

Préférences individuelles et disparités du patrimoine

Luc Arrondel, André Masson et Daniel Verger*

Les indicateurs individuels de préférences élaborés dans les articles précédents – scores, échelles, questions isolées, choix de loteries – ont-ils des effets sur les montants de patrimoine – financier, net ou brut – qui soient à la fois significatifs et conformes aux prédictions des modèles microéconomiques d'épargne ? L'analyse empirique menée sur l'enquête Insee *Patrimoine* 1998 conclut positivement, mais surtout dans le cas des scores : obtenus à partir d'un questionnaire multiforme, ces indicateurs synthétiques ont un pouvoir explicatif beaucoup plus élevé et cohérent que celui des autres mesures des préférences envisagées.

Être plus prudent ou plus prévoyant augmente le montant de la richesse détenue. 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 de cycle de vie, notamment pour les vieux jours, et transmission pour les siens. En revanche, le degré d'impatience, indicateur composite de réactions à court terme, n'a pas d'effet sur le niveau de l'accumulation. Il en va de même pour l'altruisme non familial (souci du bien-être des générations futures en général, de l'avenir de la planète, etc.).

Le gain explicatif obtenu avec les scores de préférence peut paraître modeste : du fait de la concentration très élevée des patrimoines, l'hétérogénéité non observée n'est pas fortement réduite. Malgré tout, les effets quantitatifs de ces variables subjectives sont loin d'être négligeables, notamment pour la préférence temporelle : entre individus extrêmes – c'est-à-dire entre le plus « myope » et le plus prévoyant de l'échantillon –, les écarts de patrimoine estimés vont ainsi de 1 à 10. Une décomposition des inégalités de patrimoine à l'aide de l'indicateur de Theil montre que les paramètres de goûts pertinents ont une contribution jointe supérieure à celles de 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, catégorie sociale, héritage – ont un pouvoir explicatif supérieur.

En outre, l'introduction de scores de préférences croisant le risque et le temps permet de mieux expliquer les disparités de patrimoine : un agent à la fois prudent et prévoyant accumule d'autant plus de richesse, un autre à la fois aventureux et « myope », d'autant moins.

* Luc Arrondel appartient au CNRS et à PSE (ex-Delta), André Masson au CNRS, à l'EHESS et à PSE (ex-Delta), Daniel Verger à l'Unité Méthodes statistiques de l'Insee.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les auteurs remercient pour leurs remarques précieuses lors de séminaires à Paris-Jourdan, Tilburg et Mannheim, Axel Borsch-Supan, Gabrielle Demange, Pierre-Cyrille Hautcœur, et tout particulièrement Mario Padula et Thomas Piketty. Ils ont également bénéficié des commentaires de deux rapporteurs anonymes.

Dans quelles proportions la richesse accumulée aujourd'hui par un ménage dépend-elle, respectivement, des circonstances rencontrées et de ses choix propres – autrement dit, en quoi ce dernier est-il responsable du niveau de son épargne ? La question a certes une formulation trop générale et présente, en outre, un caractère polémique, voire une connotation idéologique. Mais elle est à l'origine d'une littérature microéconomique récente qui se développe rapidement, surtout outre-Atlantique.

Inégalités patrimoniales : un débat récent

Dénonçant l'épargne insuffisante de nombreux ménages, les études concernées revendiquent une approche comportementale (*behavioral models*), qui met en avant le caractère limité mais perfectible de la rationalité des épargnants (1).

Hétérogénéité des niveaux d'épargne : deux énigmes

Elles tentent, au départ, de répondre à une interrogation plus précise, qui opère en fait un déplacement sensible de la question initiale : l'hétérogénéité des préférences individuelles peut-elle rendre compte des deux faits majeurs non expliqués par la théorie du cycle de vie, concernant les disparités de fortune aux États-Unis comme en France ou dans la plupart des pays développés ? À savoir :

- l'extrême hétérogénéité des montants de patrimoine détenus à *âge* (et composition familiale) et *ressources vitales* (revenu permanent incluant les pensions de retraite publiques et privées) donnés ;
- l'insuffisance de l'épargne accumulée par une part importante des ménages à la veille de la retraite (*inadequacy of saving*), surtout si on la compare au montant des ressources de cycle de vie (ce qui impliquerait une baisse notable de la consommation sur les vieux jours) (2).

Au-delà des erreurs de mesures, certes importantes dans le cas du patrimoine, ces deux faits stylisés ne semblent guère souffrir la contestation. Le premier reprend un résultat bien connu : l'âge et le revenu (permanent) lié à l'activité n'expliquent, conjointement, qu'une part limi-

tée des inégalités de patrimoine – guère plus du tiers sur la population globale lorsqu'on utilise l'indicateur de Theil. Plus précisément, cette hétérogénéité résiduelle dominante se retrouve à tout âge et surtout pour chaque décile de ressources vitales : à la veille de la retraite, notamment, on trouve une part non négligeable d'épargnants dans les premiers déciles, et de même une fraction importante de « non-épargnants » dans les derniers déciles. Le second fait explicite ce point pour le bas de la distribution des patrimoines : à la fin de l'activité, le patrimoine est inférieur à deux années de revenu permanent pour plus du cinquième des ménages, et cela presque indépendamment du niveau de ce revenu permanent (3).

L'approche « comportementale » en question

Si ces constats sont avérés, leur interprétation pose davantage problème. L'approche comportementale évoquée n'accorde, en général, qu'un rôle mineur aux imperfections des marchés du capital et du crédit (barrières à l'entrée, coûts de transaction ou de détention, taux de rendement croissant avec la taille de l'investissement, etc.), ou aux distorsions introduites par l'assurance sociale, qui découragerait la petite épargne (Hubbard *et al.*, 1995). Elle ne retient pas davantage les implications des modèles de *buffer-stock* (fonds de contingence), qui attribuent la faiblesse de nombreux patrimoines à la combinaison d'une prudence élevée et d'une forte préférence pour le présent, en présence soit de contraintes de liquidité ou d'endettement (Deaton, 1992), soit encore d'imperfections de l'assurance, privée ou publique (Caroll, 2001).

À quels facteurs attribuer alors les disparités de patrimoine à âge et ressources vitales données, en supposant que les différences de talents ou

1. Cf., par exemple, Lusardi (2003) ou Venti et Wise (2001) sur les données du panel américain HRS ; Ameriks et al. (2003) sur les données TIAA-CREF (concernant les participants à un programme de pensions privées aux États-Unis) ; ou encore Thaler et Benartzi (2004) qui proposent un programme d'épargne directif.
 2. Il existe d'autres faits inexpliqués par la théorie, qui concernent la composition des patrimoines : les portefeuilles des ménages sont peu diversifiés et très divers ; en particulier, la demande d'actions est limitée en dépit d'un différentiel de rendement élevé entre actions et obligations - « énigme de la prime de risque ».
 3. Cf. par exemple Masson (1988) ou Masson et Arrondel (1989) pour la France et le Canada. Une autre manière de rendre compte de cette hétérogénéité de l'épargne et de son niveau insuffisant pour nombre de ménages est de remarquer que le patrimoine médian est modeste à tout âge et pour tout décile de revenu permanent, alors que le patrimoine moyen à partir de la quarantaine est relativement élevé, déjà dans les déciles de revenus intermédiaires.

d'aptitudes expliquent surtout les inégalités de ressources ? Les auteurs concernés mettent en avant l'hétérogénéité des préférences individuelles. Venti et Wise (2001) vont le plus loin dans ce sens, en supposant qu'il est possible 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, au sein de chaque décile de ressources sur le cycle de vie, 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 inexpliqué (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 (4). Finalement, Venti et Wise concluent que :

« la dispersion (intra-décile) des patrimoines doit être attribuée, pour la plus large part, aux différences de montant que les ménages choisissent d'épargner » (5).

Cette approche comportementale ne se contente pas d'attribuer une part essentielle des inégalités de richesse à l'hétérogénéité des préférences individuelles ; elle insiste plus encore sur le fait que ces préférences ne sont pas standard ni relatives à des agents totalement rationnels. Ameriks *et al.* (2003) font ainsi remarquer, sur données américaines, que les estimations de type expérimental relatives à la préférence temporelle ou à l'aversion au risque expliquent peu les inégalités de patrimoine (6). La faiblesse de l'épargne accumulée à la veille de la retraite par nombre de ménages proviendrait plutôt de leur *rationalité limitée* : « propension à planifier » insuffisante, un temps trop limité étant consacré à l'élaboration d'un plan pour la retraite ; manque de *self-control* ou de discipline, qui empêche de se tenir au plan formulé ou de suivre des règles d'épargne courantes simples ; incohérence temporelle, qui se manifeste par le regret exprimé de n'avoir pas assez épargné pour les trois quarts des enquêtés du HRS (7).

Les « cigales » démunies à l'approche de la retraite n'auraient-elles à s'en prendre qu'à elles-mêmes ? Lusardi (2004) propose de remédier à leur sort en multipliant les séminaires de formation à l'épargne et à l'éducation finan-

cière, afin de réduire les coûts de planification et de recherche d'information ; elle prétend que la méthode serait efficace, permettant d'augmenter l'épargne des moins diplômés, notamment, dans des proportions non négligeables (de 20 à 30 %). De même, pour augmenter l'épargne des salariés, Thaler et Benartzi (2004) militent pour des plans d'épargne en entreprise à participation automatique mais non obligatoire, en prônant les vertus de ce qu'ils appellent un « paternalisme libertaire ».

Une nouvelle mesure des paramètres de préférence

Dans le cadre d'une théorie du cycle de vie élargie, on a retenu cinq paramètres de préférence explicatifs des comportements patrimoniaux, en proposant de nouvelles définitions (*non standard*), mieux adaptées, pour chacun d'eux (cf. [Théorie]) :

- deux paramètres pivots, soit γ , l'attitude générale (plutôt que l'aversion) à l'égard du risque, et δ , le taux de dépréciation du futur, qui constituent des extensions des paramètres équivalents dans les modèles de cycle de vie « standard » ;

- deux degrés d'altruisme intergénérationnel, l'un familial, soit θ , concernant le poids accordé au bien-être des enfants, et l'autre non familial ou social, θ^{nf} , traduisant le souci du sort des générations futures (protection de l'environnement, sauvegarde de la planète, etc.) ;

4. Les dangers de ce type de décomposition apparaissent bien dans le débat concernant la part héritée dans le patrimoine détenu par les générations actuelles : Kotlikoff évalue cette part à 80 %, mais Modigliani à 20 % seulement aux États-Unis. Cet énorme écart s'explique par des conventions de calcul différentes mais aussi par des effets d'interaction entre les deux composantes, héritée et épargnée (Kessler et Masson, 1989).

5. Venti et Wise (2001) en concluent que toute taxation de l'épargne à âge élevé et notamment des pensions privées, est injuste et inefficace : pourquoi en effet pénaliser, à même montant de ressources, les ménages épargnants, qui ont choisi de consommer moins pendant leur jeunesse pour consommer davantage sur leurs vieux jours ?

6. Mais on sait – cf. [Théorie] – le peu de cas que l'on doit accorder, notamment pour ce qui est de la préférence temporelle, à ces mesures expérimentales qui s'inspirent de l'étude de Barsky *et al.* (1997).

7. Cf. Venti et Wise (2001). Ces auteurs définissent, par ailleurs, une norme d'accumulation patrimoniale en évaluant ce que posséderait chaque ménage en fin d'activité s'il s'était livré à une épargne régulière et à des placements équilibrés : les montants obtenus sont considérables dès les premiers déciles de revenus, et bien plus élevés que ceux observés dans l'enquête HRS. La conclusion semble s'imposer : les individus font preuve d'une rationalité limitée, ce que confirmeraient leurs réponses à un module d'épargne expérimental du panel HRS.

- un indicateur composite d'impatience à court terme, β , qui peut traduire une aversion à l'attente due au coût d'opportunité du temps pour un agent pleinement rationnel, mais mesure surtout le degré d'incohérence temporelle (correspondant à un déficit d'imagination ou de volonté), manifestation d'une rationalité limitée – au contraire des quatre autres paramètres.

Pour mesurer ces paramètres, on a élaboré une série de questions de différente nature – de comportement, d'opinion ou d'intention, de choix de loteries ou de réactions à des scénarios fictifs, etc. – couvrant un large éventail de domaines de l'existence (consommation, loisir, santé, placements, travail, retraite, famille, etc.), censées caractériser telle ou telle préférence. Ce questionnaire, posé à un sous-échantillon de l'enquête Insee *Patrimoine* 1998, est reproduit en fin de dossier. Il a permis d'attribuer à chaque enquêté des scores synthétiques, mesures purement qualitatives et ordinales construites comme des moyennes représentatives de ses réponses aux questions relatives à chaque paramètre de préférence. On a essayé de justifier la méthode d'estimation de ces cinq scores en vérifiant notamment que ces derniers présentaient une cohérence interne minimale et correspondaient bien à ce que l'on cherchait à mesurer (8).

L'effort consenti en valait-il la peine ? Pour le savoir, on estime les effets des différents scores de préférence sur les montants de patrimoine – financier, brut, et net – observés dans l'enquête *Patrimoine* 1998, mais on compare aussi ces effets à ceux d'autres mesures de préférence plus simples (9). À la fin du questionnaire méthodologique, chaque enquêté pouvait ainsi se positionner lui-même sur des échelles graduées de 0 à 10, selon la perception qu'il a de son attitude à l'égard du risque – entre « prudent » et « aventureux » –, de sa préférence pour le présent – entre « vit au jour le jour » et « préoccupé par l'avenir » –, ou de son impatience à court terme – entre « impatient » et « posé » – (10).

Comme dans les études anglo-saxonnes, ces effets s'entendent toutes choses égales d'ailleurs, soit notamment à âge et ressources vitales données. L'équation de patrimoine dérivée de l'hypothèse du cycle de vie introduit l'ensemble des variables de contrôle et rappelle les effets propres attendus pour les paramètres de préférence : l'accumulation – financière ou globale – devrait augmenter avec γ (épargne de pré-

caution), diminuer avec δ (épargne de cycle de vie) et croître avec θ (patrimoine destiné à être transmis aux siens).

L'apport au débat sur l'origine des inégalités de patrimoine

Les résultats obtenus apportent une série de (bonnes) nouvelles, qui remettent en cause les résultats de l'approche comportementale.

(i) Les effets sur le patrimoine des trois scores de préférence représentant γ , δ et θ sont significatifs et conformes aux prédictions (le score d'altruisme non familial n'a, lui, pas d'effet). En revanche, l'impatience β n'exerce aucune influence. Ces conclusions s'opposent donc à celles obtenues dans les études sur données américaines, pour lesquelles l'insuffisance de l'épargne est surtout imputable à une rationalité limitée (11).

(ii) Ces études sont toutefois très sensibles à la possibilité d'une causalité inverse entre préférences et patrimoine : il se pourrait que les ménages riches soient plus prévoyants que les autres, par exemple. La méthode utilisée explique que les scores peuvent être considérés comme exogènes : de fait, pour éliminer les effets de contexte, ces derniers ont été établis à partir des réponses à un grand nombre de questions hétérogènes, qui couvrent de multiples domaines – autres que le patrimoine – et constituent souvent des instruments naturels.

(iii) En matière d'inégalité des patrimoines, l'approche comportementale accorde une place négligeable aux décisions pleinement rationnelles mais voudrait attribuer un rôle essentiel à des préférences individuelles témoignant d'une rationalité limitée. Ici, le pouvoir explicatif

8. Voir notamment sur ce dernier point, dans les articles [RISQUE] et [TEMPS], les commentaires concernant les mesures de l'alpha de Cronbach (cohérence interne des scores), les analyses en composantes principales sur les questions affectées à chaque indicateur de préférence, les régressions explicatives de chaque score, etc.

9. Les effets propres des indicateurs de préférence sur la composition du patrimoine et les demandes d'actifs sont envisagés dans un autre article, plus original, qui définit des types d'épargnants en croisant les valeurs obtenues pour les scores de risque et de préférence temporelle (Arrondel et al., 2005).

10. On utilise également une autre mesure de l'aversion relative pour le risque obtenue à partir de choix entre des loteries portant sur le revenu d'activité (cf. annexe 3).

11. L'absence d'effets de γ et de δ s'expliquerait, dans les études concernées, par des mesures peu fiables de ces paramètres. En revanche, la « propension à planifier », aux effets significatifs, constituerait en fait une mesure indirecte mais bien meilleure de la préférence temporelle, comme le suggèrent eux-mêmes Ameriks et al. (2003).

global des scores associés aux préférences rationnelles (γ , δ et θ) est loin d'être négligeable : ces paramètres arrivent juste après les facteurs explicatifs de référence – âge, revenu, CSP, héritage – mais avant les autres variables – origine sociale, diplôme, composition du ménage, etc. De même, les non-épargnants à la veille de la retraite ont, en moyenne, un taux de dépréciation du futur plus élevé que les autres et un degré d'altruisme familial moindre.

L'analyse empirique propose un dernier résultat qui pourrait expliquer certains déboires des études sur données américaines : pour mesurer les préférences individuelles, il n'existe pas vraiment de *raccourci* satisfaisant, qui permettrait de court-circuiter la méthode de construction des scores, telle qu'elle est menée ici à partir d'un questionnaire étendu. En particulier, les *échelles* de 0 à 10 déclarées par les individus eux-mêmes – attitude à l'égard du risque, impatience à court terme et préférence pour le présent – obtiennent des résultats qui vont dans le même sens que ceux indiqués ci-dessus mais sont beaucoup moins satisfaisants.

En marge de ce débat sur l'origine des disparités de patrimoine, l'approche retenue ici permet, par ailleurs, d'aborder des questions nouvelles, relatives aux interactions entre préférences. Ainsi, la corrélation entre les scores associés à γ et δ est-elle négative, égale à - 0,34 : comme le suggère le sens commun, « prudent » (γ élevé) rime plutôt avec « prévoyant » (δ faible).

L'équation de patrimoine

L'équation de patrimoine dérivée de l'hypothèse du cycle de vie privilégie deux facteurs explicatifs : la position occupée sur le cycle de vie, décrite au besoin avec un certain détail, pour rendre compte des variations des besoins ou des contraintes de liquidité, par exemple les montants des ressources qui interviennent dans la contrainte de budget vital. L'objectif ici est d'apprécier la contribution de l'hétérogénéité des préférences individuelles aux disparités de patrimoine non expliquées dans cette équation.

Les déterminants observables de l'accumulation patrimoniale

La variable dépendante retenue est le logarithme du patrimoine, $\text{Log } A$ (pour limiter notamment les biais dus à la concentration

élevée des fortunes et à l'importance des erreurs de mesure). L'équation de base à la date t est de la forme (Masson et Arrondel, 1989) :

$$\text{Log } A_t = f(a_t, YP, I_t, V, V'_t) + \varepsilon, \quad (1)$$

où a_t est l'âge du ménage (c'est-à-dire de la personne de référence), YP un indicateur de son revenu permanent concernant l'ensemble de son existence, passée et future, I_t une mesure des montants des transferts patrimoniaux déjà reçus (les espérances d'héritage sont mal connues) ; V et V'_t représentent un ensemble de variables démographiques, soit permanentes (diplôme), soit transitoires (chômage, par exemple). La richesse A_t correspond au patrimoine *net*, mais on utilisera des régressions analogues pour le patrimoine *brut* (qui ne tient pas compte de l'endettement) et pour le montant global du patrimoine *financier* (qui correspond, pour la majorité des ménages, au patrimoine brut hors logement).

L'effet de l'âge est non linéaire, théoriquement en forme de dos d'âne avec un maximum vers l'âge de la retraite et une décroissance pendant les vieux jours. Cette consommation du patrimoine en fin de vie est toutefois limitée par l'épargne de précaution constituée contre une durée de vie aléatoire – ou encore par l'existence éventuelle d'un motif de transmission intergénérationnelle.

L'estimation de cet effet d'âge en coupe transversale souffre cependant de biais importants qui vont dans les deux sens : ainsi, la décroissance à âge élevé est-elle sous-estimée du fait de la surmortalité des ménages les moins riches, mais plutôt surestimée en raison des effets de génération dus à la croissance économique, aux développements des marchés financiers, etc.

L'épargne n'étant pour l'essentiel qu'une réserve de consommation différée, l'effet du revenu permanent devrait être proportionnel : un doublement de YP conduirait, toutes choses égales d'ailleurs, à un doublement du patrimoine. En pratique, de multiples facteurs sont susceptibles d'engendrer une relation de *surproportionalité* entre patrimoine et revenu permanent, à âge et autres caractéristiques observables donnés : les imperfections des marchés des capitaux avantagent les plus riches (effets de seuil, taux de rendement croissant avec la taille des investissements, etc.) ; les revenus plus élevés des indépendants sont également plus aléatoires, entraînant un supplément d'épargne de

précaution ; l'espérance de vie augmente avec la richesse détenue ; les legs volontaires sont un bien de luxe, etc. (Masson, 1988) (12).

Sur la population globale, YP est approché par le niveau social, le diplôme et le revenu courant, lié à l'activité (13). Sur la sous-population des ménages salariés ou anciens salariés, on a estimé, en reprenant la méthode proposée par Lollivier et Verger (1999), un indicateur de revenu permanent plus précis qui tente de distinguer, dans le revenu courant observé, une composante de long terme, identifiée à YP , une composante liée à l'âge qui rend compte des évolutions systématiques du salaire au cours du cycle de vie, et enfin une composante de court terme qui représente les variations supposées purement transitoires du revenu (14).

Outre ses ressources propres, YP , le ménage peut en disposer d'autres, I , en provenance de ses parents. La théorie du cycle de vie prédit que le ménage considère sur le même plan, dans ses choix d'épargne, ressources propres, YP , et reçues, I . Les tests empiriques, qui requièrent une mesure de I suffisamment précise, montrent que ce n'est, en général, pas le cas : la propension à épargner les réceptions patrimoniales I est sensiblement plus élevée (Masson, 1988). Idéalement, il faudrait par ailleurs tenir compte des espérances d'héritage, I' , dont l'effet sur la richesse détenue peut être relativement complexe (avoir des parents fortunés peut aussi bien faciliter des opérations d'investissement que désinciter à l'épargne). On se limite ici à introduire une variable indicatrice de l'existence d'héritages et/ou de donations reçus ; plus rarement, on a tenu compte aussi de l'importance des montants reçus (15).

Les caractéristiques démographiques au sens large – statut matrimonial, composition familiale ; retraité ou non ; statut relatif à l'emploi (personne de référence employée ou chômeur, femme ayant ou non un emploi, etc.) et état de santé présent ou passé – servent classiquement de variables de contrôle pour l'évolution des goûts et des besoins dans les tests qui concernent le lissage de la consommation sur le cycle de vie (Attanasio et Browning, 1995). La difficulté est que ces effets démographiques peuvent recevoir de multiples autres interprétations : par exemple, l'existence de deux revenus dans le couple permet une meilleure diversification des risques, peut faciliter l'emprunt et augmente la flexibilité de l'offre de travail (diminuant d'autant l'impact des contraintes de liquidité ou d'endettement). Pire même, les variables démographiques peu-

vent être des indicateurs indirects des préférences que l'on cherche à mesurer : ainsi, être marié, avec des enfants, serait le signe d'une plus grande prévoyance.

Bien que la fonction f dans l'équation de patrimoine (1) soit non linéaire, ces différents facteurs explicatifs ont été introduits de manière additive ; mais l'âge, le revenu, et le niveau d'éducation, notamment, figurent sous forme discrète plutôt qu'en continu pour éviter une spécification trop rigide (cf. les deux premières régressions du tableau en annexe 2).

La contribution des préférences individuelles

Cette spécification de l'équation de patrimoine servira de base pour l'évaluation des effets propres des indicateurs de préférence (scores, échelles, ou autres). Plus précisément, il s'agit de savoir si les mesures des cinq préférences individuelles ont bien les effets prédits par la théorie et permettent d'expliquer une part du résidu ε dans l'équation (1) qui devient :

$$\text{Log } A_t = f(a_r, YP, I_r, V, V_t') + g(\gamma, \delta, \theta, \beta, \theta^{\text{af}}) + \varepsilon' \quad (2)$$

Pour les trois premiers paramètres de préférence, les effets prédits par l'hypothèse du cycle de vie sur les montants détenus en patrimoine – financier, brut ou net – sont clairs et robustes aux extensions théoriques. L'existence d'une épargne de précaution face aux aléas des ressources ou de la durée de vie devrait conduire à des effets positifs de γ , indicateur de l'attitude générale à l'égard du risque ou de l'incertain. L'effet du taux de dépréciation du futur δ serait négatif : un taux δ plus faible correspond à un horizon plus long et donc à une épargne de cycle de vie plus importante, toutes choses égales d'ailleurs. Enfin, un degré d'altruisme familial plus élevé conduit à épargner davantage pour ses enfants en restreignant d'autant sa propre consommation (effet positif de θ).

12. Le revenu permanent YP est souvent décomposé en salaire permanent et équivalent patrimonial des droits à la retraite, pour tester l'effet de substitution éventuel entre ces droits et l'épargne traditionnelle. Le revenu permanent n'étant pour nous qu'une simple variable de contrôle, cette décomposition n'est pas effectuée ici.

13. Se reporter au tableau 4.

14. Se reporter au tableau 3-C.

15. Les informations relatives aux espérances d'héritage n'ont pas été considérées, si ce n'est le milieu social des parents dans les décompositions de Theil (cf. tableaux 3-B et 3-C) : elles servent notamment d'instruments dans les tests d'exogénéité des indicateurs de préférence.

Les effets du taux β , indicateur composite de l'impatience à court terme caractérisant aussi bien les gens « pressés » par le temps que l'incohérence temporelle, sont beaucoup plus difficiles à prévoir. Sur la composition du patrimoine, on a bien quelques idées : chez les individus par ailleurs les plus prévoyants (δ faible), un taux β élevé favoriserait le choix d'actifs dont la gestion requiert peu de temps, ou la détention d'une épargne contractuelle pour s'auto-discipliner ; mais chez les individus les plus imprévoyants ou les moins lucides, il conduirait plutôt à l'emprunt inconsidéré et aux fins de mois difficiles. En revanche, malgré les travaux de Laibson (1997), on ne sait pas grand chose, *a priori*, sur l'influence propre de β sur le niveau de l'épargne, auquel se limite ici cette analyse. Contrairement au taux de dépréciation du futur, δ , le degré d'impatience à court terme ne renseigne en effet en rien, par lui-même, sur l'horizon décisionnel de l'épargnant.

La même indétermination prévaut dans le cas du taux d'altruisme non familial, θ^{nf} , qui mesure le souci porté aux générations futures et à l'avenir de la planète en général. Certaines études expérimentales entendent interpréter cet humanisme comme (l'inverse d') une préférence pour le présent, mais cette dernière n'a rien à voir, selon nous, avec le taux de dépréciation du futur δ sur le cycle de vie (cf. [THÉORIE]). De fait, l'altruisme non familial semble étranger aux déterminants de l'accumulation patrimoniale pour la plupart des individus ou des ménages, à l'exception des plus fortunés : à ce niveau interviennent souvent des dons ou des legs caritatifs à des œuvres de bienfaisance, aux fondations pour la science ou la protection de l'environnement, etc., dont Alfred Nobel est l'archétype.

L'estimation des effets de ces paramètres de préférences dans l'équation (2) se heurte cependant à un problème de causalité inverse, puisque ces indicateurs peuvent dépendre eux-mêmes du montant de patrimoine (cf. *infra* et annexe 1).

Effets comparés des indicateurs de préférence

L'équation de patrimoine (2) a été estimée en introduisant comme variables explicatives supplémentaires les scores ou les échelles de préférence sous forme continue (cf. annexe 2) ou en tranches, selon les quartiles de la distribution (cf. tableau 1). À chaque fois, trois régressions sont considérées, concernant le

patrimoine financier, brut ou net, ce dernier étant obtenu en défalquant le capital restant dû. Les autres variables explicatives, figurant dans l'annexe 2, ont été justifiées dans la partie théorique : âge (de 5 ans en 5 ans), revenu d'activité courant (en déciles), diplôme, niveau social, type de ménage, nombre d'enfants (hors domicile), existence d'héritages ou de donations reçus, existence de contraintes de liquidité, interruptions d'activité dues au chômage ou à des ennuis de santé, etc. (16).

Les deux premières régressions du tableau de l'annexe 2, concernant le patrimoine brut, comparant, à partir des mêmes déterminants, les régressions de patrimoine estimées sur l'échantillon global de l'enquête *Patrimoine* 1998 (10 150 ménages) et sur le sous-échantillon de l'opération méthodologique (1 130 ménages). Les résultats sont comparables – compte tenu de la différence de taille des échantillons – à l'exception des variables d'interruption d'activité, non significatives dans l'échantillon méthodologique (17). Ce constat reste vrai pour les autres formes de patrimoine, financier et net (ces régressions non reportées sont disponibles auprès des auteurs).

Scores : des effets propres conformes aux prédictions

La dernière régression du tableau de l'annexe 2 introduit les *scores* de préférence, sous forme continue. On constate tout d'abord que le gain de pouvoir explicatif obtenu avec ces paramètres est modeste et ce, quelle que soit la définition du patrimoine retenue : l'hétérogénéité non observée n'est pas fortement réduite (le R^2 n'augmente que de 1,4 à 1,7 %). Étant donné la très forte concentration des patrimoines, ce constat n'est pas surprenant ; globalement, ces mesures subjectives apparaissent néanmoins très significatives pour expliquer les niveaux relatifs de richesse individuelle. Si l'impatience à court terme et l'altruisme non familial ne semblent jouer aucun rôle, les effets des trois autres paramètres sont significatifs (au moins à 10 %, et pour la préférence temporelle à 1 %), et cela dans le sens prédit par la théorie.

16. Pour rendre compte des contraintes de liquidité, on utilise une variable dichotomique déduite de deux questions posées à l'enquête : si les ménages s'étaient vu refuser une demande de crédit ou s'ils s'étaient abstenus de faire une telle demande pour éviter d'essuyer un refus.

17. L'absence d'effet significatif de ces variables dans le sous-échantillon pourrait s'expliquer par le fait que ce dernier regroupe des ménages plus diplômés et moins souvent ouvriers que la moyenne, et donc moins concernés par le chômage et les arrêts maladie.

À autres variables explicatives inchangées, le tableau 1 reporte les estimateurs des coefficients obtenus pour les scores lorsque ceux-ci sont saisis en tranches – quartiles de chaque distribution – pour détecter des effets non linéaires éventuels. Que ce soit dans le cas du patrimoine financier ou de la richesse globale – brute ou nette –, être plus prudent, ou plus prévoyant, ou encore plus altruiste au plan familial augmente de manière significative le montant de la fortune. Le patrimoine des ménages apparaît bien sous sa dimension plurielle : réserve de précaution, épargne pour les vieux jours et transmission pour

les siens. En revanche, le degré d’impatience et l’altruisme non familial n’apparaissent jamais pertinents pour expliquer les montants détenus, en accord avec les prédictions théoriques.

Des scores plus performants que les autres indicateurs de préférence

Dans ces mêmes régressions de patrimoine, en remplaçant les scores d’attitude à l’égard du risque, de préférence temporelle et d’impatience par les *échelles* auto-déclarées correspondantes,

Tableau 1
Régressions de patrimoine : paramètres en tranches (1)

Scores	Patrimoine financier (Log)		Patrimoine brut (Log)		Patrimoine net (Log)	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Aversion au risque (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	0,164	1,43	0,178	1,43	0,153	1,23
Forte (quartile supérieur de la distribution)	0,226*	1,66	0,412**	2,56	0,238*	1,70
Préférence temporelle (Référence : forte - quartile supérieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	0,249***	3,93	0,486***	3,98	0,379***	3,09
Faible (quartile inférieur de la distribution)	0,609**	2,21	0,614***	3,65	0,525***	3,14
Impatience (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	0,059	0,60	0,066	0,62	0,167	1,60
Forte (quartile supérieur de la distribution)	0,015	0,11	0,082	0,55	0,151	1,01
Altruisme familial (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	0,157	1,46	0,142	1,22	0,280**	2,41
Fort (quartile supérieur de la distribution)	0,308**	2,24	0,277*	1,87	0,381***	2,60
Altruisme non familial (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	- 0,045	- 0,48	- 0,025	- 0,24	0,002	0,02
Fort (quartile supérieur de la distribution)	- 0,055	- 0,37	0,050	0,32	- 0,042	- 0,27
Échelles (2)						
Aversion au risque (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	0,060	0,59	- 0,097	- 0,88	- 0,037	- 0,34
Forte (quartile supérieur de la distribution)	- 0,061	- 0,45	- 0,012	- 0,08	0,008	0,06
Préférence temporelle (Référence : forte - quartile supérieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	0,277***	2,62	0,274*	2,39	0,238**	2,08
Faible (quartile inférieur de la distribution)	0,350***	2,90	0,541***	4,14	0,436***	3,38
Impatience (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	- 0,051	- 0,48	- 0,094	- 0,81	- 0,057	- 0,50
Forte (quartile supérieur de la distribution)	0,034	0,27	0,059	0,43	0,091	0,68

1. Ne disposant pas d'échelle pour l'altruisme, familial ou non, on a néanmoins introduit les scores en tranches comme régresseurs, ceci à fin de comparaison avec les scores. Les autres facteurs explicatifs introduits dans les régressions sont indiqués en annexe 2.

Lecture : *** : coefficients significatifs au seuil de 1 % ; ** : coefficients significatifs au seuil de 5 % ; * : coefficients significatifs au seuil de 10 %.

Appartenir au quartile des ménages les plus prévoyants (score) influence positivement le patrimoine net (coefficient de 0,614). Cet effet est significatif à 1 %.

Appartenir au quartile des ménages les plus prévoyants (échelle) influence positivement le patrimoine net (coefficient de 0,436). Cet effet est significatif à 1 %.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

celles-ci expliquent sensiblement moins l'accumulation patrimoniale que les scores (cf. tableau 1). En fait, seule l'échelle de préférence temporelle a, dans le sens attendu, un effet statistiquement significatif sur les montants détenus.

L'annexe 3 considère les effets sur l'accumulation patrimoniale d'une mesure expérimentale de l'aversion relative pour le risque (en 4 classes), souvent retenue par les études étrangères déjà citées : proposée par Barsky *et al.* (1997), elle confronte les sujets à des loteries qui portent sur des choix professionnels (18). Les régressions limitées au sous-échantillon de l'enquête *Patrimoine* 1998 pour lequel on a pu obtenir cette mesure – environ 3 000 ménages – conduisent à des résultats non significatifs. De même, la comparaison des effets obtenus pour cet indicateur et pour le score de risquophobie sur un échantillon commun tourne à l'avantage de ce dernier. Les expériences étrangères qui recourent à des choix de loteries similaires aboutissent à des conclusions aussi négatives, allant jusqu'à suggérer le recours à des questions plus anecdotiques pour mesurer les préférences face au risque (Kapteyn et Teppa, 2002). L'approche présentée ici revient à multiplier les questions de cette nature pour en tirer des mesures de préférence synthétiques qui apparaissent beaucoup plus performantes que des questions isolées, aussi précises soient-elles.

Préférences et patrimoine : problème de causalité

Ces premières estimations des effets des préférences ne tiennent pas compte d'éventuels biais de causalité qui pourraient remettre en question les conclusions précédentes. En effet, les modèles d'épargne et de choix de portefeuille retiennent souvent l'hypothèse d'une aversion ou d'une prudence absolue pour le risque décroissante selon le montant de la richesse (Arrow, 1965). Des théories récentes lient également une moindre dépréciation du futur à un montant de fortune plus élevé (Becker et Mulligan, 1997). Une causalité inverse n'est donc pas à exclure dans l'équation (2) : une personne riche pourrait prendre davantage de risques, avoir une vision de plus long terme, ou encore se révéler plus altruiste envers ses enfants. Les estimateurs obtenus dans les régressions simples sont donc sujets à caution. Plus fondamentalement, l'effet négatif de la préférence pour le présent et celui

positif de l'altruisme familial sur l'accumulation du patrimoine, pourraient même n'être que de simples artefacts.

Pour juger de la robustesse des effets, on réestime les régressions par la méthode des variables instrumentales qui permet, de plus, de tester l'endogénéité des scores de préférences pertinents (cf. annexe 1).

Les scores : une collection d'instruments « naturels »

Les instruments utilisés pour les scores de risquophobie, de préférence temporelle et d'altruisme familial, retiennent en particulier les caractéristiques des *parents* du répondant (milieu social, composition du patrimoine, existence de problèmes d'argent, préférences en matière de risque et de temps). On montre dans l'annexe 1 que ces instruments satisfont aux critères habituels de qualité et de validité. Les scores passent alors avec succès l'épreuve de l'exogénéité : les estimateurs des régressions économétriques précédentes ne souffrent pas du biais de causalité.

Ces conclusions ne sont, en définitive, pas surprenantes puisque les scores sont construits comme la somme de nombreux items pouvant être considérés comme autant d'instruments « naturels » (Angrist et Krueger, 2001). Dans le cas des attitudes vis-à-vis du risque par exemple, la question de savoir si la personne « *prend son parapluie lorsque la météo est incertaine* », qui apparaît très corrélée avec le score (cf. [Risque]), n'a pas de lien direct avec le montant du patrimoine. De même, le « *désir de renoncer aux plaisirs de l'existence pour vivre plus longtemps* », qui contribue fortement au score de préférence temporelle (cf. [Temps]), n'est pas lié aux avoirs des ménages (19).

L'endogénéité des autres indicateurs de préférence

On en vient naturellement à penser que les scores eux-mêmes pourraient figurer parmi les instruments des autres mesures des paramètres de préférence. On les a ainsi introduits dans les

18. Voir l'article [Risque] et l'encadré 1 de [Présentation] pour le libellé des questions.

19. Seul le score d'altruisme familial apparaît endogène (à 6 %) dans la régression du patrimoine financier. Mais précisément, ce score est établi à partir d'un nombre plus réduit d'items dont certains concernent plus directement le patrimoine (transferts aux enfants, notamment).

tests d'endogénéité concernant les échelles de « risquophobie » et de préférence pour le présent, présentés dans l'annexe 1 : les scores correspondants constituent effectivement de très bons instruments pour les échelles, au point que ces dernières, lorsqu'elles sont instrumentées, s'apparentent à des scores *déguisés*.

La méthode des variables instrumentales montre que seule l'échelle de préférence temporelle est endogène, dans les trois régressions de patrimoine. Les estimateurs des moindres carrés obtenus pour cette échelle sont donc biaisés. Cependant, l'effet de la variable instrumentée, dont le score est la composante essentielle, est conservé et même renforcé : être prévoyant influence positivement l'accumulation du patrimoine (20).

Le pouvoir explicatif des scores

Ayant vérifié que les effets des scores de préférence, conformes aux prédictions, ne sont en rien des artefacts, on peut maintenant revenir sur le débat récent concernant la possibilité d'expliquer par l'hétérogénéité des préférences individuelles, tant les disparités de patrimoine observées à âge et ressources données – importance quantitative des effets estimés, contribution à l'inégalité des patrimoines – que l'accumulation limitée de nombre de ménages à la veille de la retraite.

Importance quantitative des écarts de patrimoine dus aux préférences

Le tableau 2 résume les effets propres des paramètres de risque et de temps sur les montants de patrimoine prédits. Rappelons que les scores ont été introduits dans les régressions soit en quartiles, soit sous forme continue. Les évaluations rapportées correspondent au rapport du patrimoine, financier, brut ou net, estimé au patrimoine moyen correspondant normé à 100, selon les valeurs des différents paramètres.

En continu, on constate ainsi que l'individu le plus prudent de l'échantillon – celui ayant le score de risquophobie maximal – possède un montant deux fois supérieur, au moins, à celui de l'individu le plus aventureux – score minimal –, quel que soit le patrimoine envisagé, financier, brut ou net. De la même façon, l'épargnant le plus prévoyant – celui ayant le score de préférence temporelle le plus faible – détient plus de 3,5 fois le patrimoine (financier et brut) du plus

« myope », et plus de 2,5 fois son patrimoine net. Enfin, le plus altruiste au plan familial de l'échantillon possède deux fois plus d'actifs financiers et de patrimoine brut que le plus égoïste, et près de 2,5 fois plus de richesse nette.

Ces effets quantitatifs restent encore importants dans le cas – plus représentatif – où l'on classe les individus selon leur quartile d'appartenance dans les distributions des différents scores. Pour le patrimoine brut par exemple, on obtient un écart positif de 51 % entre les plus risquophobes et les plus risquophiles, de 84 % entre les plus prévoyants et les plus myopes et de 32 % entre les plus altruistes pour leur famille et les plus égoïstes.

Contributions relatives des scores aux inégalités de patrimoine

Pour mesurer la contribution relative des différents facteurs explicatifs aux dispersions de patrimoine, on a procédé à deux traitements statistiques. Le premier correspond à une analyse de la variance effectuée à partir des régressions précédentes. Le second mesure la part des inégalités de richesse expliquée par les différentes variables à partir de l'indicateur de Theil, qui est décomposable. L'objectif est de situer les différences individuelles de préférences dans ces divers classements.

Le tableau 3-A présente les R^2 partiels de chacun des déterminants introduits dans les régressions. Ces coefficients de détermination mesurent l'intensité du lien des différentes variables avec le patrimoine – à autres facteurs explicatifs donnés – et permettent donc d'établir une hiérarchie entre les facteurs explicatifs de la richesse. Quatre variables se détachent assez nettement avec des coefficients supérieurs à 0,15, quelle que soit la définition du patrimoine adoptée : le revenu lié à l'activité, l'âge, le niveau social, et l'existence d'héritages ou donations déjà reçus. On retrouve ici le rôle pivot accordé par la théorie aux effets de cycle de vie et du montant des ressources vitales – revenu permanent et transferts reçus – sur l'accumulation patrimoniale. Derrière ce groupe de tête, ce sont les paramètres de préférence et le type de ménage qui semblent le

20. On a également appliqué la méthode des variables instrumentales pour les échelles sans retenir les scores. La qualité des instruments diminue fortement mais reste acceptable. Cependant, l'exogénéité n'est plus rejetée, ce qui illustre les problèmes rencontrés par la méthode des variables instrumentales avec des instruments trop faibles.

Tableau 2
Attitudes vis-à-vis du risque et du temps et accumulation patrimoniale

Types d'épargnant	Patrimoine financier	Patrimoine brut	Patrimoine net
	Scores en quartiles (1 ^{er} et 4 ^e quartile) (1)		
<i>Aventureux (Référence)</i>	87	83	87
Prudent	109*	125***	110*
<i>Myope (Référence)</i>	66	63	68
Prévoyant	121***	116***	114***
<i>Impatient (Référence)</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>
Posé	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>
<i>Égoïste dans la famille (Référence)</i>	87	88	80
Altruiste dans la famille	118**	116**	117***
<i>Égoïste à l'extérieur de la famille (Référence)</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>
Altruiste à l'extérieur de la famille	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>
Types d'épargnant	Scores continus (max et min) (2)		
<i>Aventureux (Référence)</i>	72	64	70
Prudent	137*	151**	138*
<i>Myope (Référence)</i>	45	44	53
Prévoyant	158***	159***	144**
<i>Impatient (Référence)</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>
Posé	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>
<i>Égoïste dans la famille (Référence)</i>	68	65	58
Altruiste dans la famille	124**	127**	136**
<i>Égoïste à l'extérieur de la famille (Référence)</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>
Altruiste à l'extérieur de la famille	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>
Moyenne	100	100	100
1. Les patrimoines estimés correspondent aux estimateurs du tableau 1. 2. Les patrimoines estimés correspondent à des régressions analogues à celle de l'annexe 2 illustrée pour le patrimoine brut.			

Lecture : *** : coefficients significatifs au seuil de 1 % ; ** : coefficients significatifs au seuil de 5 % ; * : coefficients significatifs au seuil de 10 %.

Le ménage moyen de l'échantillon possède un patrimoine moyen normé à 100. Les « prévoyants » détiennent 84 % (116/63) de plus de patrimoine brut par rapport aux « myopes » qui constituent la catégorie de référence. Cette différence est statistiquement significative pour un risque d'erreur de 1 %.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

Tableau 3
Les inégalités de patrimoine et ses déterminants

A - Hiérarchie des R² partiels dans les équations de patrimoine

Variables	Patrimoine financier	Patrimoine brut	Patrimoine net
Revenu lié à l'activité	0,200	0,206	0,224
Âge	0,174	0,200	0,196
Niveau social	0,169	0,194	0,190
Héritage (existence)	0,147	0,176	0,177
Paramètres de goût (aversion au risque, préférence temporelle, altruisme familial)	0,128	0,127	0,120
Type de ménage (situation matrimoniale, nombre d'enfants)	0,126	0,142	0,131
Taille d'agglomération	0,076	0,121	0,107
Contrainte de liquidité (existence)	0,133	0,085	0,087
Diplôme	0,085	0,069	0,055
Interruption d'activité (santé, chômage)	0,040	0,054	0,053
R² global	0,463	0,559	0,559

Lecture : le coefficient de corrélation partiel des paramètres de goût avec la variable patrimoine brut est de 0,127. Cette corrélation est calculée à partir des régressions faisant intervenir les autres facteurs explicatifs (cf. annexe 2 pour les modalités des variables).

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

B - Décomposition des inégalités patrimoniales (en %) : indicateur de Theil

Variables	Population totale			Échantillon		
	Patrimoine financier	Patrimoine brut	Patrimoine net	Patrimoine financier	Patrimoine brut	Patrimoine net
Revenu lié à l'activité (en déciles)	16,0	18,0	15,3	11,8	20,7	18,2
Âge (12 modalités)	8,1	13,1	13,7	15,1	17,4	19,2
Revenu*âge (24 modalités)	22,0	24,6	24,1	24,8	28,8	30,2
Niveau social (10 modalités)	17,9	27,5	26,0	16,7	28,5	27,1
Héritage (existence)	9,5	11,8	12,2	14,9	16,9	17,3
Héritage (montant, 4 modalités)	15,1	19,5	20,1	22,1	24,2	24,8
Paramètres de goût (aversion au risque-préférence temporelle-altruisme familial, 21 modalités)				7,6	10,2	10,4
Milieu social des parents (9 modalités)	7,6	7,2	7,1	8,4	7,3	7,7
Diplôme (6 modalités)	8,6	7,5	6,8	7,5	5,1	5,2
Type de ménage (7 modalités)	3,7	7,4	6,6	3,0	5,3	4,2
Taille d'agglomération (6 modalités)	4,0	3,1	3,2	7,3	3,6	3,9
Contrainte de liquidité (existence)	3,5	1,7	1,4	2,9	1,7	1,2
Interruption d'activité (santé-chômage, 4 modalités)	3,6	5,9	5,3	3,1	4,5	4,7
Gains ou pertes sur le patrimoine (4 modalités)	6,4	6,5	5,9	8,1	12,5	11,2
Indicateur de Theil	1,25	0,76	0,79	1,32	0,82	0,82
Nombre d'observations	10 207			1 135		

Lecture : la variable « paramètres de goût » explique, à elle seule, 10,2 % des inégalités de patrimoine brut mesurées par l'indicateur de Theil (sur l'échantillon non pondéré).

Source: enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

C - Décomposition des inégalités patrimoniales (en % pour la population salariée) : indicateur de Theil

Variables	Population totale salariée (1)			Échantillon salarié (1)		
	Patrimoine financier	Patrimoine brut	Patrimoine net	Patrimoine financier	Patrimoine brut	Patrimoine net
Revenu lié à l'activité (en déciles)	18,6	27,6	23,9	27,1	36,0	33,4
Revenu permanent (en déciles)	12,7	17,4	14,4	15,1	20,0	18,2
Âge (12 modalités)	10,9	14,7	16,6	28,8	29,5	29,5
Revenu permanent*âge (24 modalités)	24,5	32,8	32,6	45,1	47,3	50,0
Niveau social (10 modalités)	17,4	20,2	19,6	22,4	24,1	25,1
Héritage (existence)	8,8	12,0	12,7	13,8	17,7	18,0
Héritage (montant, 4 modalités)	15,3	19,9	21,0	22,4	27,9	28,2
Paramètres de goût (aversion au risque-préférence temporelle-altruisme familial, 21 modalités)				16,3	15,6	17,1
Milieu social des parents (9 modalités)	9,4	7,8	7,8	10,4	8,9	8,5
Diplôme (6 modalités)	11,5	11,8	10,8	11,7	11,5	11,8
Type de ménage (7 modalités)	2,9	3,9	4,0	6,1	2,1	2,9
Taille d'agglomération (6 modalités)	3,6	2,4	2,9	7,2	4,9	5,6
Contrainte de liquidité (existence)	4,0	3,8	3,2	3,2	2,8	1,8
Interruption d'activité (santé-chômage, 4 modalités)	4,4	4,7	4,0	4,0	4,4	4,7
Gains ou pertes sur le patrimoine (4 modalités)	5,3	5,9	5,4	5,0	8,6	7,3
Indicateur de Theil	1,14	0,60	0,62	1,10	0,66	0,66
Nombre d'observations	5 808			693		

1. Population des ménages dont la personne de référence (homme) est salariée.

Lecture : la variable « paramètres de goût » explique, à elle seule, 15,6 % des inégalités de patrimoine brut mesurées par l'indicateur de Theil (sur l'échantillon non pondéré des salariés).

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

mieux expliquer le patrimoine avec des coefficients de détermination partiels se situant entre 12 et 14 %. Les autres variables sont loin derrière : le diplôme, par exemple, n'est lié à la richesse qu'à hauteur de 5 à 9 %.

La décomposition de l'indicateur de Theil selon les mêmes critères, un peu plus détaillés, est proposée dans les tableaux 3-B et 3-C. Différents échantillons ont été analysés : la population totale – respectivement salariée – de l'enquête *Patrimoine* 1998 fournit un classement de référence, hors préférences ; l'échantillon de l'enquête méthodologique – respectivement salarié – permet de situer les paramètres de préférence parmi l'ensemble des facteurs explicatifs.

L'examen des contributions, pour l'ensemble de la population, confirme la hiérarchie issue de l'analyse de la variance (cf. tableau 3-B) : les quatre facteurs les plus contributifs aux Theil demeurent le niveau social, l'héritage (en montant), le revenu lié à l'activité et l'âge. Pour le patrimoine brut de l'échantillon par exemple, le niveau social explique, à lui seul, 28,5 % des inégalités, le montant de l'héritage 24,2 %, le revenu 20,7 % et l'âge 17,4 %. Mais la contribution *jointe* de l'âge et du revenu courant – qui n'est pas la somme de leurs contributions simples (Masson, 1988) – demeure limitée : elle ne permet d'expliquer que 28,8 % des inégalités de patrimoine brut, ce qui atteste, là encore, l'importance des disparités intra-âge × ressources. Derrière ces quatre facteurs, ce sont bien les préférences individuelles qui apparaissent les plus contributives : globalement, les scores de risquophobie, de préférence temporelle et d'altruisme familial expliquent ainsi 10,2 % de la distribution de la richesse brute (21). Cette contribution vient loin devant les autres variables, comme le diplôme (5,1 %) ou le type de ménage (5,3 %) (22).

La hiérarchie est sensiblement la même si l'on restreint la population étudiée aux seuls salariés pour lesquels on a calculé un indicateur de revenu permanent (23). Comme on pouvait s'y attendre, les parts expliquées des inégalités de patrimoine brut par le revenu courant lié à l'activité (36 %) et l'âge (29,5 %) sont beaucoup plus importantes que dans le reste de la population ; celle du revenu permanent, débarrassé des effets d'âge, est néanmoins plus faible (20 %) que celle du revenu courant. Mais la contribution *jointe* de l'âge et du revenu permanent explique près de la moitié de ces inégalités (47,3 %) : on

retrouve là l'idée que l'hypothèse du cycle de vie s'applique beaucoup mieux à cette catégorie de la population qu'aux indépendants ou aux agriculteurs. D'ailleurs, la contribution *jointe* des scores représentant l'attitude à l'égard du risque, le taux de dépréciation du futur et le degré d'altruisme familial – soit les trois préférences clés dans un modèle de cycle de vie élargi notamment aux transmissions – est également plus forte : elle s'élève ainsi à 15,6 % dans le cas du patrimoine brut, soit bien davantage que le diplôme (11,5 %) et que le type de ménage (2,1 %), et se rapproche même des contributions de l'héritage (17,7 %) ou du revenu permanent – les écarts sont encore plus faibles pour le patrimoine net.

L'insuffisance de l'épargne accumulée pour la retraite : le rôle des préférences

L'hétérogénéité des préférences permet-elle d'expliquer, pour une part au moins, le patrimoine trop faible de certains ménages à la veille de la retraite ? On admet généralement qu'un actif net inférieur au double du revenu permanent constitue alors une épargne insuffisante compte tenu des droits à la retraite et même d'une éventuelle diminution des besoins de consommation à âge élevé (qui s'expliqueraient notamment par des effets de substitution entre consommation et loisir après la retraite : arrêt des dépenses liées au travail, augmentation de la production domestique, etc.).

Pour répondre à cette question, on a sélectionné dans l'enquête méthodologique le sous-échantillon des ménages dont la personne de référence était âgée de 50 à 65 ans (268 ménages sur 1 135). Parmi ces derniers, on a isolé ceux

21. Le nombre élevé de modalités correspondant aux préférences (21) pourrait, relativement aux autres facteurs explicatifs, gonfler artificiellement leur contribution aux inégalités. Mais la contribution *jointe* des scores de risquophobie et de préférence temporelle (9 modalités) est déjà de 6,9 % et celle des scores de préférence temporelle et d'altruisme familial (9 modalités) s'élève même à 8,8 %.

22. La variable « gains et pertes sur le patrimoine » représente les événements ayant augmenté (gains aux jeux, valorisation du prix de certains biens comme le logement ou les terrains, etc.) ou diminué (pertes aux jeux, etc.) le montant des avoirs du ménage : elle contribue directement à l'explication des disparités de patrimoine.

23. La méthode de construction du revenu permanent pour les ménages salariés réplique celle de Lollivier et Verger (1999). Pour reconstituer le profil intertemporel du revenu des individus saisi en coupe instantanée, on utilise les informations passées sur leur carrière professionnelle, prospectives sur leur espérance de vie et leur participation au marché du travail, mais aussi les évolutions d'agrégats économiques (salaires, prix, taux d'intérêt, etc.) et des renseignements tirés des panels de salaire, pour séparer les composantes permanente et transitoire du résidu individuel. On calcule finalement une mesure de revenu permanent séparément pour les hommes et pour les femmes, selon quatre niveaux de fin d'études.

dont le rapport patrimoine sur revenu permanent estimé était inférieur à 2 (soit 60 ménages, représentant 22 % de la tranche d'âge). Le tableau 4 indique, afin de les comparer, les distributions des non-épargnants et des autres ménages selon la valeur de leurs paramètres de préférence, distribués en quartiles.

D'un point de vue statistique, seuls les scores de préférence temporelle et d'altruisme familial expliquent l'appartenance à la catégorie des non-épargnants ; le score d'attitude à l'égard du risque ne joue pas de rôle significatif. Parmi ces non-épargnants, on trouve effectivement une proportion bien supérieure de ménages moins prévoyants (25,9 % contre 11 % pour les autres ménages) et de même beaucoup moins d'altruistes (15,5 % contre 28,6 %). Mais les différences de goûts sont loin d'expliquer la totalité de ce phénomène d'*inadequacy of saving*, puisqu'on observe encore un pourcentage non négligeable de prévoyants (25,8 %) parmi les non-épargnants (24).

Les effets d'interaction des préférences

L'analyse économétrique de l'équation de patrimoine montre que même si le gain de variance expliquée dû à l'introduction des paramètres de préférence est faible, ces variables apparaissent fortement discriminantes pour expliquer les montants de fortune. La décomposition de l'indicateur de Theil souligne plus précisément le rôle non négligeable de ces mesures, prises globalement, pour expliquer les inégalités de richesses. Ces résultats tendent à montrer que l'amélioration des connaissances sur l'accumula-

tion patrimoniale passe par l'étude des effets d'interaction entre préférences : on étudiera ainsi les corrélations entre les différents paramètres, avant de s'intéresser à l'effet sur les patrimoines d'un score croisant les attitudes à l'égard du risque et celles vis-à-vis du temps.

Les corrélations entre attitudes face au risque et à l'avenir

Les corrélations entre les mesures des divers paramètres – scores et échelles – sont présentées dans le tableau 5. Le lien particulier entre les mesures de préférence pour le présent et de prudence peut également être visualisé dans le tableau 8 (cf. *infra*), qui croisent les distributions en quartiles.

La relation la plus intéressante concerne la corrélation négative (- 0,34) entre le score de risquophobie et celui de la préférence pour le présent : les gens les plus prudents sont, dans l'ensemble, plus prévoyants. Il existe également une relation significative négative, mais moins prononcée, entre les deux échelles correspondantes (- 0,17). Les statistiques rejoignent ici le sens commun qui confond souvent prudence et prévoyance.

Plus précisément (cf. tableau 6), parmi les individus faiblement risquophobes, 49 % ont une forte préférence pour le présent alors que seule une

24. Si on estime un modèle Probit pour expliquer l'appartenance au groupe des non-épargnants, on obtient par exemple un effet significatif sensible, ceteris paribus, de l'existence de contraintes de liquidité.

Tableau 4
« Adequacy of saving » et préférences individuelles

	Effectifs		Distribution (en %) de la population des 50-65 ans (1)								
			Risquophobie			Préférence temporelle			Altruisme familial		
	Échantillon	50-65 ans	Faible	Moyenne	Forte	Faible	Moyenne	Forte	Faible	Moyen	Fort
Rapport du patrimoine au revenu permanent inférieur à 2 (2)	470	60	19,0	60,3	20,7	25,8	48,3	25,9	50,0	34,5	15,5
Autre	665	208	12,4	55,2	32,4	44,7	44,3	11,0	21,0	50,4	28,6
Total	1 135	268	13,8	56,3	29,9	40,7	45,1	14,2	27,2	47,0	25,8

1. Les catégories « Faible » et « Forte » correspondent approximativement aux quartiles inférieur et supérieur des deux distributions des scores établis sur la population totale ; la catégorie « Moyenne » correspond aux quartiles intermédiaires. Les distributions sont significativement différentes à 1 % pour la préférence temporelle et l'altruisme (chiffres en italique gras). Elles ne sont pas significativement différentes pour le score de risquophobie.
2. Le revenu permanent est issu d'une équation de revenu estimé en fonction des caractéristiques du ménage.

Lecture : les ménages dont la personne de référence est âgée entre 50 et 65 ans et ayant un rapport patrimoine sur revenu permanent inférieur à 2 sont plus de deux fois plus nombreux à appartenir au quartile des ménages les plus myopes (25,9 %) que les autres ménages (11,0 %).

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

minorité de 6,5 % est prévoyante. Symétriquement, parmi les individus prudents, 41 % ont une faible préférence temporelle alors que seulement 9,8 % vivent au jour le jour. Ce même phénomène existe aussi pour les échelles, mais en moins prononcé, puisque l'on dénombre près de 10 % d'individus dans les configurations minoritaires contre 3,8 % seulement pour les scores.

À notre connaissance, la seule autre étude qui tente de mesurer la corrélation entre attitudes face au risque et au temps est celle de Anderhub *et al.* (2001). Ces auteurs s'appuient sur une expérience menée auprès de 61 étudiants de l'université de Haïfa dans laquelle on leur demandait d'évaluer trois loteries qui se différenciaient uniquement par leur date de paiement (immédiat, dans 4 semaines, dans 8 semaines). Ils obtiennent, au contraire, une corrélation positive : « *les agents averses au risque ont ten-*

dance à escompter le futur plus fortement ». Cependant, le taux d'escompte considéré porte sur des gains *monétaires* à des périodes très rapprochées : loin de correspondre à une préférence pure pour le présent (δ) qui déterminerait son horizon décisionnel, il s'apparente donc davantage à un taux d'intérêt propre à l'enquêté, qui augmente avec son impatience à court terme (β), l'existence de contraintes de liquidité, et même son attitude face au risque (« *un tiens vaut mieux que deux tu l'auras* ») (25).

25. Le questionnaire comprenait une question analogue (question IV.Q6), qui demandait aux individus combien ils étaient prêts à payer un billet de loterie valant 100 francs pour un paiement immédiat, si le tirage était retardé à un mois, à six mois ou à un an. La corrélation entre la réponse à cette question et le score de risquophobie est négative (- 0,11), contrairement aux résultats de Anderhub *et al.* (2001) : la patience (à court-moyen terme) irait plutôt de pair avec la prudence.

Tableau 5
Corrélations entre les attitudes à l'égard du risque et de l'avenir

A - Scores

Scores (1)	Risquophobie faible	Préférence temporelle faible	Impatience faible	Altruisme non familial faible	Altruisme familial faible
Risquophobie faible	1,00	- 0,34	- 0,10	0,05	0,14
Préférence temporelle faible		1,00	0,12	- 0,30	- 0,38
Impatience faible			1,00	0,05	0,12
Altruisme non familial faible				1,00	0,25
Altruisme familial faible					1,00

1. Les corrélations significatives à 5 % sont indiquées en gras.

Lecture : la corrélation (pondérée) entre le score de préférence temporelle et d'aversion au risque, égale à - 0,34, est calculée sur les scores disjoints (pas de questions communes). Si on la calcule sur les scores complets, la corrélation est de - 0,50.

B - Échelles

Échelles (1)	Risquophobie faible	Préférence temporelle faible	Impatience faible
Risquophobie faible	1,00	- 0,17	- 0,21
Préférence temporelle faible		1,00	0,12
Impatience			1,00

1. Les corrélations significatives à 5 % sont indiquées en gras.

C - Scores (corrélations de rang)

Scores (corrélations de rang) (1)	Risquophobie faible	Préférence temporelle faible	Impatience faible	Altruisme non familial faible	Altruisme familial faible
Risquophobie faible	1,00	- 0,20	- 0,05	0,01	0,07
Préférence temporelle faible		1,00	0,09	- 0,19	- 0,25
Impatience faible			1,00	0,01	0,08
Altruisme non familial faible				1,00	0,15
Altruisme familial faible					1,00

1. Les corrélations significatives à 5 % sont indiquées en gras.

Lecture : la corrélation entre le score de préférence temporelle et d'aversion au risque, égale à - 0,20, est calculée sur les scores disjoints (pas de questions communes). Si on la calcule sur les scores complets, la corrélation est de - 0,32.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

Par ailleurs, une corrélation négative significative existe entre le score de préférence pour le présent et les indicateurs d'altruisme, familial ou non : le souci du bien-être des générations futures, qu'il s'agisse ou non de sa propre descendance, serait donc plutôt le fait d'individus prévoyants. La relation est cependant plus forte entre le score temporel et l'altruisme familial (- 0,38). Enfin, la proximité entre les deux indicateurs d'altruisme reste limitée, se situant à + 0,25 : on peut donc être altruiste pour les siens sans l'être trop pour les autres – ce qui justifie, *a posteriori*, la distinction entre les deux indicateurs d'altruisme.

L'impatience et la préférence pour le présent sont corrélées positivement mais avec une intensité assez faible (+ 0,12 pour le score et les échelles). Les impatientes seraient plus souvent des gens qui vivent au jour le jour, alors que les personnes posées seraient plutôt des individus prévoyants. Autre résultat : les risquophiles auraient tendance à être également impatientes si l'on en croit la corrélation entre les échelles (- 0,21) mais aussi, dans une moindre mesure, entre scores (- 0,10). Enfin, être risquophile ou impatient irait plutôt de pair avec un certain égoïsme, du moins à l'intérieur de la famille, comme si la propension à prendre des risques était parfois incompatible avec le souci du bien-être de ses descendants.

Scores croisés : des effets patrimoniaux plus significatifs

Le tableau 7 envisage les mêmes régressions de patrimoine que le tableau 1 mais cette fois en croisant les scores de risquophobie et de préférence temporelle, regroupés chacun en trois classes (isolant les quartiles inférieur et supérieur) : au final, compte tenu de la faiblesse de certains effectifs, sept catégories d'épargnants ont été identifiées. Les sujets à la fois les plus prudents et les plus prévoyants accumulent davantage de patrimoine que les autres ; à l'opposé, les agents « aventureux » et « myopes » apparaissent les plus faibles accumulateurs, les écarts étant significatifs au seuil de 1 %. Pour apprécier l'importance quantitative des effets propres des scores croisés sur l'accumulation patrimoniale, on peut calculer, pour chaque catégorie d'épargnants, les montants estimés de richesse financière, brute et nette, rapportés à la moyenne (cf. tableau 8).

Ainsi, avec les mesures en continu, l'individu qui aurait simultanément le profil du plus prévoyant et du plus prudent détiendrait près de dix fois plus de patrimoine brut que l'épargnant se situant simultanément aux antipodes. Ces écarts vont de 1 à 7 pour le patrimoine net. La hiérarchie est différente pour le patrimoine financier : c'est l'individu le plus « myope » et le plus prudent qui détient la plus faible richesse financière (15 fois moins que le plus prévoyant et le plus prudent).

Tableau 6
Distribution de la population selon leurs attitudes à l'égard du risque et de l'avenir

A - Scores (corrélation = - 0,34 ; test d'indépendance = 160,3)

Préférence temporelle (1)	Risquophobie (1)			
	Faible	Moyenne	Forte	Ensemble
Faible	1,6	13,2	9,1	23,9
Moyenne	10,7	29,8	11,1	51,6
Forte	12,0	10,3	2,2	24,5
Ensemble	24,3	53,3	22,4	100,0

1. Les catégories « Faible » et « Forte » correspondent approximativement aux premier et dernier quartiles approchés de la distribution des scores d'attitudes vis-à-vis du risque et du temps, la catégorie « Moyenne » aux quartiles intermédiaires.

B - Échelle (corrélation = - 0,20; test d'indépendance = 46,0)

Préférence temporelle (1)	Risquophobie (1)			
	Faible	Moyenne	Forte	Ensemble
Faible	4,7	15,7	7,2	27,6
Moyenne	8,6	30,8	7,1	46,5
Forte	8,7	13,0	4,2	25,9
Ensemble	22,0	59,5	18,5	100,0

1. Les catégories « Faible » et « Forte » correspondent approximativement aux premier et dernier quartiles approchés de la distribution des scores d'attitudes vis-à-vis du risque et du temps, la catégorie « Moyenne » aux quartiles intermédiaires.

Lecture : 1,6 % de la population appartiennent simultanément au premier quartile approché du score d'attitude vis-à-vis du risque et au premier quartile approché du score de préférence temporelle

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

Tableau 7
Équations de patrimoine (scores croisés en tranches)

Variables (1) (2)	Patrimoine financier (Log)		Patrimoine brut (Log)		Patrimoine net (Log)	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Aversion pour le risque et préférence temporelle (Référence : aventureux et myope)						
Aventureux et prévoyance forte ou moyenne	0,114	0,65	0,353*	1,85	0,269	1,42
Prudence moyenne et prévoyance forte	0,529***	2,89	0,559***	2,81	0,495***	2,51
Prudence forte et prévoyance forte	0,596***	2,93	0,646***	2,92	0,441**	2,04
Prudence moyenne et prévoyance moyenne	0,267*	1,75	0,453***	2,72	0,415***	2,50
Prudence moyenne et myopie	0,012	0,07	0,128	0,65	- 0,034	- 0,17
Prudence forte et prévoyance faible ou moyenne	0,189	1,03	0,581***	2,92	0,370*	1,87
Impatience (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyenne (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	0,049	0,50	0,038	0,36	0,153	1,47
Forte (quartile supérieur de la distribution)	- 0,009	- 0,07	0,052	0,35	0,132	0,89
Altruisme familial (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyen (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	0,170	1,59	0,162	1,39	0,290***	2,50
Fort (quartile supérieur de la distribution)	0,296**	2,14	0,305**	2,02	0,388***	2,62
Altruisme non familial (Référence : faible - quartile inférieur de la distribution)						
Moyen (2 ^e et 3 ^e quartiles de la distribution)	- 0,048	- 0,50	- 0,013	- 0,13	0,000	0,00
Fort (quartile supérieur de la distribution)	- 0,050	- 0,34	0,063	0,40	- 0,043	- 0,27

1. Les autres facteurs explicatifs introduits dans les régressions sont indiqués dans l'annexe 2.
2. Les catégories « faible » et « forte » correspondent approximativement aux premier et dernier quartiles approchés de la distribution des scores d'attitudes vis-à-vis du risque et du temps, la catégorie « moyenne » aux quartiles intermédiaires.

*** : Coefficients significatifs au seuil de 1 % ; ** : Coefficients significatifs au seuil de 5 % ; * : Coefficients significatifs au seuil de 10 %.
Lecture : appartenir à la catégorie « Prudence forte et prévoyance forte » influence positivement le montant de patrimoine brut détenu (coefficient de 0,646). Cet effet est significatif à 1 %.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta

Tableau 8
Attitudes vis-à-vis du risque et du temps et accumulation patrimoniale (scores croisés)

Types d'épargnant	Patrimoine financier	Patrimoine brut	Patrimoine net
Scores continus (max et min) (1)			
Myope et aventureux	73***	20***	21**
Myope et prudent	25***	96***	133**
Prévoyant et aventureux	73***	126***	143**
Prévoyant et prudent	369***	193***	139**
Scores croisés en quartiles (7 catégories) (2)			
Aventureux et myope (Référence)	78	67	74
Aventureux et prévoyance forte ou moyenne	88	95*	96
Prudence moyenne et prévoyance forte	133***	117***	121***
Prudence forte et prévoyance forte	142***	128***	114**
Prudence moyenne et prévoyance moyenne	102*	105***	111***
Prudence moyenne et myopie	79	76	71
Prudence forte et prévoyance faible ou moyenne	94	120***	106*
Moyenne	100	100	100

1. Les patrimoines estimés correspondent à des régressions analogues à celle de l'annexe 2 illustrée pour le patrimoine brut.
2. Les patrimoines estimés correspondent aux estimateurs du tableau 7.

*** : Coefficients significatifs au seuil de 1 % ; ** : Coefficients significatifs au seuil de 5 % ; * : Coefficients significatifs au seuil de 10 %.
Lecture : le ménage moyen de l'échantillon possède un patrimoine moyen normé à 100. La catégorie « Prudence forte et prévoyance forte » détient 91 % (128/67) de plus de patrimoine brut que celle « Aventureux et myope » qui constitue la catégorie de référence. Cette différence est statistiquement significative pour un risque d'erreur de 1 %.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

Avec les croisements effectués à partir des distributions en quartiles, les écarts relatifs, plus représentatifs, demeurent importants. Le groupe des plus prudents et des plus prévoyants détient un montant de 82 % supérieur à celui du groupe des plus aventureux et des plus myopes pour le portefeuille financier, de 91 % supérieur pour le patrimoine brut et de 54 % pour le patrimoine net.

L'introduction de scores croisés ($\gamma * \delta$) rend donc mieux compte des disparités de fortune. Néanmoins, à l'aune de l'extrême concentration des patrimoines (le rapport inter-décile D9/D1 est proche de 100), même des écarts relatifs de 1 à 10 restent encore modestes.

Perspectives

L'intérêt qu'il y a à croiser les paramètres de préférence pour expliquer les comportements patrimoniaux apparaîtrait encore plus probant si l'on considérait la composition de la richesse (Arrondel *et al.*, 2005). Par exemple, la demande d'actifs financiers risqués (actions, Sicav-FCP ou valeurs mobilières) ne dépend pas des paramètres de préférence vis-à-vis du risque et du temps si ces derniers sont introduits sous forme additive ; par contre, lorsqu'on croise ces deux dimensions de préférence, ce sont les individus à la fois « myopes » et prudents qui détiennent le moins d'actifs risqués.

Plus généralement, on peut définir, selon leurs préférences à l'égard du risque et du temps, différents *types d'épargnants* aux modes d'accumulation et de choix de portefeuille hétérogènes :

- les agents prudents et à forte préférence pour le présent (δ et γ élevés) suivent un régime d'accumulation dit de *buffer-stock* (fonds de contingence) : le patrimoine au profil irrégulier sert surtout d'épargne de précaution – de *matelas* (buffer) – contre les chutes inopinées du revenu d'activité à moyen terme (Deaton, 1992 ; Caroll, 2001) ;
- les agents prudents et prévoyants (δ faible, γ élevée) ont un profil de patrimoine typique en forme de dos d'âne, proche de celui de l'épargnant représentatif du cycle de vie ; l'accumula-

tion est centrée autour de l'acquisition du logement principal, de la précaution de long terme (épargne assurance) et de l'épargne pour la retraite ;

- les agents peu prévoyants et peu prudents (δ élevé, γ faible) sont, à l'image de l'Achille de *Illiade*, davantage susceptibles d'adopter des stratégies d'accumulation risquées, voire auto-destructrices (manque d'argent, défaut de paiement, surendettement, etc.) ;
- enfin, les ménages qui voient loin mais n'ont pas peur du risque (δ et γ faibles) se comportent plutôt comme des Ulysse.

Les premiers résultats d'une analyse économétrique portant à la fois sur les montants et la composition du patrimoine montrent que cette typologie des épargnants a un pouvoir explicatif propre tout à fait significatif, avec des effets différentiels qui vont dans le sens des prédictions théoriques (Arrondel *et al.*, 2004). Ainsi, les ménages de type « Achille » ou *buffer-stock* sont deux fois plus nombreux que les autres parmi les non-épargnants à la veille de la retraite (patrimoine/revenu permanent inférieur à 2). De même, les « Achille » ont typiquement des montants de patrimoine modestes mais comportant une part significative d'actifs risqués.

Les applications potentielles de cette typologie sont multiples, surtout si l'on considère les évolutions récentes de l'épargne financière avec le développement de produits à plus ou moins long terme avantagés fiscalement : épargne salariale (PEE) et épargne retraite (PERP), qui s'ajoutent à l'épargne assurance (PEP). Les « Achille » seront le plus souvent réfractaires à ces placements ; les agents prévoyants et prudents apparaissent les meilleurs candidats à l'épargne retraite, et les « Ulysse » se laisseraient tenter par certaines formes d'épargne salariale. Mais la théorie suggère et l'analyse empirique confirme que les épargnants *buffer-stock* qui détiennent surtout des encaisses de précaution (quasi liquides et peu risquées) mobilisables à tout moment, pourraient cependant être attirés par le caractère contractuel – sur une durée limitée – de l'épargne assurance : celle-ci leur offrirait la possibilité de pallier leur imprévoyance ou leur impatience sans s'engager trop sur le long terme. □

BIBLIOGRAPHIE

- Ameriks J., Caplin A. et Leahy J. (2003)**, « Wealth Accumulation and the Propensity to Plan », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, n° 3, pp. 1007-1047.
- Anderhub V., Gneezy U., Guth W. et Sonsino D. (2001)**, « On the Interaction of Risk and Time Preferences - An Experimental Study », *German Economic Review*, vol. 2, n° 3, pp. 239-253.
- Angrist J. et Krueger A. (2001)**, « Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 4, pp. 69-87.
- Arrondel L. et Masson A. (1996)**, « Gestion du risque et comportements patrimoniaux », *Économie et Statistique*, n° 296-297, pp. 63-89.
- Arrondel L. et Masson A. (2003)**, « Stockholding in France », in *Stockholding in Europe*, L. Guiso, M. Haliassos et T. Japelli (eds), Palgrave Macmillan Publishers, pp. 75-109.
- Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2005)**, « Préférences face au risque et à l'avenir : types d'épargnants », *Revue économique*, numéro spécial *Économie et Sociologie – Terrains de confrontation* vol. 56 (2), pp. 371-392.
- Arrow K.J. (1965)**, *Aspect of the Theory of Risk Bearing*, Yrjö Johnson Lectures, Helsinki.
- Attanasio O. et Browning M. (1995)**, « Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle », *American Economic Review*, vol. 85, n° 5, pp. 1118-1137.
- 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*, vol. 112, n° 2, pp. 537-580.
- Becker G.S. et Mulligan C.S. (1997)**, « On the Endogenous Determination of Time Preference », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 3, pp. 729-758.
- Bound J., Jaeger D.A. et Baker R.M. (1995)**, « Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, n° 430, pp. 443-450.
- Carroll Ch. (2001)**, « A Theory of the Consumption Function, with and without Liquidity Constraints », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 3, pp. 23-45.
- Deaton A.S. (1992)**, *Understanding Consumption*, Oxford University Press, Oxford.
- Hausman J.A. (1978)**, « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, vol. 46, n° 6, pp. 1251-1271.
- Hubbard R.G., Skinner J. et Zeldes S.P. (1995)**, « Precautionary Saving and Social Insurance », *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 2, pp. 360-399.
- Kapteyn A. et Teppa F. (2002)**, « Subjective Measures of Risk Aversion and Portfolio Choice », *CentER Discussion Paper*, n° 2002-11, Tilburg.
- Kessler D. et Masson A. (1989)**, « Bequests and Wealth Accumulation: Are there Some Pieces of the Puzzle Missing? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, n° 2, pp. 141-152.
- Laibson D. (1997)**, « Hyperbolic Discount Functions, and Time Preference Heterogeneity », *mimeo*, TMR Saving, Pensions and Portfolio Choice, Tilburg.
- Lollivier S. et Verger D. (1999)**, « Inégalité et cycle de vie : les liens entre consommation, patrimoine et revenu permanent », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 54, pp. 203-246.
- Lusardi A. (2003)**, « Planning and Savings for Retirement », Working Paper, Dartmouth College.
- Lusardi A. (2004)**, « Saving and the Effectiveness of Financial Education », à paraître in *Pension Design and Structure: New Lessons from Behavioral Finance*, O. Mitchell et S. Utkus (eds), Oxford University Press, Oxford, pp. 157-184.

Masson A. (1988), « Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 9, pp. 227-256.

Masson A. et Arrondel L. (1989), « Hypothèse du cycle de vie et accumulation du patrimoine : France 1986 », *Économie et Prévision*, n° 90, pp. 11-30.

Robin J.-M. (1999), « Modèles structurels et variables explicatives endogènes », document de travail, série *Méthodologie statistique*, n° 0002, Insee, Paris.

Thaler R.H. et Benartzi S. (2004), « Save More Tomorrow: Using Behavioral Economics to Increase Employee Saving », *Journal of Political Economy*, Papers in Honor of Sherwin Rosen, A Supplement to Volume 112, vol. 112, n° S1, pp. S164-S187.

Venti S.F. et Wise D.A. (2001), « Choice, Chance and Wealth Dispersion at Retirement », in *Aging Issues in the United States and Japan*, S. Ogura, T. Tachibanaki et D.A. Wise (eds), University of Chicago Press, pp. 25-64.