyant ; 0 position moyenne . +1 : prévoyant). On somme les "notes" obtenues par l'individu ; son "score" est la somme des notes réduite aux seuls items qui se sont révélés, *ex post*, former un tout statistiquement cohérent (selon le critère de l'alpha de Cronbach qui élimine les questions les moins contributives). Les scores sont donc des mesures qualitatives et ordinales, "moyennes" supposées représentatives des réponses apportées par l'enquêté à un ensemble de questions diverses.

Cette méthodologie s'est avérée pertinente et opératoire pour mesurer les préférences individuelles et expliquer les comportements patrimoniaux (Arrondel & Masson, 2007). En particulier les résultats montrent que – toutes choses égales d'ailleurs – les plus aventureux sont plus souvent jeunes, célibataires, diplômés, hommes, enfants de chef d'entreprise ou de

profession libérale, à haut revenu ; quant aux prévoyants, il sont plus souvent d'âge mûr ou élevé, mariés avec enfants, et diplômés. Sur les montants de patrimoine, les scores de préférence ont des effets significatifs et conformes aux prédictions : être plus prudent ( $\gamma$  fort) ou plus prévoyant ( $\delta$  faible) augmente le montant de la richesse ; l'altruisme familial va aussi de pair avec une fortune plus élevée. Le patrimoine des ménages apparaît donc bien sous sa dimension plurielle : réserve de précaution, épargne pour les vieux jours et transmission pour les siens.<sup>9</sup>

Nous avons appliqué cette méthodologie (avec moins de questions disponibles) de mesure des scores, de préférence à l'enquête Delta-Tns-Sofres 2002 (Cf. annexe). L'ensemble des questions entrant dans le score, a été déterminé à partir de l'échantillon des panelistes âgés de 35 à 55 ans pour lesquels nous disposons d'un échantillon représentatif. Comme il s'agit, dans ce travail, de comparer les préférences des différentes générations, les scores des ascendants et des descendants ont, en conséquence, été construits à partir des mêmes questions retenues pour les panelistes, sans préjuger de leur cohérence intrinsèque (Arrondel & Masson, 2007). Les distributions des différents scores obtenus pour chaque génération sont représentés sur les graphiques 1a à 1c.

### III. La transmission des goûts : "tu seras un épargnant, mon fils"

Les économistes ne se sont interrogés que récemment sur la formation des goûts et la dynamique des préférences. Ouvrir cette boîte noire est pourtant intéressant à plus d'un titre : pour mieux appréhender la question de la genèse des goûts individuels (les préférences sont la plupart du temps introduites de manière *ad hoc* dans les modèles) ; pour mieux comprendre, par ailleurs, les mécanismes de la mobilité sociale et de la transmission intergénérationnelle des inégalités.

La transmission culturelle semble pourtant jouer un rôle important dans la formation des préférences comme l'aversion au risque, la préférence temporelle ou l'altruisme. Bisin et Verdier (2005) notent que dans la littérature économique, cette transmission culturelle est modélisée comme la résultante d'une *transmission directe* par l'intermédiaire de la famille ("socialisation verticale" par l'inné et l'acquis) et d'une *socialisation plus indirecte* via les relations sociales et l'éducation ("socialisation horizontale et oblique"). C'est à la première dimension que nous voudrions nous intéresser ici.

Déjà, lorsque l'on interroge directement les ménages sur l'éducation financière qu'ils ont reçue de leurs parents ou de celle qu'ils inculquent à leurs enfants, ils sont une très grosse

---

<sup>9</sup> Par ailleurs, une décomposition des inégalités de patrimoine à l'aide de l'indicateur de Theil montre que les paramètres de goûts ont conjointement un pouvoir explicatif de l'ordre de 10 à 15 %, supérieur à des variables comme l'origine sociale, le diplôme, le type de ménage, la taille d'agglomération, la présence de contraintes de liquidité ; seuls les facteurs explicatifs de référence (âge, revenu, CSP, héritage) font mieux.

majorité à avouer des attitudes prosélytes quant aux attitudes vis-à-vis de l'épargne. Ainsi, plus des trois-quarts des ménages panelistes interrogés affirment que leurs parents "ont cherché à leur apprendre à limiter leurs dépenses et à épargner". Symétriquement, ils sont plus de neuf sur dix (93%) à dire qu'eux-mêmes sont plutôt du genre à "donner le goût de l'épargne à leurs enfants".

Cette transmission culturelle n'a cependant pas fait l'objet d'une littérature abondante. Jellal & Wolff (2002) proposent une analyse quantitative de la transmission des traits culturels relatifs à l'altruisme. Knowles & Postlewaite (2005) trouvent que la propension à planifier dans le futur se transmet entre parents et enfants. Charles & Hurst (2003) s'intéressent à la transmission des préférences en matière d'aversion relative au risque (à partir de la loterie de Barsky *et al.*, 1997, *Cf. infra*) pour laquelle ils obtiennent un lien statistique significatif. Enfin, Dohmen *et al.* (2006) mesurent la transmission intergénérationnelle des attitudes face au risque (à partir d'échelles) et obtiennent là encore une corrélation importante entre parents et enfants.

L'étude de la transmission des préférences entre parents et enfants s'appuiera sur les scores relatifs aux préférence vis-à-vis du risque et du temps qui ont été mesurés pour les trois échantillons : panelistes, ascendants et descendants. Ils sont en effet directement comparables puisqu'ils ont été construits à partir des mêmes questions pour les différentes générations.

### *III.1. La corrélation intergénérationnelle des préférences de l'épargnant*

Les tableaux 2a et 2b indiquent la corrélation intergénérationnelle entre les scores d'attitudes face au risque et au temps. On constate que ces corrélations sont statistiquement significatives pour les trois paramètres : attitude à l'égard du risque, préférence temporelle et altruisme familial.

C'est pour le risque que la corrélation apparaît la plus forte (0,22), celle de la préférence temporelle se situant aux environs de 0,15 et celle de l'altruisme autour de 0,11. On obtient la même hiérarchie en prenant les corrélations de rang (tableau 2b), plus adéquates pour le type de variable étudiée : 0,16 pour le risque, 0,10 pour le temps et 0,08 pour l'altruisme familial.

Nous avons affiné la mesure des corrélations en retenant uniquement les parents et les enfants ayant eux-mêmes des enfants (environ 250 familles trigénérationnelles), ceci afin de limiter certains problèmes d'endogénéité : on peut penser que les parents altruistes ont, par exemple, davantage d'enfants.

Les corrélations sont alors beaucoup plus fortes pour tous les paramètres mais surtout pour l'altruisme : 0,30 pour le risque, 0,19 pour la préférence temporelle et pour l'altruisme. Les corrélations de rang sont également nettement plus élevées (respectivement 0,22, 0,13 et

0,14). Ce résultat montre bien, en particulier pour l'altruisme, que la similarité des contextes familiaux est primordial pour le rapprochement des préférences.

En matière de préférence vis-à-vis du risque, un autre type d'indicateur plus orthodoxe établi dans le seul domaine professionnel, proposé initialement par Barsky *et al.* (1997) sur le panel américain "Health and Retirement Survey" a été posé également dans l'enquête Delta-Tns-Sofres aux différentes cohortes. En invitant les individus à choisir entre des loteries enchaînées qui ont pour enjeu leur revenu permanent, on peut inférer de leurs réponses, sous certaines hypothèses (maximisation de l'espérance d'utilité, préférences temporellement additives et isoélastiques), la valeur de leur aversion relative pour le risque – ou plutôt un intervalle de valeurs pour ce paramètre  $\gamma$ . Le protocole consiste à déterminer séquentiellement si l'enquêté serait prêt à renoncer à son revenu actuel (supposé être le revenu sur le reste de sa vie) pour accepter d'autres contrats, proposés sous forme de loteries : soit une chance sur deux de doubler son revenu, et une chance sur deux de le voir diminuer d'un tiers (contrat A), de moitié (contrat B), et d'un cinquième (contrat C) – C est donc plus avantageux que A qui est plus avantageux que B.<sup>10</sup>

Le tableau 2c présente ainsi les distributions des deux générations en fonction de la réponse fournie à cette question. On constate que les enfants se montrent plus aventureux que leurs aînés, traduisant là un effet d'âge sur les attitudes vis-à-vis du risque souvent mis en évidence par ailleurs (Arrondel *et al.*, 2004).

Nous avons alors étudié la corrélation entre les réponses à cette loterie données respectivement par le père et par le fils (tableau 2c). Pour les ménages US, Charles & Hurst (2003) obtiennent une corrélation positive, mais seulement pour les enfants de parents très risquophiles : ceux-ci ont une probabilité moins forte de se retrouver parmi les plus risquophobes et inversement plus élevée de figurer parmi le groupe des plus tolérants vis-à-vis du risque. Contrairement aux chercheurs américains, nous ne trouvons sur nos données, aucun lien statistique significatif (même corrigé des effets d'âge) entre l'aversion relative pour le risque des deux générations<sup>11</sup>.

---

<sup>10</sup> L'aversion relative pour le risque est inférieure à 1 si l'individu accepte successivement les contrats A et B ; comprise entre 1 et 2 s'il accepte A mais refuse B ; comprise entre 2 et 3,76 s'il refuse A mais accepte C ; et enfin supérieure à 3,76 s'il refuse aussi bien C que A.

<sup>11</sup> Cette mesure de l'aversion relative pour le risque a fait l'objet de plusieurs critiques (Cf. Arrondel & Masson, 2008). La question posée, relative à des choix entre contrats serait trop compliquée et abstraite pour certains enquêtés (environ 10% des enquêtés refusent de répondre). En outre, les réponses vont dépendre du patrimoine de l'individu : toutes choses égales d'ailleurs, un montant plus élevé, qui offre une protection accrue en cas de malchance, incite à prendre davantage de risque sur le revenu professionnel ; mais un portefeuille plus risqué, à montant de patrimoine donné, rend plus attrayant un revenu sûr.

### III.2. Les élasticités intergénérationnelles des préférences de l'épargnant

Afin d'étudier plus précisément la corrélation intergénérationnelle, nous avons procédé à plusieurs séries de régressions avec le score des enfants comme variable expliquée et celui des parents comme explicative. Avec une spécification logarithmique, le coefficient obtenu nous fournit directement, toutes choses égales d'ailleurs, l'élasticité de la valeur du score des enfants par rapport à celle du score de leurs parents (Cf. tableau 3a et 3b).

Dans une première série de régressions, nous avons mis en relation le niveau de scores de chacune des générations en corrigeant simplement par les effets d'âge des parents et de l'enfant<sup>12</sup>. Ces différences peuvent en effet être un facteur important de la transmission des préférences. Dans une seconde série de régressions, nous avons contrôlé également par le revenu permanent et le niveau de diplôme des deux générations.

Pour les attitudes vis-à-vis du risque, on constate que la pente de la droite entre le score de l'enfant et celui de son parent est de 0,25 : ce qui signifie que si un parent risquophobe est au maximum du score observé (+ 15), son descendant se situera cinq points et demi au-dessus d'un autre descendant dont le père risquophile se situe au plus bas de l'échelle des risques observée (- 7). En termes d'élasticité, on obtient un chiffre de l'ordre de 0,19, ce qui signifie que lorsque le parent obtient un score de risque d'une unité supérieure à la moyenne de sa génération, alors son enfant aura un score de 0,19 unité supérieure à celui de la sienne. Au sein des familles tri-générationnelles, l'élasticité est légèrement supérieure, autour de 0,24. Ces chiffres ne sont pas grandement affectés si on introduit d'autres caractéristiques des parents et des enfants (revenus, diplômes) alors même que le pouvoir explicatif des régressions est plus important.

En matière de préférence temporelle, la relation entre le score de l'enfant et celui de son parent est moins importante (la pente est de 0,17) : l'enfant d'un parent très myope (+8) obtient trois points supplémentaires pour son score de préférence pour le présent qu'un enfant d'un parent prévoyant (-9). L'élasticité du score des enfants par rapport à celui des parents s'élève à 0,13. On notera également que la différence d'âge exerce un effet négatif sur le score de préférence temporelle obtenu par l'enfant, traduisant le fait qu'un gros écart d'âge entre les générations affaiblit le transfert de goût entre les générations : par exemple, l'élasticité est de 0,15 si les parents ont 20 ans d'écart avec leur enfant mais seulement de 0,12 s'ils en ont 30. Les élasticités sont supérieures pour les familles tri-générationnelles (0,19). Ces élasticités sont comparables (quoique légèrement inférieures), et toujours significatives, si on introduit les autres caractéristiques des parents et des enfants alors que l'on augmente considérablement le pouvoir expliqué de la régression (on le multiplie par plus de 2).

---

<sup>12</sup> Pour la méthode de prise en compte des effets d'âge et des autres variables, on se reportera à la partie IV (équation 1 et 2).

Pour l'altruisme familial, l'impact des parents, de manière quelque peu surprenante, semble plus ténue que pour les deux autres paramètres, notamment celui de la préférence pour le présent. La pente entre le score de l'enfant et celui de son parent est de 0,10 : un parent très altruiste (+12 sur l'échelle observée) transmettra environ deux points de plus à l'altruisme de son enfant qu'un parent égoïste (respectivement -10). En termes d'élasticité (0,07), un parent obtenant un score d'altruisme d'une unité supérieure à la moyenne de sa génération aura un enfant ayant un score de 0,07 unité supérieure au score moyen de la sienne. Là encore, la différence d'âge entre les générations atténue le lien intergénérationnel entre l'altruisme des parents et celui des enfants : 0,10 pour des parents précoces (20 ans d'écart) et 0,06 pour des parents plus tardifs (30 ans d'écart). Si on restreint l'échantillon aux enfants ayant eux-mêmes des enfants, l'élasticité entre le score des enfants et celui des parents augmente de manière importante et s'élève globalement à 0,13. En contrôlant par les différences d'âge, on obtient un chiffre de 0,16 pour une distance générationnelle de 20 ans et de 0,13 pour une même distance de 30 ans. Preuve là encore qu'un gros écart d'âge entre parents et enfants est plus propice à l'éloignement, sinon au conflit entre générations... L'introduction d'autres caractéristiques des ménages (revenus, diplômes) ne remet pas en cause, là encore, les résultats précédents.

La transmission des préférences entre parents et enfants est donc bien présente. Elle semble plus importante pour les attitudes vis-à-vis du risque (l'élasticité intergénérationnelle se situe entre 0,19 et 0,26) que pour la préférence pour le présent (respectivement entre 0,12 et 0,19) mais surtout que l'altruisme (respectivement entre 0,07 et 0,14). Il peut alors être intéressant de comparer cette transmissibilité des valeurs avec celle d'autres caractéristiques du ménage (Cf. tableau 4).

L'élasticité intergénérationnelle contrôlée par les différences d'âges est de 0,27 pour les revenus du travail et 0,17 pour le revenu permanent du ménage<sup>13</sup>. Le fait d'avoir un parent bachelier augmente la probabilité de l'être soi-même de 17,4 points de probabilité (pour une probabilité moyenne de 57%) et être le fils ou la fille d'un titulaire d'un diplôme de 3<sup>ème</sup> cycle ou d'une grande école accroît les chances de l'être soi-même de 16,6 points de probabilité (respectivement 9%). On notera également que la probabilité de détenir des actifs risqués pour les enfants dépend de leur présence dans le portefeuille des parents : elle augmente de 19,4 points de probabilité si les parents sont actionnaires (la détention moyenne se situe autour de 30%). Cette relation est un peu atténuée, mais reste toujours valide (+14,5 points de probabilité), lorsque l'on contrôle aussi par les différences de revenu permanent et de diplôme des deux générations. Le statut de propriétaire semble aussi se transmettre de parents à enfants : environ +14,4 points de probabilité pour l'enfant (pour une détention moyenne de 44%) lorsque ses parents possèdent leur logement (ceci à âge, revenu permanent et diplôme des deux générations donnés).

---

<sup>13</sup> La méthode de construction du revenu permanent des ménages est explicitée plus loin.

Enfin, entre le patrimoine des parents et celui des enfants, l'élasticité intergénérationnelle se situe à près de 0,22. Ce chiffre, plus faible que ceux avancés habituellement, s'explique par le fait que l'on observe les deux générations à la même date et donc à des positions dans le cycle de vie très différentes et surtout avant héritage<sup>14</sup>. De fait, Arrondel & Grange (2006) note qu'au décès (et donc pour les successions) l'élasticité de la fortune du fils par rapport à celle du père est plus importante, de l'ordre de 0,45. Le phénomène est le même pour les Etats-Unis : Charles & Hurst (2003) estiment que l'élasticité intergénérationnelle entre les patrimoines de deux générations coexistantes est de 0,37 alors que Menchik (1979) la situe autour de 0,70 lorsqu'il compare les successions des enfants à celles de leurs parents.

C'est à la nature de cette relation intergénérationnelle entre les richesses des générations successives que nous allons nous intéresser maintenant. En d'autres termes, nous nous intéressons à la corrélation intergénérationnelle des patrimoines avant héritage afin d'expliquer, comme c'est le cas, pourquoi les parents et les enfants ont des profils de richesse similaires au cours de leur vie.

#### **IV. La corrélation des patrimoines entre les générations**

Charles & Hurst (2003) mesurent une élasticité du patrimoine de l'enfant par rapport à celui de son père de 0,37 (corrigée des effets d'âge). Environ la moitié de cette élasticité peut être expliquée par les revenus permanents des parents et des enfants. La composition du patrimoine des deux générations, sensée représenter leurs goûts pour l'épargne ("savings propensities"), contribue, à elle seule, à hauteur d'un tiers<sup>15</sup>. Si l'on cumule les deux facteurs précédents, environ deux tiers de l'élasticité est explicitée, les autres variables (nombre d'années d'étude, transferts passés et futurs) y contribuant nettement moins.

Les auteurs s'interrogent alors sur le tiers restant et l'attribuent en partie aux préférences des agents. Ils complètent ainsi leur analyse sur un sous-échantillon pour lequel il dispose de l'aversion relative pour le risque des parents et des enfants mesurée à partir de l'expérience de Barsky *et al.* (1997) dont nous avons déjà parlé plus haut. La part de l'élasticité expliquée par ces préférences apparaît cependant très limitée.

---

<sup>14</sup> L'enquête "3 générations" CNAV 1992 est la seule source Française qui fournit un point de comparaison. Cette enquête traite d'un millier de familles de 3 générations coexistantes, avec un "pivot" âgé de 49 et 53 ans, chaque génération (parents, pivots, enfants) ayant été séparément interrogée (Cf. Attias-Donfut, 1995). Nous disposons donc des mêmes informations sur les trois cohortes, notamment leur patrimoine. Sur les paires "parents-pivots" (1 213 observations avec un parent ayant entre 66 et 94 ans), l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines (corrigée des effets d'âge) s'élève seulement à 0,13. Sur les paires "pivots-enfants" (1 322 observations avec des enfants âgés de 19 à 36 ans), plus proches des nôtres, la même élasticité se situe à 0,16.

<sup>15</sup> Il est possible que l'influence de la composition des patrimoines sur l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines soit dûe à des effets de causalité inverse puisque la théorie des choix de portefeuilles fait dépendre la composition de la richesse, du montant global de patrimoine. Pour évaluer l'importance des préférences vis-à-vis de l'épargne, mieux vaut alors disposer d'une mesure directe comme la nôtre.



L'objet de cette section est de procéder à la même analyse que Charles & Hurst (2003) sur le cas Français pour lequel nous disposons de surcroît de mesures originales des préférences de l'épargnant vis-à-vis du risque et du temps. Ces mesures, notamment en matière de risque, se révèlent en effet plus satisfaisantes que la seule expérience de Barsky *et al.* (Arrondel & Masson, 2008).

#### IV.1. L'élasticité intergénérationnelle des patrimoines

Pour mesurer l'élasticité du patrimoine du ménage de l'enfant par rapport à celui de ses parents (corrigée des effets d'âge), nous avons estimé la régression suivante<sup>16</sup> :

$$W_f = \alpha + \beta_1 W_p + \alpha_{1f} \hat{age}_f + \alpha_{2f} \hat{age}_f^2 + \alpha_{1p} \hat{age}_p + \alpha_{2p} \hat{age}_p^2 + \varepsilon_f \quad (1)$$

où  $W_f$  et  $W_p$  représentent respectivement le logarithme du patrimoine du ménage de l'enfant  $f$  et celui du parent  $p$  ;  $\hat{age}_f$ ,  $\hat{age}_f^2$ ,  $\hat{age}_p$  et  $\hat{age}_p^2$  désigne leur âge et leur âge au carré à la date de l'enquête ;  $\varepsilon_f$  correspond au terme d'erreur.

L'estimation de l'équation (1) par la méthode des moindres carrés ordinaires mesure une élasticité du patrimoine de l'enfant par rapport à celui de ses parents de 0,22 avec un  $t$  de student supérieur à 4,5. En d'autres termes, des parents dont la fortune est de 1% supérieure à la moyenne de leur génération, ont des enfants possédant une fortune supérieure de 0,22% supérieure à moyenne de la leur. Le pouvoir explicatif de cette régression est de 23%, la corrélation entre la richesse de l'enfant et celle de ces parents, corrigée des effets d'âge, s'élevant donc à 0,49. En d'autres termes, le patrimoine des parents explique le quart de la variance du patrimoine des enfants, une fois que l'on a tenu compte des différences d'âge. Trois-quarts de la variance du patrimoine des enfants doit donc trouver son explication ailleurs.

C'est ce que semble aussi montrer la matrice de mobilité intergénérationnelle des patrimoines dans laquelle on tient compte des effets d'âge (tableau 5)<sup>17</sup>. Ainsi, 37% des parents les plus pauvres de leur génération ont aussi des enfants dans la catégorie la moins aisée. Mais on note aussi qu'il n'est pas impossible d'échapper à cette détermination

---

<sup>16</sup> L'équation (1) est déduite de la relation fonctionnelle que l'on suppose entre le niveau de richesse,  $W$ , et la position dans le cycle de vie,  $f(\hat{age})$ . Ainsi, si pour chaque génération, on retient une forme quadratique pour l'âge, du type :  $W = W' + \alpha_1 \hat{age} + \alpha_2 \hat{age}^2 + \varepsilon$ , où  $W'$  désigne le niveau de patrimoine corrigé des effets d'âge, alors on peut montrer facilement que l'étude de la corrélation entre  $W'_f$  et  $W'_p$  se fera à partir de l'équation (1). D'autres formes fonctionnelles ont été testées (polynôme de degré 3 par exemple) sans modifier fondamentalement les résultats présentés dans le tableau 6.

<sup>17</sup> Pour construire cette matrice de mobilité, nous avons estimé une équation de patrimoine en fonction de l'âge et de l'âge au carré pour chacune des générations. Les résidus de ces régressions nous donnent alors les montants de patrimoine corrigé des effets d'âge. Nous avons ensuite classé ces résidus en quartiles. En croisant les deux distributions, on obtient le tableau 5.

économique : 22% des enfants de parents pauvres ont pris l'ascenseur social (ils se situent dans le quartile supérieur de richesse de leur génération). A l'inverse, 31% des "gosses de riches" le sont également. Mais là encore, le fait d'être un "fils à papa" ne garantit pas l'aisance : 16% d'entre eux ont beaucoup régressé économiquement.

#### IV.2. Les composantes de l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines

Pour tenir compte des facteurs contribuant à expliquer l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines, nous avons ré-estimé l'équation (1) en tenant compte, pour les parents et les enfants, d'autres caractéristiques individuelles (résumées dans les vecteurs  $X$ ) :

$$W_f = \alpha + \beta_2 W_p + \alpha_{1f} \hat{age}_f + \alpha_{2f} \hat{age}_f^2 + \alpha_{1p} \hat{age}_p + \alpha_{2p} \hat{age}_p^2 + \delta_f X_f + \delta_p X_p + \varepsilon_f \quad (2)$$

Les variables parentales sont susceptibles d'influencer l'accumulation des enfants par les corrélations intergénérationnelles autres que celle des patrimoines. Il s'agit entre autres des relations mises en évidence dans la section précédente.

La relation entre la valeur de l'élasticité obtenue dans le modèle simple (1) et le modèle plus complet (2) s'exprime alors :

$$\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 + \hat{\delta}_f \hat{\rho}_{W_p X_p} + \hat{\delta}_p \hat{\rho}_{W_p X_f} \quad (3)$$

où les coefficients  $\hat{\rho}_{W_p X_p}$  et  $\hat{\rho}_{W_p X_f}$  traduisent les relations (obtenues par les moindres carrés ordinaires) entre la richesse parentale et les autres variables explicatives relatives aux parents et aux enfants. La relation (3) suppose que les autres corrélations entre les variables explicatives sont nulles.

Si, par exemple, le revenu des parents est positivement corrélé avec le patrimoine des parents et celui de ses enfants, alors la valeur de l'élasticité intergénérationnelle diminuera si l'on introduit cette variable dans la régression<sup>18</sup>. En d'autres termes, si l'introduction des caractéristiques des parents tend à diminuer le coefficient  $\beta_2$ , nous pourrions dire que ces autres effets expliquent une part de l'élasticité intergénérationnelle  $\beta_1$  des patrimoines estimée dans la régression (1).

Naturellement, on introduira également certaines caractéristiques des enfants eux-mêmes susceptibles d'influencer leur taux d'accumulation. Un diplôme plus élevé peut expliquer, par exemple, des informations et des opportunités financières différentes et donc des comportements d'épargne hétérogènes. Si ces variables sont corrélées positivement

---

<sup>18</sup> Il se peut que l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines soit plus élevée dans la régression (2) que dans la régression (1). Tout dépend en fait du signe des effets directs et indirects des variables sur la richesse des enfants (relation (3)) : si par exemple le revenu des parents influence positivement leur patrimoine mais négativement celui de leur enfant alors  $\beta_2$  sera supérieur à  $\beta_1$ .

(négativement) avec la richesse des parents, alors la valeur de l'élasticité diminuera (augmentera) et nous pourrions alors mesurer, là encore, la part de l'élasticité intergénérationnelle expliquée par ces caractéristiques.

Finalement, les variables retenues dans la régression (2) seront le revenu permanent, le niveau de diplôme et les préférences vis-à-vis du risque et du temps de chacune des générations, ainsi que les donations *inter vivos* déjà versées par les parents. Ces quatre caractéristiques sont en effet fondamentales pour expliquer les comportements d'épargne dans la théorie standard de l'épargnant (*Cf. supra*). Comment peut-on alors expliquer la corrélation intergénérationnelle des patrimoines à partir de ces quatre variables ?

Le patrimoine peut tout simplement être transmis directement aux enfants. C'est la raison de la présence des donations parentales dans la régression (2). Comme nous ne disposions pas des montants donnés, nous avons simplement introduit une variable d'existence de tels transferts entre générations.

La présence du revenu permanent des parents et des enfants traduit différents mécanismes. Il s'agit tout d'abord d'un effet direct du capital humain de l'enfant sur son taux d'épargne. Ensuite, si le marché des capitaux est imparfait, des parents ayant un revenu permanent élevé peuvent se porter caution pour les emprunts de leurs enfants contraints. Enfin, la corrélation intergénérationnelle des revenus peut aussi traduire la transmission de certaines valeurs vis-à-vis du travail.

Parents et enfants peuvent aussi avoir profils patrimoniaux similaires en raison de leurs préférences communes vis-à-vis du patrimoine justifiant les trois motifs de la théorie standard de l'épargnant : *prévoyance* pour les vieux jours, *précaution* contre les aléas futurs, *transmission* aux enfants. Dans la section précédente, nous avons bien mis en évidence le fait que ces préférences étaient en partie héritée des parents<sup>19</sup>.

Le revenu du travail permanent du ménage de chaque génération a été mesuré à partir d'une régression du revenu du travail courant introduisant un certain nombre de caractéristiques socio-économiques : âge, niveau de diplôme et catégorie sociale du chef de ménage, taille de l'agglomération de résidence, statut familial, anticipations du revenu futur du ménage, niveau de risque des revenus<sup>20</sup>. Le diplôme a été introduit en six modalités : primaire, secondaire, baccalauréat, inférieur à un 3<sup>ème</sup> cycle, 3<sup>ème</sup> cycle ou grandes-écoles.

Le tableau 6 présente les différents facteurs contribuant à l'explication de la corrélation intergénérationnelle des patrimoines. La première colonne indique la valeur de l'élasticité de

---

<sup>19</sup> Précisons que les préférences du ménage sont assimilés à celles du répondant. On montre cependant (Arrondel & Masson, 2008) que la corrélation des goûts pour l'épargne au sein des couples est relativement forte (autour de 0,40).

<sup>20</sup> Comme les revenus du travail étaient recensés en tranches dans l'enquête, l'estimation du revenu permanent utilisait un modèle probit ordonné à partir duquel on a calculé les valeurs prédites.

la richesse de l'enfant en fonction de celle des parents, estimée à partir de la régression (2) en tenant compte des autres caractéristiques des parents et des enfants. La seconde colonne reporte la part de l'élasticité expliquée par les facteurs introduits. La troisième colonne recense les parts additionnelles expliquées par les variables lorsqu'on tient compte des différences d'âge et de revenu permanent entre les générations. Enfin, la variance expliquée par les différentes spécifications est reportée dans la quatrième colonne.

Comme nous l'avons déjà indiqué plus haut, l'estimation de la régression (1) conduit à une valeur de l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines entre parents et enfants, avant héritage et lorsque l'on contrôle les effets d'âge, de l'ordre de 0,217. Lorsque l'on tient compte des revenus permanents des ménages des parents et des enfants, la mesure de cette élasticité, estimée à partir de la régression (2), baisse de plus de 42%, soit une valeur de 0,125. La corrélation intergénérationnelle des patrimoines va donc au-delà de celle des ressources de cycle de vie.

Si l'on tient compte du niveau de diplôme respectif des parents et des enfants, l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines est de 0,171 soit une diminution de 21,2% par rapport à l'élasticité initiale, qui peut s'expliquer par la corrélation entre la richesse parentale et l'éducation des parents et des enfants. Les donations déjà versées contribuent à hauteur de 13,4% à l'explication de l'élasticité. Enfin, en contrôlant par les préférences individuelles des parents et des enfants, on mesure une élasticité de 0,174, ce qui signifie que les goûts pour l'épargne des deux générations contribuent à hauteur de près de 20% dans l'explication de la corrélation entre le patrimoine des parents et celui des enfants.

Pour apprécier la véritable contribution de ces facteurs à l'explication de l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines, il n'est cependant pas inutile de séparer leurs effets directs de leurs effets indirects *via* leur corrélation avec le revenu permanent. La deuxième colonne du tableau 6 nous indique les contributions jointes du diplôme, des donations et des préférences lorsque l'on tient déjà compte des effets d'âge et de revenu permanent. La troisième colonne nous présente alors les contributions propres à chacune de ces deux caractéristiques. Ainsi, le niveau de diplôme n'a plus qu'une contribution marginale de l'ordre de 5,4%, démontrant que la contribution simple de cette variable traduit en fait fortement l'influence du revenu permanent. Par contre, les donations et les goûts expliquent encore chacun une part supérieure à 13% de l'élasticité.

Lorsqu'on introduit tous les facteurs explicatifs simultanément, l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines n'est plus que de 6%, ce qui tend à montrer que près des trois-quarts de celle-ci peut s'expliquer par des effets de revenus permanents, de donations, de diplômes et de préférences vis-à-vis de l'épargne. Le quart restant doit donc s'expliquer par d'autres mécanismes même si on notera que la valeur de cette élasticité n'est alors plus significativement différente de zéro.

## V. Conclusion

En France, l'influence des comportements patrimoniaux des parents sur celui de leurs enfants a souvent été mise en évidence, et ceci à autres caractéristiques individuelles données. Ce "poids d'Anchise" se traduit aussi bien au niveau de la prise de risque dans les portefeuilles et de la demande d'assurance-vie, que du montant de patrimoine légué sous ses différentes formes (aides, donations, héritages). Comment expliquer alors cette persistance intergénérationnelle des choix ? S'agit-il d'un transfert d'information ou d'éducation financière ? Ou alors, les parents et les enfants ont-ils les mêmes valeurs vis-à-vis de l'épargne ?

Faute de données disponibles, les études empiriques sur ces thèmes ne sont pas légion. Il faut en effet disposer des mêmes informations patrimoniales sur les parents et leurs enfants. Les analyses sont encore plus rares quand il s'agit d'analyser la similarité générationnelle des profils psychologiques des épargnants. Disposer à la fois des informations sur la richesse des ménages et sur leurs préférences est encore plus exceptionnel. Dans cet article, nous utilisons une enquête originale française et unique initiée par le Delta et TNS-Sofres en 2002 dans laquelle nous disposons de toutes ces informations pour un échantillon de paires "enfant-parents".

En rapprochant les préférences vis-à-vis de l'épargne des parents et des enfants concernant leurs attitudes face au risque et à l'avenir, nous avons obtenu des corrélations intergénérationnelles significatives, mais qui sont néanmoins loin de justifier une similarité parfaite (élasticité égale à l'unité) : les élasticités des préférences des enfants par rapport à celles de leurs parents se situent entre 0,15 pour la préférence pour le présent et l'altruisme, et 0,25 pour l'aversion pour le risque.

Par ailleurs, l'élasticité de la richesse des enfants par rapport à celle de leurs parents se situe autour de 0,22. Cette mesure est corrigée des effets d'âge et concerne les patrimoines de deux générations coexistantes, c'est-à-dire avant que le gros des transferts intergénérationnels ait eu lieu. C'est ce qui explique la relative faiblesse de cette mesure d'immobilité intergénérationnelle, comparativement à celle obtenue à partir des héritages (autour de 0,45).

Plus de 40% de cette élasticité peut être expliqué par les niveaux de revenu permanent des deux générations. Les niveaux d'éducatons et les préférences y contribuent chacun pour un cinquième, les transferts intergénérationnels déjà effectués pour 13%. La contribution des goûts de l'épargnant est encore de 13% lorsque l'on tient compte des revenus permanents.

La similarité des profils patrimoniaux entre les générations peut donc s'expliquer pour une partie non négligeable par la similarité de leurs profils psychologiques vis-à-vis de l'épargne, même si elle n'en est pas la seule cause.

## Références

- Ameriks J., Caplin A. et Leahy J. (2003), "Wealth Accumulation and the Propensity to Plan", *Quarterly Economic Journal*, 118 (3), 1007-1047.
- Arrondel L. et Grange C. (2006), "Transmission and inequality of wealth: an empirical study of wealth mobility from 1800 to 1938 in France", *Journal of Economic Inequality*, 2006, 4, 209-232.
- Arrondel L. et Masson A. (2003a), "Stockholding in France", in *Stockholding in Europe*, édité par L. Guiso, M. Haliassos et T. Jappelli, Palgrave Macmillan Publishers, 75-109.
- Arrondel L. et Masson A. (2003b), "Stratégie patrimoniale et assurance vie des ménages français", in *Épargne, assurance vie et retraite*, L. Arrondel éd., Economica, 44-79.
- Arrondel L. et Masson A. (2006), "Altruism, Exchange or Indirect Reciprocity: What Do the Data on Family Transfers Show?", in *Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, L. Gérard-Varet, J. Mercier-Ythier J. et S. C. Kolm (éds), North-Holland, Amsterdam, Chapitre 14, 971-1053.
- Arrondel L. et Masson A. (2007), *Inégalités patrimoniales et choix individuels. Des goûts et des richesses...*, Economica, Paris.
- Arrondel L. et Masson A. (2008), How to Measure Risk and Time Preferences of Savers ?, *mimeo*.
- Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2004), "Préférences de l'épargnant et accumulation patrimoniale", (dossier de 5 articles), *Économie et Statistique*, n° 374-375.
- Attias-Donfut C. (1995) ed., *Les Solidarités entre Générations : Vieillesse, Familles, Etat*, Nathan, Paris.
- Barsky R.B., Kimball M.S., Juster F.T. et Shapiro, M.D. (1997), "Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Survey", *Quarterly Journal of Economics*, 112 (2), 537-580.
- Becker G.S. (1988), "Family Economics and Macro Behavior", *American Economic Review*, 78 (1), 1-13.
- Becker G.S. (1991), *A Treatise on the Family*, 2<sup>e</sup> édition élargie, Harvard University Press, Cambridge.
- Becker G.S. et Tomes, N. (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, 4, part 2, S1-S39.
- Behrman J. et Taubman (1985), "Intergenerational Earnings Mobility in the United States : Some Estimates and a Test of Becker's Intergenerational Endowments Model." *Review of Economics and Statistics*, 67, 144-151.
- Bertaux, D. (1977), *Destins personnels et structure de classe*, P.U.F., Paris.
- Bisin A. et Verdier T. (2005), "Cultural Transmission", *New Palgrave Dictionary of Economics*, Second Edition, Eatwell, J., Milgate, M. and Newman, (éds), New York, Norton.
- Blau, P. et Duncan O. D. (1967), *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Blinder A.S. (1988), "Comments on Modigliani (chap 1) and Kotlikoff and Summers (chap 2)", in: D. Kessler et A. Masson (Eds.): *Modelling the Accumulation and Distribution of Wealth*, Oxford (Oxford University Press), 68-76.
- Bowles S. et Gintis, H. (2002), "The Inheritance of Inequality," *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 3-30.

- Castañeda, A., Díaz-Giménez J. et Ríos-Rull J.-V. (2003), "Accounting for the U.S. Earnings and Wealth Inequality." *Journal of Political Economy*, 111, 818–57.
- Charles K. et Hurst E. (2002) "The Correlation of Wealth across Generations", *Journal of Political Economy*, 111, 1155–1182
- Chiteji, N. et Stafford F. (2000). "Asset Ownership Across Generations." *Jerome Levy Institute Working Paper Series*, Paper 314.
- Dohmen T., Falk A., Huffman D. et Sunde U. (2006), "The Intergenerational Transmission of Risk and Trust Attitudes", IZA DP No. 2380.
- Galton, F. (1889), *Natural Inheritance*, London, MacMillan.
- Gouriéroux, C., Monfort, A., Renault, E. et Trognon, A.(1987), "Simulated Residuals", *Journal of Econometrics*, 34, 201-252.
- Harbury C.D. et Hitchens D.M.W.N. (1979), *Inheritance and Wealth Inequality in Britain*, London, Allen and Unwin.
- Hurst E. et Lusardi A. (2004), "Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship", *Journal of Political Economy*, 112 (2), 319-347.
- Jellal M. et Wolff F.C. (2002), "Cultural Evolutionary Altruism: Theory and Evidence", *European Journal of Political Economy*, 2002, 18 (2), 241-262.
- Kessler D. et Masson A. (1989), "Bequest and Wealth Accumulation: Are Some Pieces of the Puzzle Missing ?", *Journal of Economic Perspectives*, 3, 141-152.
- Knowles, J. et. A. Postlewaite (2005), "Do Children Learn to Save From Their. Parents?," Mimeo, University of Pennsylvania.
- Krusell et Smith A.A., (1998), "Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy," *Journal of Political Economy*, 106(5), 867-896.
- Kimball M.S (1990), "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica*, 58, 53-73.
- Lepage, H. (1985), *Pourquoi La Propriété*, Hachette-Pluriel, Paris.
- Lollivier S. et Verger D. (1989), "D'une variable discrète à une variable continue : une application de la méthode des résidus simulés", in *Mélanges Economiques. Essais en l'honneur de Edmond Malinvaud*, Economica, Paris, 811-829.
- Menchik (1979). Intergenerational Transmission of Inequality: An Empirical Study of Wealth Mobility, *Economica* , 46, 749-62.
- Modigliani F. (1986), "Life Cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations", *American Economic Review*, 76 (3), 297-313.
- Mulligan C. (1997), *Parental Priorities and Economic Inequality*, University of Chicago Press, Chicago.
- Piketty T. (2000), "Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility", in *Handbook of Income Distribution* (chapter 8), edited by A.B. Atkinson and F. Bourguignon, North-Holland, 429-476.
- Schumpeter, J. (1972), *Impérialisme et classes sociales*, Editions de Minuit, Paris.
- Venti S.F. et Wise D.A. (2001), "Choice, Chance and Wealth Dispersion at Retirement", in S. Ogura, T. Tachibanaki, et D. Wise (eds), *Aging Issues in the United States and Japan*, University of Chicago Press.

## **Annexe : La mesure des préférences vis-à-vis du risque et du temps**

Nous présentons ici brièvement la méthode construction des scores dans l'enquête Delta-Tns-Sofres 2002. La liste des questions retenues pour construire ces scores a été obtenu pour l'échantillon des panelistes. Nous avons ensuite calculé la même mesure pour les deux autres échantillons.

### *A1. Les attitudes vis-à-vis du risque*

Pour *l'attitude vis-à-vis du risque*, nous disposions, dans l'enquête Delta-Tns-Sofres de 32 questions initiales pour construire le score dont 27 se sont avérées pertinentes *chez les panelistes* selon le critère de l'alpha de Cronbach (Arrondel & Masson, 2007).

Lorsque l'on construit les scores sur l'échantillon des panelistes (Arrondel & Masson, 2007, annexe F), la question la plus corrélée avec le score concerne le fait de prendre ses précautions lorsque le temps risque d'être mauvais (55,9 % en prennent, Cf. tableau A2). Viennent ensuite certaines pratiques de jeux (les bandits manchots et le casino). Prendre ses billets à l'avance pour prendre le train ou l'avion est aussi un item bien corrélé avec le score (19,3 % prennent leurs billets bien à l'avance, 8 % au dernier moment). Les autres questions les plus contributives concernent le désir d'inciter ses enfants jeunes à prendre des risques ou inversement à la prudence (2,6 % incitent à prendre des risques...), le fait de garer ou non sa voiture en infraction (61,7 % ne le font jamais, 10,6 % le font parfois).

L'indice de cohérence du score mesuré par l'alpha de Cronbach s'élève à 0,51. Le score présente donc une cohérence acceptable même si pour certains psychométriciens, elle apparaîtra un peu faible. Arrondel & Masson (2008) montrent cependant que l'alpha de Cronbach n'est qu'un des critères de validité des mesures de préférence et que la méthode de scoring doit répondre à d'autres tests (analyse en composantes principales, déterminants des scores, pouvoir explicatif des mesures...). Ils notent par ailleurs que la faiblesse des alphas de Cronbach est liée en partie au caractère multidimensionnel (choix de la vie courante vs. choix fondamentaux de long terme...) de leur mesure, multidimensionalité qui est cependant essentielle pour expliquer les comportements patrimoniaux.

Théoriquement, le score maximal que peut obtenir un individu risquophobe est de + 23 et le score minimal d'un individu risquophile est de - 29. Dans notre échantillon, les valeurs observées du score s'étagent entre - 13 et + 14 pour les panelistes, entre - 5 et + 17 pour les ascendants et entre - 10 et + 13 pour les descendants. Les histogrammes des scores pour les trois générations sont présentés sur le graphique 1a. On constate sans surprise que la jeune génération est plus risquophile que la génération la plus âgée, elle-même plus risquophobe que la génération panel. Les moyennes des distributions sont en effet de 3,2 pour les descendants (la médiane est de 3), 4,0 pour les panelistes (respectivement 4) et 6,2 pour les ascendants (resp. 6).



## A2. Les attitudes vis-à-vis du temps

Pour la *préférence pour le présent*, 16 questions ont été finalement retenues (sur 18 initiales, Cf. tableau A3). Pour les panelistes, les questions les plus corrélées correspondent à des préoccupations de long terme et familiales (Arrondel & Masson, 2007, annexe F) : la sensibilité aux problèmes d'environnement (79,2 % en sont soucieux), la volonté de donner le goût de l'épargne à ses enfants que l'on observe chez 91 % des individus, le fait d'avoir reçu une éducation dans ce sens (75,4 % ont eu des parents qui ont cherché à leur inculquer le goût de l'épargne). Viennent ensuite le fait de prendre ses billets ou de préparer son voyage à l'avance (19,3 % réservent bien à l'avance et 20,1 % arrivent en avance), le dilemme d'Achille (9,6 % préfèrent se priver pour vivre plus longtemps, 9,5 % veulent profiter des plaisirs de l'existence, les autres sont plus partagés) ; l'hygiène de vie par la pratique du sport (25,9 % en font régulièrement, 54,4 % n'en font jamais). L'indice de cohérence du score mesuré par l'alpha de Cronbach s'élève à 0,40 (Cf. *supra*).

Le score maximal que peut obtenir l'individu le plus insouciant est de + 15 et la valeur minimale que peut obtenir un individu qui planifie à long terme est de - 11. L'histogramme des scores de préférence temporelle est présenté sur le graphique 1b. Il varie en pratique de - 10 à + 13 pour les panelistes, de - 9 et + 6 pour les ascendants et de - 7 à + 7 pour les descendants. L'examen des distributions des trois scores ne révèle pas d'effet de génération ou d'âge véritablement probant : en particulier les valeurs moyennes ne sont pas significativement différentes (- 1,12 pour les descendants, - 1,53 pour les panelistes et - 1,27 pour les ascendants).

Pour l'*altruisme*, le score maximal (calculé à partir de 7 questions sur 8 possibles)<sup>21</sup> que peut obtenir l'individu le plus altruiste est de + 12 et la valeur minimale que peut obtenir un individu égoïste est de - 12 (Cf. tableau A4). L'histogramme des scores d'altruisme est présenté sur le graphique 1c. Il varie en pratique de - 12 à + 11 pour les panelistes, de - 9 et + 12 pour les ascendants et de - 10 à + 9 pour les descendants. Les histogrammes montrent que ce sont les ascendants qui sont les plus altruistes : ainsi près de 30 % ont un score supérieur à 3 contre 20 % chez les plus jeunes. Cette tendance s'observe aussi au niveau des moyennes : - 0,11 pour les descendants et les panelistes mais 0,99 pour les ascendants.

---

<sup>21</sup> Compte tenu du faible nombre de questions disponibles pour construire le score, la mesure d'altruisme adopte parfois un codage en cinq positions (de +2 à -2). Quelques questions qui entrent dans ce score (Arrondel & Masson, 2007) : "il est normal que les parents se privent pour leurs enfants", "il est anormal que les parents dilapident l'héritage familial", "il faut laisser à ses enfants autant que l'on a reçu"...

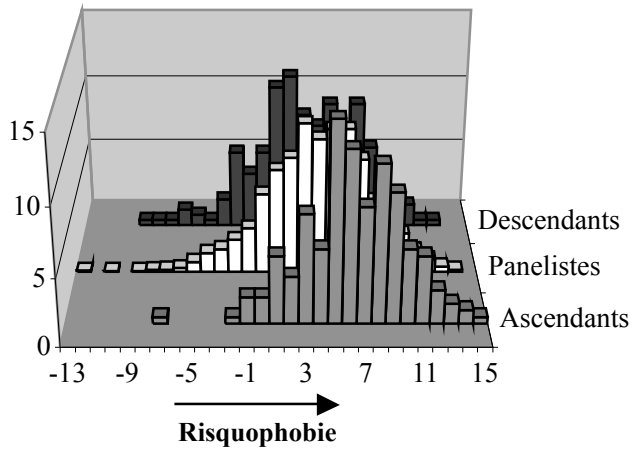
Tableau 1

**L'échantillon parents-enfant**

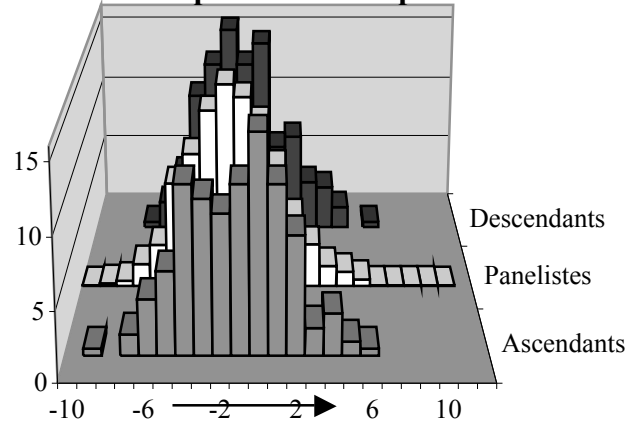
<b>Variables</b>	<b>Enfants</b>	<b>Parents</b>
<i>Age</i>	33,8	58,9
<i>Revenus du travail (moyenne)</i> <i>(écart-type)</i>	25 974 (14 294)	27 652 (14 972)
<i>Baccalauréat ou supérieur (%)</i>	56,8	28,6
<i>Etudes supérieures (%)</i>	9,3	5,9
<i>Patrimoine (moyenne)</i> <i>(écart-type)</i>	81 417 (159 291)	192 222 (588 118)
<i>Patrimoine financier (moyenne)</i> <i>(écart-type)</i>	14 565 (42 290)	43 284 (111 976)
<i>Propriétaires ou accédants (%)</i>	43,9	68,6
<i>Détention d'actifs risqués (actions ou Sicav-Fcp) (en %)</i>	30,5	27,7
<i>Nombre d'observations</i>	440	

Source: Enquête TNS-Sofres-Delta 2002

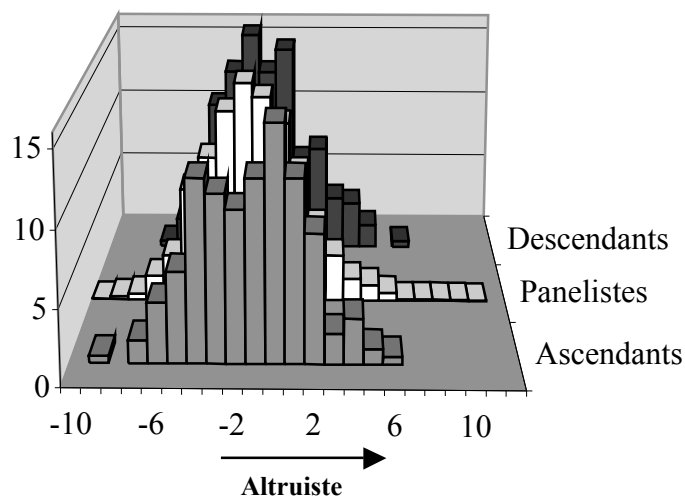
Graphique 1a  
Scores de risque



Graphique 1b  
Score de préférence temporelle



Graphique 1c  
Scores d'altruisme



Source: enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau 2a

**Corrélations entre les scores des parents et des enfants**

	"Risquophobie"	Préférence temporelle	Altruisme familial
Couples parents-enfants	<b>0,22</b>	<b>0,15</b>	<b>0,11</b>
Familles tri-générationnelles	<b>0,30</b>	<b>0,19</b>	<b>0,19</b>

Les corrélations significatives à 5% sont indiquées en gras.

Source: Enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau 2b

**Corrélations de rang entre les scores des parents et des enfants**

	"Risquophobie"	Préférence temporelle	Altruisme familial
Couples parents-enfants	<b>0,16</b>	<b>0,10</b>	<b>0,08</b>
Familles tri-générationnelles	<b>0,22</b>	<b>0,13</b>	<b>0,14</b>

Les corrélations significatives à 5% sont indiquées en gras.

Source: Enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau 2c

**Aversion relative au risque des parents et des enfants**

<i>Aversion relative pour le risque des parents (%)</i>						
<i>Aversion relative pour le risque des enfants (%)</i>	Très faible	Faible	Moyenne	Forte	<i>Total</i>	<i>Total (%)</i>
Très faible	16,7	9,5	5,2	7,8	<b>28</b>	8,2
Faible	27,8	26,2	23,7	25,3	<b>86</b>	25,2
Moyenne	22,2	40,5	32,0	30,1	<b>106</b>	31,1
Forte	33,3	23,8	39,2	36,7	<b>121</b>	35,5
<i>Total</i>	<b>36</b>	<b>42</b>	<b>97</b>	<b>166</b>	<b>341</b>	100,0
<i>Total (%)</i>	10,6	12,3	28,4	48,7	100,0	

Note : Le test d'indépendance du  $\chi^2$  est égal à 8,83 pour un seuil de significativité de 0,45 (9 degrés de liberté).

Source: Enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau 3a

**Elasticités des scores de préférence des enfants par rapport à celui des parents (corrigé des effets d'âge)**

	"Risquophobie"	Préférence temporelle	Altruisme familial
Couples parents-enfants			
Ecart-type	<b>0,193</b> (0,048)	<b>0,132</b> (0,053)	<i>0,073</i> (0,043)
R <sup>2</sup> (%)	4,8	4,5	2,9
Familles tri-générationnelles			
Ecart-type	<b>0,238</b> (0,062)	<b>0,185</b> (0,074)	<b>0,128</b> (0,061)
R <sup>2</sup> (%)	9,0	8,8	3,6

Les élasticités significatives à 5% sont indiquées en gras, celles significatives à 10% en italique. Ces chiffres tiennent compte des effets d'âge.

Tableau 3b

**Elasticités des scores de préférence des enfants par rapport à celui des parents (corrigé des effets d'âge, de revenus et de diplôme)**

Couples parents-enfants			
Ecart-type	<b>0,196</b> (0,049)	<b>0,120</b> (0,055)	0,066 (0,046)
R <sup>2</sup> (%)	6,0	9,0	5,8
Familles tri-générationnelles			
Ecart-type	<b>0,255</b> (0,063)	<b>0,148</b> (0,076)	<b>0,127</b> (0,063)
R <sup>2</sup> (%)	13,6	18,7	9,3

Les élasticités significatives à 5% sont indiquées en gras, celles significatives à 10% en italique. Ces chiffres tiennent compte des effets d'âge, de revenu permanent et de diplôme.

Source: Enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau 4

**Similarités intergénérationnelles des revenus, des diplômes, de patrimoines et des portefeuilles des ménages**

<i>Variables dépendantes relatives aux enfants</i>	<i>Coefficient estimé de la variable correspondante pour les parents (écart-type)</i>
Patrimoine (en log. contrôlé par l'âge)	0,217 (0,046)
Revenu du travail (en log. contrôlé par l'âge)	0,270 (0,049)
Revenu permanent (en log. contrôlé par l'âge)	0,170 (0,047)
Diplôme supérieur au Bac (variable dichotomique contrôlé par l'âge)	0,174 (0,053)
Diplôme de 3ème cycle ou Grandes-Ecoles (variable dichotomique contrôlé par l'âge)	0,166 (0,061)
Détention d'actifs risqués (variable dichotomique contrôlé par l'âge)	0,194 (0,047)
Détention d'actifs risqués (variable dichotomique contrôlé par l'âge, le revenu permanent et le diplôme)	0,145 (0,050)
Détention du logement principal (variable dichotomique contrôlé par l'âge)	0,144 (0,045)
Détention du logement principal (variable dichotomique contrôlé par l'âge, le revenu permanent et le diplôme)	0,137 (0,046)

*Note* : Le tableau reporte les résultats des régressions avec comme variable dépendante la caractéristique du ménage de l'enfant et comme variable explicative la même caractéristique du ménage des parents. Toutes les régressions tiennent compte des effets d'âge et d'âge au carré des parents et des enfants. Pour le patrimoine et les revenus, les régressions ont été estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires. Pour toutes les autres variables (dichotomiques), un modèle linéaire de probabilité a été utilisé.

Source: Enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau 5

**Matrice de mobilité intergénérationnelle des patrimoines (corrigé des effets d'âges)**

<i>Quartiles de la richesse des enfants corrigée des effets d'âge</i>	<i>Quartiles de la richesse des parents corrigée des effets d'âge</i>			
	<b>1er quartile</b>	<b>2ème quartile</b>	<b>3ème quartile</b>	<b>4ème quartile</b>
<b>1er quartile</b>	37	28	18	16
<b>2ème quartile</b>	23	28	26	23
<b>3ème quartile</b>	17	24	29	30
<b>4ème quartile</b>	22	20	27	31
<i>Total</i>	100	100	100	100

*Note* : Les effectifs sont corrigés des effets d'âge à partir des régressions de patrimoine (en log.) de chaque génération en fonction de l'âge et de l'âge au carré. Les résidus obtenus correspondant alors au niveau de richesse corrigé des effets de cycle de vie sont ensuite classés en quartiles et croisés avec ceux de l'autre génération.

*Source*: Enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau 6  
**Décomposition de l'élasticité intergénérationnelle du patrimoine**

	Elasticité estimée (écart-type)	Part de l'élasticité expliquée (%)	Part additionnelle de l'élasticité expliquée (%)	R <sup>2</sup> ajusté
<i>Elasticité Patrimoine contrôlé par l'âge</i>	0,217 (0,046)			0,229
<i>Elasticité Patrimoine contrôlé par l'âge et :</i>				
Revenu permanent	0,125 (0,051)	42,4		0,332
Diplôme	0,171 (0,049)	21,2		0,248
Héritages et donations déjà transmis	0,188 (0,047)	13,4		0,260
Préférences (aversion au risque, préférence pour le présent, altruisme)	0,174 (0,048)	19,8		0,266
<i>Elasticité Patrimoine contrôlé par l'âge, le revenu permanent et :</i>				
Diplôme	0,113 (0,052)	47,9	5,4	0,332
Héritages et donations déjà transmis	0,095 (0,051)	56,2	13,8	0,346
Préférences (aversion au risque, préférence pour le présent, altruisme)	0,096 (0,052)	55,8	13,4	0,348
<i>Elasticité Patrimoine contrôlé par l'âge et toutes les autres variables.</i>	0,059 (0,052)	72,8		0,372

Source: Enquête TNS-Sofres-Delta 2002



Tableau A.1

**Structure des échantillons**

	<i>Panelistes</i>	<i>Ascendants</i>	<i>Descendants</i>
<b>Sexe</b>			
Homme	49,7	40,0	38,0
Femme	50,3	60,0	62,0
<b>Age</b>			
Moins de 25 ans			26,3
25-29 ans			44,9
30-34 ans			24,1
35-39 ans	29,2		4,8
40-44 ans	26,6		
45-49 ans	18,6		
50-54 ans	25,4	1,5	
55-59 ans		6,3	
60-64 ans		21,5	
65-69 ans		28,3	
70-74 ans		22,0	
74-79 ans		15,2	
80 ans et plus		5,2	
<b>Statut familial</b>			
Marié	62,3	64,7	35,2
En concubinage	10,0	1,6	30,1
Célibataire	16,0	2,1	32,2
Divorcé	9,8	6,8	2,5
Veuf	1,9	24,7	
<b>Niveau d'études atteint</b>			
N'a jamais fait d'études	0,2		
Etudes primaires	4,7	29,3	
Enseignement secondaire	4,8	11,2	0,8
Technique court (CAP, BEP)	34,0	20,7	16,0
2nde, 1ère, niveau Bac ou brevet professionnel	23,6	21,3	27,9
Technique supérieur (IUT, BTS)	11,8	4,3	18,1
Supérieur 1er cycle	7,0	4,3	9,3
Supérieur 2nd cycle	7,3	4,8	20,3
Supérieur 3ème cycle	6,6	4,3	7,6
<b>Revenu individuel</b>			
Moins de 14 400 € (moins de 96 000 FF)	33,6	39,7	50,9
De 14 400 à 18 299 € (96 000 à 120 000 FF)	24,6	17,3	27,4
De 18 300 à 27 399 € (121 000 à 180 000 FF)	25,8	22,4	15,0
De 27 400 à 36 499 € (181 000 à 240 000 FF)	9,9	13,4	5,6
De 36 500 à 45 699 € (241 000 à 300 000 FF)	3,1	4,5	0,9
45 700 € et plus (plus de 300 000 FF)	3,0	2,8	0,4
<b>Nombre d'observations</b>	2 460	199	241

Source: enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau A.2

## A. Fréquence des réponses et construction du score de risquophobie pour les panelistes

Nature de l'indicateur	Quest.	Rang dans le score	Risquophile (%) (-)	Risquophobe (%) (+)	Neutre (%)
<b>Consommation/loisirs/voyages</b>					
SR73 : Gare son véhicule en état d'infraction (oui = -1; non = +1; autre = 0)	Q73	6	27,7	61,7	10,6
<b>Santé/risque de vie /espérance de vie</b>					
SR57 : Visites préventives chez le médecin/dentiste (oui = +1; non = 0)	Q57-58	14	38,2	60,2	
SR68 : Vaccinations non obligatoires (non = -1 ; oui = +1 ; autre = 0)	Q68	27	15,8	41,0	43,2
SR70 : Met sa ceinture de sécurité, respecte la vitesse autorisée (non = -1; oui = +1 ; autre = 0)	Q70	12	2,1	12,2	85,7
SR71 : Désir de se priver pour vivre plus longtemps ( non = -1; oui = +1; autre = 0)	Q71	7	9,5	9,6	80,9
SR61 : Souci du maintien de la forme (non = -1 ; oui = +1 ; autre = 0)	Q61		8,8	7,9	83,3
SR69e : Rappel vaccination pour les enfants (oui = 0 ; non = -1)	Q69e	24	5,0	95,0	
<b>Travail / revenu / carrière professionnelle</b>					
SR4 : Recherche dans un métier, la nouveauté, la responsabilité (oui = -1 ; autre = 0)	Q4	17	19,4	80,6	
SR3a : A pris des risques dans son comportement professionnel (oui = -1 ; non = 0 )	Q3a	13	37,3	62,7	
SR3b : A par ses loisirs pris des risques pour sa carrière(oui = -1; non = 0)	Q3b	20	9,5	90,5	
SR3c : Changements d'emploi ou professionnels risqués (oui = -1 ; non = 0)	Q3c	10	30,7	69,3	
SR15 : Conseille aux proches de prendre des risques professionnels (oui = -1; non = +1 ; autre = 0)	Q15	11	8,8	7,9	83,3
SR8 : Changement de secteur d'activité en cas de risque économique élevé	Q8	15	50,0	50,0	
<b>Retraite</b>					
SR30 : Préoccupé par le risque de finir sa vie en maison de retraite (oui = +1; non = 0)	Q30	26	66,5	33,5	
SR32 : Epargne contre le risque de finir sa vie en maison de retraite (oui = +1; non = 0)	Q32	23	78,5	21,5	
SR33 : Préférerait des cotisations retraite allégées et une retraite «réduite» (oui, sans épargne supplémentaire = -1; non, trop risqué = +1; autre = 0)	Q33	22	1,4	28,7	69,9
<b>Famille/Transferts intergénérationnels</b>					
SR42a : «Le mariage est une assurance » (non = -1 ; oui = +1 ; autre = 0)	Q42a	16	17,4	13,7	68,9
SR42b : «Choisir un conjoint comporte des risques » (non = -1 ; oui = +1 ; autre = 0)	Q42b		4,9	23,1	72,0
SR42c : «On ne peut s'engager sans essai préalable dans un contrat comme le mariage» (non = -1 ; oui = +1 ; autre = 0)	Q42c		8,5	24,4	67,1
SR42d : «Avoir des enfants est une assurance pour les vieux jours» (non = -1 ; oui = +1 ; autre = 0)	Q42d		80,2	19,8	
SR42e : «Décider d'avoir des enfants, c'est prendre un risque» (non = -1 ; oui = +1 ; autre = 0)	Q42e		18,5	12,7	68,8
SR42f : «Décider d'avoir des enfants, c'est s'engager pour la vie» (non = -1 ; oui = 0)	Q42f	25	5,0	95,0	
SR43 : Désire protéger financièrement son conjoint en cas de disparition (non = -1; oui = 0)	Q43	21	6,8	93,2	
SR45a : SRurveillance constamment ses enfants (non = -1 ; oui = +1 ; autre = 0)	Q45a	19	10,9	33,0	56,1
SR45b : Inciterait ses enfants à prendre des risques (oui, tout à fait = -1 ; non = +1 ; autre = 0)	Q45b	5	2,6	28,9	68,5
<b>Jeux</b>					
SR72a : Joue au Pmu (très souvent ou assez souvent=-1, rarement=0, jamais=1)	Q72a	9	4,5	80,4	15,1
SR72b : Joue au loto (très souvent=-1, assez souvent ou rarement=0, jamais=1)	Q72b	18	8,9	61,2	29,9
SR72c : Joue aux machines à sous (très souvent ou assez souvent=-1, rarement=0, jamais=1)	Q72c	2	1,2	77,4	21,4
SR72d : Joue au Casino (très souvent ou assez souvent=-1, rarement=0, jamais=1)	Q72d	3	0,3	90,2	9,5
<b>Autres</b>					
SR77 : Prend ses billets à l'avance (non = -1 ; bien à l'avance = +1 ; un peu à l'avance = 0)	Q77	4	8,0	19,3	72,7
SR78 : Arrive à l'avance pour le train ou l'avion (non = -1 ; bien à l'avance = +1 ; un peu à l'avance = 0)	Q78	8	4,2	20,1	75,7
SR81 : Précaution contre une météo incertaine (non = -1; oui = 0)	Q81	1	42,7	55,9	1,4
Nombre de questions	32	27			
Alpha de Cronbach		0,51			
Nombre d'observations			2 460		

Source: enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau A.3

**A. Fréquence des réponses et construction du score de préférence pour le présent : panelistes**

Nature de l'indicateur	Question	Rang dans le score	Vit au jour Prévoyant le jour (%)		Neutre (%)
			(+)	(-)	
<b>Consommation/loisirs/voyages</b>					
<i>ST76</i> : Veut réaliser une opportunité le plus vite (oui = +1; non = 0)	<b>Q76</b>	14	24,7	75,3	
<i>ST77</i> : Prend ses billets à l'avance (au dernier moment = 1 ; bien à l'avance = -1 ; un peu à l'avance = 0)	<b>Q77</b>	5	8,0	19,3	72,7
<i>ST78</i> : Arrive à l'avance pour le train ou l'avion (au dernier moment = 1 ; bien à l'avance = -1 ; un peu à l'avance = 0)	<b>Q78</b>	7	4,2	20,1	75,7
<i>ST79</i> : Différer d'un an ses vacances contre une augmentation de leur durée (non = +1; oui avec 0 ou 1 jour supplémentaire = -1; autre = 0)	<b>Q79</b>	15	21,4	17,5	61,1
<b>Santé/risque de vie/espérance de vie</b>					
<i>ST71</i> : Désir de se priver pour vivre plus longtemps (oui = -1; non = +1; autre = 0)	<b>Q71</b>	6	9,5	9,6	80,9
<i>ST61</i> : Fait du sport ou de la gym (oui régulièrement = -1; non jamais = +1; de temps en temps = 0)	<b>Q61</b>	8	54,4	25,9	19,7
<b>Travail, revenu, carrière professionnelle</b>					
<i>ST4</i> : Privilégie le temps libre dans le choix de la profession (oui = 1; non = 0)	<b>Q4</b>	12	31,5	68,5	
<i>ST14</i> : Préférerait un "service national" court aussi tôt que possible, plutôt qu'un service plus long mais étalé dans le temps (non = +1; oui = 0)	<b>Q14</b>		39,7	60,3	
<b>Retraite</b>					
<i>ST30</i> : Préoccupé par le risque de finir sa vie en maison de retraite (oui = -1; non = 0)	<b>Q30</b>	16	66,5	33,5	
<i>ST32</i> : Problème pour financer sa maison de retraite (oui avec épargne supplémentaire = -1; oui sans épargne supplémentaire = +1; non = 0)	<b>Q32</b>	9	47,0	11,4	41,6
<i>ST33</i> : Préférerait un retrait précoce du marché du travail contre une pension réduite après 60 ans (non = -1; oui = +1; autre = 0)	<b>Q33</b>	13	1,4	86,3	12,3
<b>Famille/Transferts intergénérationnels</b>					
<i>ST42d</i> : "Avoir des enfants est une assurance pour les vieux jours" (oui, totalement = -1; autre = 0)	<b>Q42d</b>		80,2	19,8	
<i>ST42f</i> : "Avoir des enfants, c'est s'engager pour la vie" (oui = 0; non = +1)	<b>Q42f</b>	11	6,5	93,5	
<i>ST43</i> : Désire protéger financièrement son conjoint en cas de disparition (oui = 0 ; non = +1)	<b>Q43</b>	4	6,8	93,2	
<i>ST44</i> : Les parents ont cherché à leur apprendre à épargner (oui=-1; non=+1;autre=0)	<b>Q44</b>	3	22,9	75,4	1,7
<i>ST45c</i> : Il faut inculquer à ses enfants jeunes ou adolescents le goût de l'épargne (oui = -1; non = +1 ; autre=0)	<b>Q45c</b>	2	6,4	90,9	2,8
<b>Autres</b>					
<i>ST82</i> : Sensible aux problèmes d'environnement ( non = +1 ; autre = 0)	<b>Q82</b>	1	20,8	79,2	
<i>ST84</i> : Prêt à sacrifier son niveau de vie pour laisser une planète en bon état (oui, gros efforts = -1; non = +1; oui, quelques efforts = 0)	<b>Q84</b>	10	15,4	42,3	42,3
<b>Nombre de questions</b>	<b>18</b>	<b>16</b>			
<b>Alpha de Cronbach</b>		<b>0,40</b>			
<b>Nombre d'observations</b>			<b>2 460</b>		

Source: enquête TNS-Sofres-Delta 2002

Tableau A.4

## A. Fréquence des réponses et construction des scores d'altruisme : panelistes

Nature de l'indicateur	Question	Rang dans le score	Egoïste (%) (-)	Altruiste (%) (+)	Neutre (%)
<i>SA42f</i> : "Avoir des enfants, c'est s'engager pour la vie" ( <i>oui</i> = +1; <i>non</i> = -1; <i>autre</i> = 0)	<b>Q42f</b>	6	5,0	96,6	1,40
<i>SA43</i> : "Désire protéger financièrement son conjoint en cas de disparition" ( <i>oui</i> = 0; <i>non</i> = -1)	<b>Q43</b>	7	6,8	93,2	-
<i>SA49</i> : Considère qu'il faut laisser à ses enfants autant que l'on a reçu ( <i>oui</i> = +1; <i>non</i> = -1; <i>autre</i> = 0)(2)	<b>Q49</b>	3	72,4	25,2	2,4
<i>SA50</i> : Pratiques d'héritage inspirée de celle de ses parents ( <i>oui</i> = +1; <i>non</i> = -1)	<b>Q50</b>	4	52,9	47,1	
<i>SA51b</i> : Pense que les parents peuvent dépenser l'argent qu'il possède comme bon leur semble quitte à ne pas laisser d'héritage ( <i>oui</i> = +1; <i>non</i> = -1; <i>autre</i> = 0)	<b>Q51b</b>	1	87,9	11,1	1,0
<i>SA51e</i> : Pense qu'il est bien que les parents se privent pour leurs enfants ( <i>oui</i> = +1; <i>non</i> = -1; <i>autre</i> = 0)	<b>Q51e</b>	2	92,4	6,3	1,3
<i>SA52a</i> : Favorable à un allègement des droits de succession en ligne directe ( <i>oui</i> = +1; <i>non</i> = -1; <i>autre</i> = 0)	<b>Q52a</b>		5,5	85,9	8,6
<i>SA53</i> : Est favorable à la liberté de tester ( <i>oui</i> = +1; <i>non</i> = -1; <i>autre</i> = 0)	<b>Q53</b>	5	46,5	52,1	1,3
<b>Nombre de questions</b>	<b>8</b>	<b>7</b>			
<b>Alpha de Cronbach</b>				<b>0,37</b>	
<b>Nombre d'observations</b>				<b>2 460</b>	

Source: enquête TNS-Sofres-Delta 2002