

Mesurer les préférences des épargnants

Comment et pourquoi (en temps de crise) ?

Luc Arrondel* et André Masson**

Avec ses cinq vagues de 1998 à 2011 qui comportent une forte dimension de panel, le corpus de données *Pater*¹ apporte des informations complémentaires aux enquêtes *Patrimoine* de l'Insee sur des aspects plus subjectifs et qualitatifs des comportements patrimoniaux.

Chaque questionnaire inclut une série de mesures des préférences obtenues à l'aide de différentes méthodes. En dehors des mesures « usuelles » proposées par la littérature empirique, elles proviennent d'une approche originale, fondée sur une procédure de *scoring*, élaborée dès 1998 et perfectionnée depuis : des questions balayant divers domaines de la vie permettent d'évaluer des indicateurs ordinaux, synthétiques et cohérents concernant les attitudes de chaque enquêté à l'égard du risque et de l'incertain, son degré d'altruisme familial et la priorité qu'il accorde au présent. Les données conduisent à ne retenir dans chacune des cinq vagues qu'un « score » pour le risque et un pour l'altruisme, mais à distinguer deux scores distincts pour la priorité accordée au présent : le degré d'impatience sur le court terme et la préférence temporelle sur le long terme. Outre ce résultat robuste, notre méthode apparaît supérieure aux autres mesures de préférences tant en ce qui concerne les propriétés statistiques et les facteurs explicatifs des quatre scores identifiés, que les corrélations entre ces différents scores ou leurs effets sur le patrimoine et les demandes d'actifs.

Permettant le suivi des mêmes épargnants dans la crise, les données *Pater*, comme d'autres sources, mettent en évidence une moindre appétence des Français à prendre des risques dans leur épargne ou leurs choix de portefeuille. Cependant, cette évolution des comportements ne s'explique pas par un changement des préférences des épargnants, qui sont restées statistiquement stables depuis juin 2007, mais tiendrait surtout à des anticipations de plus en plus sombres concernant le rendement et le risque des actifs financiers.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* CNRS-PSE, Banque de France.

** CNRS-EHESS-PSE.

Remerciements : il est d'abord nécessaire de rappeler qu'en dehors des auteurs de cet article, deux chercheurs de l'Insee, Stefan Lollivier et Daniel Verger, sont à l'origine du projet Pater initialisé en 1998. Nos remerciements vont ensuite aux organismes dont les appuis financiers ont permis à ce projet de prendre corps : Agence Nationale pour la Recherche (2007), Cepremap (2009, 2011), Institut pour la Recherche de la Caisse des Dépôts (2007, 2009, 2011), du groupe Harvest (2009, 2011), de la chaire Groupama « Les particuliers face au risque » (2009, 2011), Observatoire Européen de l'Épargne (2007), Institut Europlace de Finance (2007, 2009), Fondation Médéric Alzheimer (2011). Mention particulière doit être faite de nos interlocuteurs dans ces institutions et des échanges fructueux avec eux : Philippe Askenazy et Daniel Cohen (Cepremap), Isabelle Laudier et Laurent Soulat (Caisse des Dépôts), Stéphane Hamayon et Brice Pineau (Harvest), Élyes Jouini (chaire Groupama). Merci enfin à Frédérique Chassagne et Véronique Noiville de Tns-Sofres. Pour ce volet du projet, nous avons bénéficié des conseils de Hector Calvo-Pardo (Université de Southampton) pour la mesure des anticipations et de Bertrand Garbinti (Crest) pour la méthode empirique. Nous remercions également deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques constructives.

1. *Pater pour PATrimoine et Préférences vis-à-vis du Temps et du Risque, première vague réalisée par l'Insee en 1998 sous forme de module complémentaire à l'enquête Patrimoine, puis enquête reconduite à l'initiative de Luc Arrondel et André Masson, par l'institut Tns-Sofres, sous la forme d'un questionnaire postal.*

« **L**a France a peur, la France épargne » : ainsi, en pleine crise financière, fin 2010, la une de certains journaux reflétait-elle le désarroi des épargnants. Pour expliquer des comportements de plus en plus précautionneux, qui se traduisent à la fois par un surplus d'épargne et par une baisse des placements risqués, une antienne à la mode affirme qu'en temps de crise, les épargnants, affectés psychologiquement, auraient changé leurs préférences, et seraient notamment devenus plus averses au risque. Cette affirmation apparaît aussi bien dans la presse financière et les pages économiques des quotidiens que dans une littérature plus académique.

Cette idée, partagée par les tenants de la finance comportementale, s'inscrit pourtant en faux contre les écrits d'économistes parmi les plus célèbres. Georges Stigler et Gary Becker, deux Prix Nobel, écrivaient dans *De gustibus non est disputandum* (1977) :

« *Tastes neither change capriciously nor differ importantly between people. On this interpretation one does not argue over tastes for the same reason that one does not argue over the Rocky Mountains – both are there, will be there next year, too, and are the same to all men* ».

Tout autant péremptoire, Maurice Allais (1989) affirmait, dans sa conférence Nobel, que « *la psychologie des hommes reste fondamentalement la même en tout temps et en tout lieu*. »

La théorie traditionnelle de l'épargnant irait plutôt dans ce sens d'une invariance des goûts, en pariant sur la stabilité temporelle des préférences – sans quoi il n'y aurait plus de

prédictions possibles. Mais est-il possible de tester empiriquement cette hypothèse au lieu de la poser de manière *ad hoc* ?

Pour mener à bien une telle entreprise, il est nécessaire d'une part de disposer de mesures fiables et robustes des préférences individuelles, d'autre part de pouvoir suivre les mêmes épargnants dans le temps. Les observer pendant une crise est particulièrement utile à un économiste : l'information recueillie après un choc assimilable à une expérience naturelle permet non seulement de décrire précisément les changements de comportements mais aussi d'en évaluer les causes, que ce soit une modification de la psychologie des individus ou de leur perceptions de l'environnement économique et financier, présent et à venir, ou bien simplement la traduction de l'évolution de leurs ressources.

Nous disposons pour ce faire d'une source statistique sans équivalent, constituée par les vagues de l'enquête *Pater* (pour *PATrimoine* et *Préférences vis-à-vis du Temps et du Risque*) effectuées en mai 2007 (avant la crise), juin 2009 et novembre 2011, auprès de plus de 3 600 ménages représentatifs de la population française, avec une importante dimension de panel : environ 2 000 ménages ont été interrogés au moins deux fois, près de 1 100 ménages étant présents dans les trois vagues. L'enquête *Pater* elle-même a débuté il y a une quinzaine d'années : la première vague de 1998, réalisée en collaboration avec des chercheurs de l'Insee (S. Lollivier et D. Verger), constituait un module complémentaire à l'enquête Insee *Patrimoine 1998* visant à aborder des aspects plus subjectifs des comportements des épargnants (cf. tableau 1 et annexe).

Tableau 1
Les enquêtes *Pater*

	Patrimoine 1998 (enquête méthodologique)	Sofres 2002 (35-55 ans)	Tns-Sofres 2007	Tns-Sofres 2009	Tns-Sofres 2011
Particularités	-	2 générations interviewées (440 couples parents-enfants)	Panel 2002-2007 (798 panelistes) Les 2 conjoints sont interrogés (905 couples)	Panel 2002-2007-2009 (600 panelisés)	Panel 2007-2009-2011 (1087 panelisés) Panel 2009-2011 (1970 panelisés)
Nombre de questions pour les scores	80	50	115	90	90
Loterie de Barsky <i>et al.</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Échelles de likert	Oui	-	Oui	Oui	Oui
Mesures expérimentales	-	-	400 expérimentés	-	-
Nombre d'observations	1 135	2 460	3 825	3 782	3 616

Le défi initial de ce programme de recherche était donc de proposer une méthodologie pour mesurer les préférences des épargnants et de tester leur impact sur les comportements patrimoniaux. La première partie du texte rappelle les difficultés tant théoriques qu'empiriques d'une telle entreprise, qui justifient le recours à une méthode originale par scoring, fondée sur un grand nombre de questions, parfois très concrètes. La deuxième partie analyse les résultats, remarquablement robustes, obtenus à partir des données des cinq vagues de l'enquête *Pater* qui ont permis de perfectionner une méthode initiée sur les données de 1998 (Arrondel *et al.*, 2004).

La troisième partie suit le comportement des épargnants dans la crise en mettant l'accent sur la mesure et le processus de formation des anticipations individuelles, que celles-ci concernent le revenu du travail futur, le rendement et le risque des actifs financiers, ou les prix immobiliers : si les préférences sont restées globalement stables, ces anticipations jouent un rôle primordial pour expliquer des comportements patrimoniaux des ménages plus précautionneux. La quatrième partie dresse le bilan de l'expérience tant en ce qui concerne la fiabilité de notre méthode de mesure des préférences que l'interprétation de préférences stables statistiquement (jusqu'en novembre 2011...) pendant la crise actuelle.

La littérature théorique et empirique cerne mal les préférences des épargnants

Depuis quelques années, la mesure des préférences individuelles des épargnants dans les enquêtes menées auprès des ménages occupe une place grandissante dans ce que l'on appelle la « finance des ménages » (Guiso et Sodini, 2013), autour de deux motivations principales : diminuer la part de l'hétérogénéité non observée pour expliquer l'accumulation et la composition du patrimoine des ménages ; construire des tests plus précis des prédictions des théories économiques de l'épargne et de choix de portefeuille.

Les insuffisances tant théoriques qu'empiriques des approches habituellement suivies pour évaluer les préférences à l'égard du risque, du temps et de la lignée nous ont conduit à retenir une approche empiriste et synthétique qui tente de construire des scores ordinaux agrégeant de manière cohérente les réponses des enquêtés à un grand nombre de questions diverses.

Les limites de la théorie : pour une approche empiriste des préférences

Pour l'étude des comportements de l'épargnant, la référence théorique est le modèle de cycle de vie sous sa forme dite « standard ». L'encadré 1 rappelle que ce modèle est particulièrement parcimonieux, puisque qu'il ne retient que trois paramètres de préférence : l'aversion au risque, la préférence temporelle pour le présent, et le degré d'altruisme pour les enfants. Son incapacité manifeste à rendre compte des comportements patrimoniaux observés a cependant conduit au développement disparate de nombreux modèles non standard, qui s'avèrent certes plus réalistes mais nécessitent l'estimation d'un nombre trop élevé de paramètres ; en outre, certains faits marquants, comme la détention limitée des actions ou de la rente viagère, ne reçoivent toujours pas d'explication satisfaisante.

Ce double « échec » relatif de la théorie – profusion de paramètres de préférence difficiles à isoler et inadéquation partielle des prédictions des modèles – signifie que tout questionnaire qui viserait, comme le proposent de Palma et Picard (2012), à « collecter l'information nécessaire pour effectuer une évaluation quantitative, fiable et multidimensionnelle des préférences des investisseurs » est voué à l'échec dès que l'on considère les choix patrimoniaux de l'ensemble des épargnants français. Il justifie l'approche que nous avons adoptée pour mesurer les préférences, moins ambitieuse et surtout plus empiriste, ce d'un double point de vue :

(i) Nous chercherons seulement à évaluer trois « types » de préférences des épargnants, par rapport au risque ou à l'incertain, au temps, et à la lignée, sans trop se demander si les questions posées relatives aux attitudes à l'égard du risque, par exemple, évaluent davantage l'aversion au risque proprement dite, le degré de prudence ou de tempérance (dans la cadre de l'utilité espérée), ou encore l'aversion à la perte, l'aversion à l'ambiguïté ou le degré de pessimisme-optimisme, etc. (cf. encadré 1)

(ii) La complexité et la diversité des phénomènes à mesurer impliquent d'essayer au départ un nombre considérable de questions afin de déterminer *ex post*, pour chaque type de préférence, le nombre d'indicateurs distincts à introduire en fonction des réponses des enquêtés plutôt qu'au nom d'*a priori* théoriques. Les données seront jugées en dernier ressort : elles pourraient aussi bien montrer que la distinction pertinente en matière de risque réside moins dans

RAPPEL THÉORIQUE : MODÈLES DE L'ÉPARGNANT ET PRÉFÉRENCES INDIVIDUELLES

Le modèle de base est celui du cycle de vie sous sa forme standard. L'épargnant n'est censé retirer satisfaction que des volumes globaux de ses propres consommations à chaque période de son existence, ce qui détermine son épargne de cycle de vie. Il peut encore avoir un motif de transmission fonction de son degré d'altruisme θ , et qui est supposé séparable de son épargne de cycle de vie : la forme de ce motif altruiste peut varier, soit que les parents retirent satisfaction du montant des legs effectués (avant ou après impôt), soit qu'ils se soucient directement du bien-être de leurs enfants. Les choix patrimoniaux sont supposés autonomes (non influencés par les comportements d'autrui), purement prospectifs et temporellement cohérents.

La parcimonie du modèle de cycle de vie standard : 3 paramètres de préférence

Le modèle repose sur la maximisation d'une fonction d'utilité U temporellement additive, où les utilités instantanées, $u_t(C_t)$ à la période t , sont actualisées à un taux exponentiel constant qui représente le taux de dépréciation du futur δ – ce taux peut en fait dépendre de l'âge mais pas de la distance au présent (comme dans le cas d'une actualisation hyperbolique). Comme l'épargne de cycle de vie n'est qu'une réserve de consommation différée et ne procure aucune utilité par elle-même, les préférences intertemporelles de consommation sont supposées homothétiques : il s'ensuit que l'utilité instantanée est de forme invariante et isoélastique, soit $u(C) = C^{1-\gamma}/(1-\gamma)$. Le paramètre γ représente le degré de concavité de u (l'élasticité de l'utilité marginale décroissante) ; inverse de l'élasticité intertemporelle de substitution, il s'interprète comme le désir de lissage de la consommation dans le temps. Dans un monde incertain, l'épargnant est enfin supposé maximiser l'espérance de sa fonction d'utilité, si bien que le paramètre γ s'interprète encore comme le degré (constant) d'aversion relative à l'égard du risque ; il conditionne également le degré de prudence de l'épargnant (son épargne de précaution) et son degré de tempérance (soit dans quelle mesure la présence d'un risque exogène, sur son revenu du travail par exemple, réduit sa prise de risque dans ses choix de portefeuille notamment).

Le modèle de cycle de vie standard s'avère donc particulièrement parcimonieux. Les choix patrimoniaux dépendraient seulement de *trois* paramètres de préférence indépendants, qui fixent les rapports au risque et à l'incertain, au temps, et à la lignée :

- γ conditionne plus précisément le lissage intertemporel de la consommation et les attitudes à l'égard du risque ;
- δ réduit d'autant, à espérance de vie donnée, le degré de prévoyance (*foresight*) et l'horizon décisionnel ;
- θ détermine le degré d'altruisme intergénérationnel.

Les effets de ces préférences sur les choix patrimoniaux sont clairs : le montant de patrimoine augmente

avec γ (épargne de précaution), diminue avec δ (épargne de cycle de vie et pour la retraite), augmente avec θ (épargne destinée à la transmission) ; la part des actifs risqués diminue avec l'aversion pour le risque γ .

Dans le cas le plus simple, concernant le choix entre un actif risqué dont le rendement a une espérance m et un écart-type σ , et un actif sans risque de rendement r , la part p des actifs risqués dans le patrimoine égale ainsi $p = (m-r) / \sigma^2 \gamma$: cette dernière dépend donc de l'aversion relative au risque γ et des anticipations de prix concernant l'actif risqué (m, σ) – voire l'actif sans risque (r) – qui sont elles-mêmes fonctions de son niveau d'information. Une variation de la part p investie peut alors provenir d'un changement de l'aversion relative au risque ou d'une modification des anticipations des prix d'actifs, ou encore des deux à la fois. Évidemment, le problème se complique dès que l'on tient compte, par exemple, du risque que supporte l'épargnant sur son revenu du travail : la part investie p diminuera d'autant plus que ce *background risk* est important (substitution des risques) et que la tempérance de l'agent, fonction de γ , est élevée.

Le cadre standard offre donc une traduction particulièrement commode de la relation (2) concernant l'interprétation de la moins grande appétence des épargnants pour les investissements risqués depuis la crise : celle-ci résulte soit d'une aversion pour le risque accrue (augmentation de γ), soit d'anticipations plus pessimistes sur les prix des actifs risqués (m, σ), soit de ressources présentes moins assurées (*background risk*), soit encore d'une combinaison de ces trois facteurs.

Souvent occulté, le message central du modèle standard en matière de préférences est toutefois plus subtil. Si ce modèle sépare totalement les préférences à l'égard du risque (γ), du temps (δ), et de la lignée (θ), les choix patrimoniaux dépendent de manière cruciale de l'*interaction* entre ces paramètres : savoir seulement que l'individu est plutôt tolérant au risque, ou seulement peu prévoyant, n'apporte ainsi qu'une connaissance limitée ; savoir qu'il est les deux à la fois renseigne bien davantage sur ces décisions d'épargne et de composition du patrimoine. En croisant les préférences par rapport au risque et au temps, on peut ainsi distinguer quatre régimes spécifiques d'accumulation patrimoniale dans le modèle standard (Arrondel et Masson, 2007) :

- les « bons pères de famille » (γ élevé, δ faible), prudents et prévoyants, adoptent un profil patrimonial typique du cycle de vie, combinant épargne de cycle de vie et épargne de précaution – *hump + precautionary saving* (Modigliani, 1986) ;
- les « cigales prudentes » (γ élevé, δ élevé), peu tolérantes au risque et peu prévoyantes, cherchent à se rapprocher d'un niveau cible d'épargne de précaution à moyen terme (*target saving*) : elles suivent un modèle de *buffer stock* (Caroll, 1992 ; Deaton, 1992) en se constituant un matelas contre les chutes inopinées de leur revenu d'activité ;



Encadré 1 (suite)

- les « têtes brûlées » (γ faible, δ élevé), tolérantes au risque mais peu prévoyantes, sont les candidats parfaits à « l'addiction rationnelle » (Becker et Murphy, 1988) en environnement incertain ; leur régime d'accumulation n'a pas encore été complètement caractérisé ;
- les « entrepreneurs » (γ faible, δ faible), tolérants au risque et prévoyants, constituent l'idéal de la pensée (néo-) libérale de l'entrepreneur ; les caractéristiques de leur régime d'accumulation demeurent également un problème non totalement résolu.

Cette typologie des épargnants peut encore être raffinée en distinguant les « altruistes » et les égoïstes » dans chaque groupe, ou encore en intégrant le degré d'impatience à court terme β , paramètre « non standard » examiné ci-après, qui introduit une préférence pour le présent temporellement incohérente : l'Ulysse de l'*Odyssée* est typiquement un entrepreneur impatient ; les têtes brûlées impatientes (dont l'Achille de l'*Iliade* est un bon représentant) sont de manière caractéristique sujettes au manque chronique d'argent, aux défauts répétés de paiement ou de remboursement de crédit, etc.

En dépit de ces richesses théoriques, le modèle standard, trop simple, ne bénéficie cependant que d'un pouvoir prédictif limité. Ce modèle ne peut expliquer l'épargne insuffisante pour la retraite d'une partie de la population. Et même si l'on tient compte des coûts de transaction et autres imperfections des marchés du capital ainsi que des limites d'accès à l'information, il génère des portefeuilles beaucoup plus diversifiés que ceux que l'on observe dans la réalité : il ne permet pas notamment d'expliquer la désaffection relative pour la rente viagère, ni la diffusion limitée des actions au sein même de patrimoines financiers élevés qui devraient pallier l'effet des coûts de transaction (cf. Masson, 2010a et Arrondel et Masson, 2011).

Les limites de modèles non standard plus réalistes : trop de paramètres de préférence

Pour remédier à ces insuffisances mais aussi rendre compte des résultats de l'économie expérimentale, les modèles non-standard ont cependant été amenés à introduire de nombreux autres paramètres de préférence.

En matière de risque, ces derniers résultent le plus souvent du rejet du modèle d'utilité espérée :

- Le degré d'*optimisme* ou de *pessimisme* de l'individu, selon la manière – non linéaire – dont il transforme les probabilités des événements risqués, permet notamment d'expliquer les « anomalies » de la demande d'assurance (ce que ne peut pas faire le modèle d'utilité espérée, linéaire dans les probabilités, pour lequel les agents sont neutres au risque pour de petits risques).
- L'*aversion à la perte* fait que pour juger de la rentabilité d'une opération financière risquée, le sujet se détermine en fonction d'un niveau de référence - la richesse initiale dans les cas les plus simples - par rapport

auquel il évalue différemment les gains et les pertes : la désutilité retirée d'une perte est initialement supérieure (en valeur absolue) à l'utilité retirée d'un gain équivalent (Kahneman et Tversky, 1979). Avancée notable, l'aversion à la perte requiert cependant l'introduction d'au moins trois nouveaux paramètres de préférence.

- L'*aversion à l'ambiguïté* conduit à privilégier les situations moins favorables lorsque les probabilités d'un événement sont mal connues : elle contribuerait à expliquer la faible demande d'actions étrangères, mais aussi la désaffection pour la rente viagère du fait de la méconnaissance que l'individu a de ses probabilités de survie, fortement idiosyncratiques.

S'agissant des rapports au temps, les modèles non standard rejettent surtout l'hypothèse de cohérence temporelle des choix, ne prêtant aux épargnants qu'une rationalité limitée :

- L'actualisation *quasi-hyperbolique* entraîne une dépréciation supplémentaire du futur immédiat, soit $1-\beta$, qui fait que les individus sont tentés de trop consommer dans l'instant. Le paramètre β peut traduire soit un manque d'imagination ou de clairvoyance qui pousse à la « procrastination », i.e. à remettre sans cesse au lendemain les tâches ou résolutions désagréables (Akerlof, 1991), soit un manque de volonté ou de maîtrise de soi lorsque le sujet ne peut s'en tenir aux règles qu'il s'est pourtant données au départ (Laibson, 1997). L'épargne contractuelle (bloquée) aurait le plus de succès auprès de ces agents impatientes (β élevé) qui sont également prévoyants (δ faible) : ces derniers voudraient en effet s'auto-discipliner, se pré-engager, en gelant provisoirement leurs avoirs ou en se forçant à des versements réguliers.

- Plus généralement, les épargnants seraient victimes de leurs *émotions*. Les unes pollueraient les attitudes à l'égard du temps, comme le désir général d'amélioration dans l'avenir (en faveur de profils de consommation croissants) ou les phénomènes d'anticipation trahissant un biais en faveur du futur, tels le plaisir de l'attente - *savoring* - d'un événement heureux que l'on diffère, ou l'appréhension - *dread* - d'une expérience douloureuse dont on cherche à être débarrassé au plus vite. D'autres émotions seraient responsables d'une aversion systématique à la dépossession (*endowment effect*) ou d'une sensibilité rétrospective induite aux coûts passés, déjà subis et donc irrécupérables (*sunk costs fallacy*), etc.

- Pire encore, les épargnants souffriraient d'un manque d'éducation financière ou de capacités cognitives limitées. Ils commettraient des « erreurs » de tous ordres, de calcul, de stratégie, mais aussi d'anticipation dans le recueil et le traitement de l'information ou la formation de leurs croyances : révisions non bayésiennes, confiance exagérée dans leurs jugements (*overconfidence*), incapacité de planifier à long terme, etc. Plus encore que l'actualisation quasi-hyperbolique, ces différents « biais » mis en avant par l'économie comportementale pourraient expliquer une préparation inadéquate à la retraite. En outre, les choix seraient trop dépendants des effets de contexte (*framing effects*) ou de codage mental



Encadré 1 (suite)

(*mental accounting*), où le sujet impose de lui-même des contraintes à ses dépenses en plaçant ses ressources dans différents comptes mentaux plus ou moins fongibles, par exemple « ressources courantes », « patrimoine courant » et « ressources futures », à propensions marginales à consommer décroissantes (Shefrin et Thaler, 1988).

Que retenir de ces développements théoriques non standard pour la mesure pratique des préférences des épargnants ? Ils soulèvent en fait deux difficultés considérables.

Tout d'abord, la théorie propose de prendre en compte, notamment en matière de risque, un nombre beaucoup trop élevé de paramètres de préférences – dont la liste indiquée ci-dessus est d'ailleurs loin d'être exhaustive. Chacun apparaît pertinent, mais son estimation empirique suppose de se placer dans des conditions très particulières et souvent trop abstraites, au risque de multiplier les erreurs de mesure ou d'obtenir des résultats inexploitablement ; à cet égard, les incitations financières que fournit l'économie expérimentale ne sont que d'un secours limité.

Ensuite, les modèles non standard même les plus sophistiqués peinent à rendre compte des faits stylisés les plus marquants des choix patrimoniaux. On ne parle pas ici des comportements d'investisseurs avertis mais simplement de ceux d'un épargnant (français) « ordinaire », qui se caractérisent notamment par :

(i) une épargne notablement insuffisante pour la retraite dans près d'un cas sur quatre ; (ii) une désaffection pour la rente viagère qui reste, malgré ses imperfections, un produit rentable dans le cadre de l'épargne de cycle de vie ; (iii) une diffusion limitée des produits risqués comme les actions.

Sur ces trois critères, les modèles non standard font certes beaucoup mieux que la variante standard : ils peuvent ainsi rendre compte de certains cas d'insuffisance d'épargne pour les vieux jours et prédisent des montants détenus en rente viagère ou en actions beaucoup plus faibles. Mais la faible accumulation de ménages aux capacités cognitives et aux niveaux d'éducation et de ressources plutôt élevés les laisse perplexes. Surtout, ils ne parviennent pas vraiment à expliquer qu'une grande majorité de ménages ne détiennent ni rente viagère, ni actions (Masson, 2010a). La détention directe d'actions concerne ainsi moins de 15 % des Français aujourd'hui, sans que l'on puisse toujours incriminer les coûts de transaction puisque cette détention reste limitée même au sein de patrimoines (financiers) déjà élevés et de ménages éduqués. Certes, la conjoncture actuelle défavorable, dont on verra qu'elle a rendu plus pessimistes les anticipations des ménages portant sur les prix des actions dans les années à venir, explique en partie un taux d'actionnaires aussi bas ; mais ce taux n'a jamais dépassé le quart des ménages même dans les périodes fastes de la bourse et de la croissance économique.

l'opposition entre les aversions au risque, à la perte et à l'ambiguïté, que dans les différences de réaction des sujets aux petits risques et aux grands risques, empêchant de considérer sur le même plan les réponses apportées à des choix anecdotiques et à des décisions vitales.

Les mesures usuelles des préférences à l'égard du risque sont peu satisfaisantes

La littérature économique propose aujourd'hui une grande variété de mesures des préférences vis-à-vis du risque. L'éventail des estimations de la préférence temporelle est déjà plus restreint, et rares sont les études étrangères qui évaluent à la fois les deux types de préférences en estimant leurs effets respectifs sur le montant et la composition du patrimoine². Enfin, le degré d'altruisme familial n'est en général pas pris en compte.

S'agissant du risque, ces mesures peuvent être distinguées selon la nature des informations recueillies : par enquête auprès des ménages ou à partir de données expérimentales (cf. encadré 2).

Celles obtenues dans les enquêtes ont l'avantage de concerner de grands échantillons représentatifs mais, et cette question fait débat, ne font l'objet d'aucune incitation financière. Un bon nombre d'entre elles ont été collectées dans des vagues de l'enquête *Pater* ; elles se contentent souvent d'évaluer une attitude générale à l'égard du risque plutôt que d'identifier un paramètre de préférence spécifique, l'aversion à la perte par exemple.

Directement inspirées de la théorie, les études expérimentales prennent la plupart du temps la forme de choix hypothétiques (par exemple entre des loteries) calibrés pour mesurer un paramètre de préférence précis. Mais ces questions sont souvent complexes et abstraites, mal comprises par les sujets les moins « éduqués financièrement », et ne portent que sur des échantillons réduits. Et même si elles sont couplées à des incitations

2. Barsky et al. (1997) et Dohmen et al. (2010 et 2011) font figure d'exception, mais dans les deux cas les mesures de préférence temporelle sont peu satisfaisantes. Même le survey récent de Guiso et Sodini (2012) sur Household Finance ne traite que des préférences à l'égard du risque.

financières, les mesures obtenues soulèvent la question de la transposition des comportements entre données *in vitro* et *in vivo*.

La recension menée dans l'encadré 2 montre plus généralement que ces diverses mesures des attitudes à l'égard du risque posent problème.

Encadré 2

MESURES USUELLES DES ATTITUDES À L'ÉGARD DU RISQUE

Les mesures des attitudes vis-à-vis du risque se différencient selon le domaine de la vie considéré. *A priori* les plus pertinentes, les unes concernent directement les investissements financiers mais leurs effets sur l'accumulation du patrimoine et sa composition présentent des biais d'endogénéité évidents. D'autres se réfèrent à des domaines différents, tels le revenu, la santé ou le sport. D'autres encore se veulent plus synthétiques, qu'elles concernent la vie de l'individu « en général » ou qu'elles résument les réponses apportées à une série de questions relatives à divers domaines, à l'instar de ce qui est fait dans les questionnaires psychologiques (Weber *et al.*, 2002). Ces dernières mesures supposent une homogénéité des attitudes face au risque dans les différents choix de l'existence, comme s'il existait une sorte de disposition comportementale générale à l'égard de situations aléatoires, plus ou moins indépendante du domaine de la vie envisagé. Doit-on souscrire à cette hypothèse ou faut-il au contraire mettre l'accent sur la substitution entre risques qui explique qu'un épargnant ayant opté pour un métier risqué tempère d'autant sa prise de risque dans ses choix financiers ?

La loterie de Barsky *et al.* (1997) concernant les choix professionnels

La mesure de l'attitude à l'égard du risque la plus connue et la plus utilisée est celle initiée par Barsky *et al.* (1997). Elle est fondée sur des choix hypothétiques de loteries concernant le revenu permanent de l'individu. Ce dernier se voit offrir différents contrats de travail à la place de celui actuel, générant un revenu de cycle de vie R : par exemple, un contrat où il a une probabilité 1/2 de doubler ce revenu et une probabilité 1/2 de gagner seulement λR ($\lambda < 1$). La formulation initiale du *Health and Retirement Survey* (HRS) américain (en 1992 et 1994) proposait simplement aux enquêtés de choisir entre les différents contrats de travail proposés. Pour éviter les biais de *statu quo*, dus au fait que certains individus sont réticents à changer de travail, un autre questionnaire a été envisagé dans les vagues ultérieures : l'individu est mis en situation de devoir déménager pour des raisons de santé et donc de changer de travail.

Dans le cadre standard de l'utilité espérée, un individu ayant une fonction d'utilité isoélastique V d'élasticité γ préférera conserver son revenu R si et seulement si : $1/2V(2R) + 1/2V(\lambda R) \geq V(R)$. En faisant varier la valeur de λ , il est alors possible d'en déduire un intervalle pour l'aversion relative pour le risque γ : par exemple, si l'individu refuse le contrat pour $\lambda=2/3$ mais l'accepte pour $\lambda=4/5$, la valeur de γ se situe dans l'intervalle $[2 ; 3,76[$.

Les hypothèses du modèle standard sont certes irréalistes, mais rien n'empêche d'interpréter la mesure réalisée comme un indicateur qualitatif de l'attitude générale à l'égard du risque plutôt qu'une évaluation quantitative de l'aversion relative *stricto sensu*. L'important est que la méthode permet finalement de classer les individus en quatre ou six catégories, des plus aux moins tolérants au risque.

Les résultats issus de la première vague du HRS américain en 1992 montraient qu'environ deux tiers des ménages américains (de plus de 50 ans) se classaient dans la catégorie des plus averses au risque et environ 12 % dans celle des plus tolérants au risque. La tolérance au risque diminuait substantiellement avec l'âge et était plus élevée pour les hommes que pour les femmes. Barsky *et al.* (1997) montrent également que la tolérance au risque varie avec la race et la religion: les « blancs sont moins tolérants au risque, les noirs et les natifs un peu plus, les asiatiques et les hispaniques encore plus » (p. 550) ; en termes d'éducation religieuse, ce sont les protestants qui sont les moins tolérants au risque et les juifs le plus, les catholiques occupant une position intermédiaire.

Cette variable permet d'expliquer statistiquement les comportements à risque (consommation de tabac ou d'alcool, profession d'indépendant, demande d'assurance et d'actifs risqués...), même si son pouvoir explicatif demeure relativement faible.

Cette loterie a subi de nombreuses critiques. Elle concerne uniquement le domaine professionnel et dépend de la situation actuelle du répondant, en particulier de sa prise de risque dans son portefeuille financier (substitution des risques). En outre, les questions posées semblent trop abstraites et artificielles à partir d'une situation hypothétique (10 % de l'échantillon refuse de participer à cette loterie). Enfin, les réponses sont instables, sujettes à beaucoup de bruit, avec seulement une corrélation de rang de 0,27 pour les mêmes individus dans les deux premières vagues du HRS (1992 et 1994). Guiso *et al.* (2013) utilisent cette variabilité des réponses pour conclure que les épargnants italiens seraient devenus plus averses au risque depuis la crise financière, évolution brutale qu'ils attribuent à une « peur » (irrationnelle). S'il est avéré, cet effet semblerait surtout montrer que cette loterie est sensible aux émotions du moment qui rendraient cette mesure instable.

Le tableau croisé ci-après de la distribution de la population enquêtée aux deux vagues *Pater* de →

Encadré 2 (suite)

2007 et 2009 montre l'ampleur du phénomène : les effectifs sur la diagonale sont loin d'être les plus importants à l'exception des plus averses au risque ; surtout, plus de 40 % des individus s'estiment tolérants au risque hier, révisent complètement leur jugement pour ne plus accepter aucun risque deux ans après. Ces mêmes incohérences s'observent dans les données américaines de Barsky *et al.* (1997) et ont conduit ces auteurs à utiliser la dimension panel (*test-retest*) pour corriger les bruits dans les réponses.

Les corrections des biais de la loterie concernant les choix professionnels

La réplication de cette loterie dans les différentes vagues du panel HRS de 1994 à 2002 (tous les 2 ans sauf en 1996) a effectivement permis de contrôler en partie ces biais d'estimation et d'obtenir *ex post* des mesures corrigées beaucoup plus fiables, moins instables, et qui expliquent mieux les comportements à risque.

Kimball *et al.* (2008) ont ainsi corrigé la mesure (continue) de l'aversion au risque de différents bruits : biais de *statu quo* incitant les individus à ne pas vouloir changer de travail et donc à choisir le choix certain, erreur individuelle systématique dans les réponses aux différentes vagues, et erreur transitoire dans les choix de chaque vague. La prise en compte de ces erreurs permet de mettre en évidence le sens du biais initial : la tolérance au risque corrigée serait plus élevée de 11 % par rapport à la mesure originale. Par ailleurs, le pouvoir explicatif sur la demande d'actifs risqués de la mesure corrigée augmente sensiblement au détriment d'autres facteurs, sexe et diplôme en particulier. Néanmoins, un biais difficile à corriger demeure : la plus grande tolérance au risque des plus diplômés pourrait être due en partie à leur capacité à mieux comprendre une question complexe – (cf. Borghans, *et al.*, 2008).

Beauchamp, Cesarini et Johannesson (2011) aboutissent à des conclusions similaires sur des données suédoises concernant la même loterie : un *retest* sur un sous-échantillon d'individus (500 sur 11 000) permet de montrer que la correction des erreurs de mesure (variation transitoire) accroît considérablement le pouvoir explicatif de la loterie sur les comportements risqués. Par ailleurs, la mesure corrigée est elle-même mieux expliquée par les déterminants individuels. Enfin, la corrélation des préférences au sein de la fratrie est plus importante.

Sahm (2012) utilise les données du HRS pour étudier les changements temporels des préférences vis-à-vis du risque (en « empilant » les 18 600 réponses des quelques 12 000 individus) sur la période 1992-2002. Les résultats révèlent encore de fortes hétérogénéités individuelles de la tolérance au risque (en fonction du sexe, de l'origine ethnique ou encore de la religion notamment) et des variations systématiques au cours du temps tels que l'âge (effet négatif) et les évolutions macroéconomiques favorables (effet positif). Par contre, les autres changements dans les situations individuelles (chômage, divorce, maladies...) n'affectent pas la propension à prendre des risques. Enfin, contrairement aux variations systématiques, la plus large part de la variation transitoire dans les réponses à la loterie reste inexplicable. Les préférences individuelles vis-à-vis du risque apparaissent donc stables au cours de la période considérée.

Kimball *et al.* (2009) utilisent la vague du *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) américain de 1996 dont le questionnaire comprenait la même loterie. Ils retrouvent un fort effet d'âge estimé cette fois sur toute la population. Par ailleurs, les différents membres de la même famille ayant été interrogés, ils obtiennent de nouvelles corrélations intéressantes pour l'aversion au risque : cette corrélation est positive et significative entre conjoints (0,41), entre frères et sœurs (0,48), et aussi entre les enfants et chacun des parents (0,23 avec la mère et 0,14 avec le père).

Distribution de la population en fonction des réponses à la loterie

En %

		2007				Nombre d'observations
		$\gamma > 3,76$	$2 = < \gamma < 3,76$	$1 = < \gamma < 2$	$\gamma < 1$	
2009	$\gamma > 3,76$	73,4	41,4	37,0	41,2	1061
	$2 = < \gamma < 3,76$	13,6	38,1	25,6	12,8	425
	$1 = < \gamma < 2$	10,2	16,6	29,8	23,0	320
	$\gamma < 1$	2,8	3,9	7,6	23,0	107
	Nombre d'observations	894	488	383	148	1913

Lecture : 41,2 % des individus les moins averses au risque en 2007 (aversion relative au risque γ inférieure à 1) étaient parmi les plus averses au risque en 2009 (aversion relative au risque γ supérieure à 3,76)

Champ : population panelisée ayant répondu à la loterie en 2007 et 2009.

Source : enquêtes Pater 2007 et 2009.



Encadré 2 (suite)

Les échelles de risque à la Likert

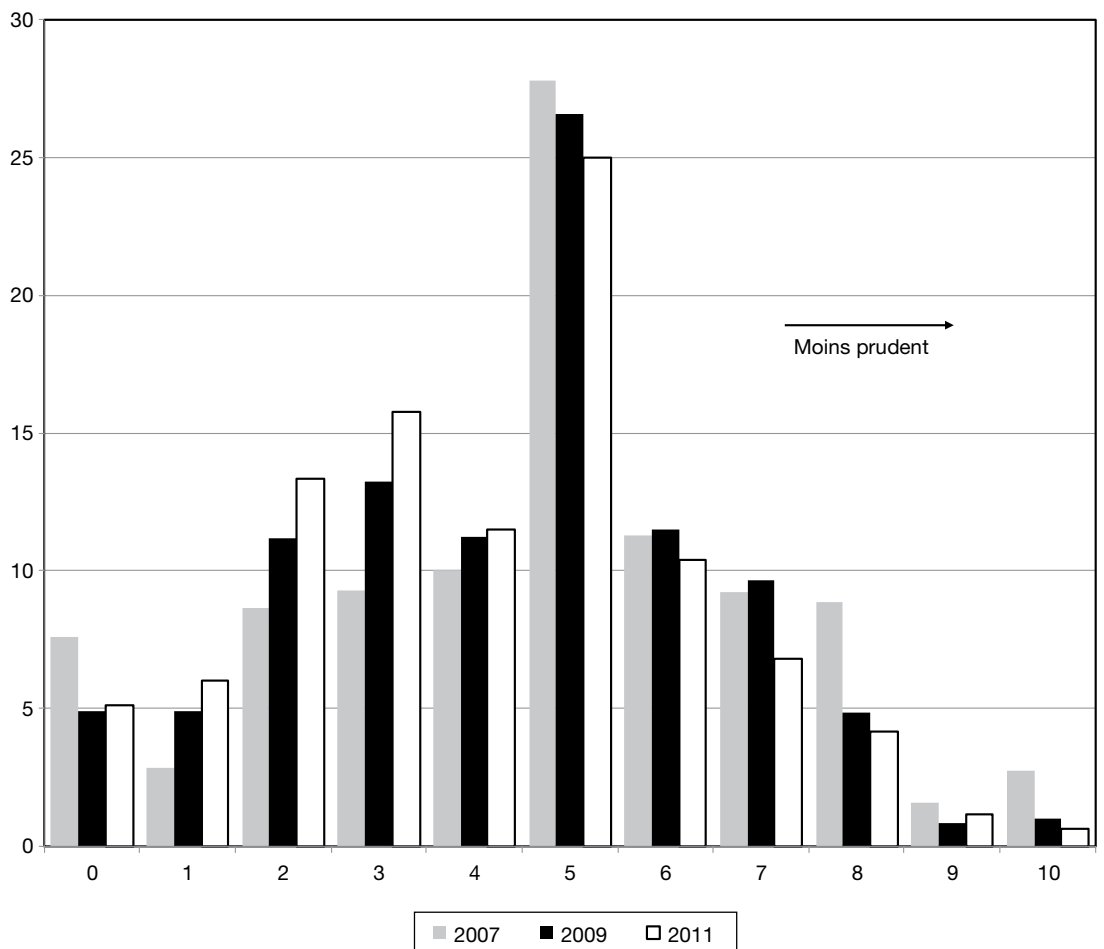
D'autres mesures sont fondées sur des échelles auto-déclarées où l'on demande aux individus d'évaluer leur propension à prendre des risques sur une échelle de 0 à 10. La méthode est relativement courante et facile à mettre en place dans les enquêtes. Ces échelles peuvent être posées « en général » ou concerner des domaines spécifiques de la vie : la santé, le sport et les loisirs, les domaines professionnel ou financier, etc. Purement subjectives, elles mesurent une attitude indifférenciée à l'égard du risque. L'individu manque cependant de repères pour s'évaluer : ainsi, le chiffre 5 peut revêtir une signification très différente d'un individu à l'autre en l'absence de vignettes circonstanciées. En outre,

les distributions de la population selon une échelle donnée fluctuent d'une enquête à l'autre, avec un pic trop important à la valeur 5, comme le montre le graphique ci-dessous entre 2007 et 2011 pour l'échelle de risque.

La méthode a notamment été utilisée sur données allemandes par Dohmen *et al.*, (2011) et Ziegelmeyer (2010). Les individus âgés et les femmes apparaissent moins tolérants au risque. Les échelles de risque permettent d'expliquer tout un ensemble de comportements risqués, allant de la consommation de tabac au choix de portefeuille en passant par la pratique de sport et le choix d'activité. Dohmen *et al.* (2012) obtiennent par ailleurs une corrélation positive entre les réponses aux échelles des parents et des enfants adultes.

Distribution de l'échelle de risque (en %)

En %



Lecture : 25% des enquêtés se situaient à 5 sur l'échelle de risque global en 2011.
Champ : population ayant répondu à l'échelle de risque dans les trois vagues de l'enquête.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.



Encadré 2 (suite)

Les mesures du risque basées sur des choix financiers hypothétiques

D'autres mesures subjectives sont tirées de réponses à de simples questions *ad hoc* concernant des stratégies ou options financières, risquées ou non. Elles remontent à la vague du *Survey of Consumer Finance* (SCF) américain de 1983, où on demandait aux individus de choisir entre plusieurs options d'investissement : entre « prendre des risques financiers importants en espérant des rendements substantiels » et « ne prendre aucun risque financier ». Plus récemment, des questions similaires ont également été proposées par Iezzi (2008) et Guiso et Paiella (2008) sur données italiennes, Kapteyn et Teppa (2011) aux Pays-Bas, Weber *et al.* (2013) sur données britanniques.

La mesure de Iezzi (2008) est un indicateur d'aversion au risque qui distingue quatre groupes d'investisseurs en fonction d'une série d'arbitrage rendement-risque sur des actifs comme dans l'enquête américaine SCF. Cet indicateur permet d'expliquer la probabilité de détenir des actifs risqués. Dans la même veine, Guiso et Paiella (2008) construisent une mesure de l'aversion absolue pour le risque à partir de la somme maximale que les individus italiens sont prêts à investir dans un actif risqué dont la probabilité de rapporter un capital donné est la même que de tout perdre. L'aversion absolue décroît avec le niveau des ressources de l'individu mais ne dépend pas de ses autres caractéristiques. L'exposition au risque de revenu l'incite par ailleurs à investir moins dans l'actif risqué, mettant en évidence un comportement de tempérance (substitution des risques).

La mesure synthétique de Kapteyn et Teppa (2011) est établie à partir des réponses de l'individu sur des échelles allant de 0 à 7 (entre « tout à fait d'accord » et « pas du tout d'accord ») concernant des questions sur des choix d'investissement, telles que : « Je veux être certain que mon investissement soit sûr », ou « Je n'investis jamais dans des actions parce que je trouve cela trop risqué ». De même, Weber *et al.* (2013) évaluent l'attitude à l'égard du risque des clients de la banque *Barclays* à partir d'échelles de Likert, graduées de 0 à 7, en réponse à des questions du genre : « je suis un investisseur qui prend des risques », ou « il est vraisemblable que j'investisse un montant significatif dans un investissement très risqué ».

Ce type de questionnaire, moins artificiel, pose néanmoins deux problèmes. Le premier, d'ordre théorique, vient de ce que la mesure, concernant une attitude générique à l'égard du risque, ne peut être rapprochée d'aucun paramètre de préférence précis des modèles. Le second problème est plus gênant : une mesure fondée sur des questions financières est à l'évidence sujette à des biais d'endogénéité lorsqu'elle est utilisée pour expliquer les choix patrimoniaux. Malgré cela, Kapteyn et Teppa concluent que leur mesure des attitudes vis-à-vis du risque a un pouvoir explicatif supérieur à loterie de Barsky

et al. (1997) pour expliquer la demande d'actifs risqués. Ces biais d'endogénéité prennent toutefois un tour paroxystique chez de Palma et Picard (2012), dont les mesures de l'aversion au risque et de l'aversion à la perte sont obtenues à partir de choix hypothétiques entre un placement sans risque et un actif risqué de caractéristiques données. Au-delà de l'interprétation des réponses en termes d'aversion au risque ou à la perte, tout revient finalement à tester la cohérence interne – « rationnelle » – des choix effectués *in vitro* et *in vivo* en oubliant notamment que l'aversion à l'ambiguïté joue un rôle clef dans les comportements réels.

Les mesures expérimentales des préférences à l'égard du risque

Enfin, les mesures expérimentales sont de plus en plus utilisées parce qu'elles sont issues de choix de loteries comportant de réelles incitations financières – « les conditions du direct ». Elles permettent aussi un meilleur contrôle des effets de « formulation » ou de contexte (*framing effect*). Enfin, elles mesurent *a priori* un paramètre de préférence spécifique tiré directement de la théorie (aversion au risque proprement dite, aversion à la perte, aversion à l'ambiguïté, etc.).

Les mesures expérimentales de l'aversion au risque sous forme de loteries rémunérées sont basées le plus souvent sur une procédure de type Holt et Laury (2002) : le choix entre un gain certain et une loterie risquée est répété en augmentant les enjeux de la loterie jusqu'à ce que les individus acceptent la loterie. Dohmen *et al.* (2011) utilisent une telle procédure sur un sous-échantillon de l'enquête allemande : ils trouvent une corrélation positive significative entre leur échelle générale de l'attitude à l'égard du risque et cette mesure expérimentale, bien que la corrélation soit assez faible. Sur un sous-échantillon (400 individus) de *Pater-2007*, Cohen *et al.* (2010) disposent d'une mesure expérimentale similaire de l'aversion au risque mais aussi de l'aversion à l'ambiguïté. Là encore, les résultats sont plutôt décevants : corrélations positives mais limitées avec les autres mesures des préférences à l'égard du risque, faible pouvoir explicatif de ces deux mesures sur les choix de portefeuille (cf. annexe). Cette mesure permet d'expliquer certains choix risqués mais de manière moins satisfaisante que l'échelle de Likert.

Enfin, sur un échantillon représentatif de ménages hollandais, l'étude expérimentale de von Gaudecker *et al.* (2011) mesure quatre paramètres de préférences liés au risque : l'aversion au risque, l'aversion à la perte, la préférence à la Kreps-Porteus pour la résolution précoce ou tardive de l'incertitude, la propension de choisir « au hasard ». Tous ces paramètres ont un pouvoir explicatif sur des choix risqués effectués en laboratoire (avec des incitations financières), mais l'enquête ne renseigne pas sur les choix patrimoniaux réels des sujets interrogés.

Les mesures expérimentales expliquent peu les comportements patrimoniaux des ménages dans la vie réelle. Celles qui portent sur les choix ou les stratégies dans le domaine financier apparaissent souvent artificielles et leurs effets sur le patrimoine sont entachés de biais d'endogénéité. Mais choisir, à défaut, le seul domaine professionnel où les prises de risque sont typiquement plus faibles que dans les investissements financiers apparaît largement arbitraire : c'est pourtant ce que fait, à partir de loteries sur le revenu permanent, la mesure la plus utilisée, celle de Barsky *et al.* (1997), dont le caractère trop compliqué ou abstrait semble expliquer la forte instabilité des réponses pour un même individu au cours du temps³. Enfin, si elles semblent parler davantage aux individus, les échelles auto-déclarées manquent de point de référence objectif (que signifie la valeur 5 entre 0 et 10 ?) par rapport auquel l'enquête pourrait clairement se situer.

Au total, prise isolément, aucune question utilisée pour mesurer les préférences à l'égard du risque et leurs effets sur le patrimoine ne semble vraiment convenir, car on ne sait à quel domaine de la vie elle devrait se rapporter, ni quelle forme générale elle devrait prendre : ciblée sur la théorie, elle apparaît trop abstraite et entraîne énormément de bruit dans les réponses ; plus concrète ou *ad hoc*, son interprétation demeure trop imprécise. Au-delà des attitudes à l'égard du risque, cette conclusion empirique a une portée générale ; elle explique que nos mesures des préférences reposent sur une méthode synthétique de « scoring ».

Les mesures des attitudes vis-à-vis du temps posent d'abord un problème conceptuel

Contrairement aux attitudes à l'égard du risque, la préférence temporelle pour le présent dans le cadre du cycle de vie pose d'emblée un problème conceptuel. Il suffit de rappeler que pour nombre d'auteurs importants, économistes (Ramsey, Harrod, Sen, Tobin) ou philosophes (Nagel, Rawls), une préférence temporelle pure et rationnelle ne se justifie pas sur un horizon *fini* comme celui de l'existence : le futur n'est pas déprécié, soit $\delta = 0$.

Comment alors interpréter les mesures empiriques du taux de dépréciation du futur δ dont le survey peu flatteur de Frederick *et al.* (2002) propose une liste quasi exhaustive à cette date en mettant en évidence l'énorme variabilité des

estimateurs suivant les études, entre - 6 % et 200 % ?

Les mesures obtenues dans les enquêtes, le plus souvent économétriques, permettent rarement d'isoler une préférence pure pour le présent parce qu'elles sont polluées par de multiples autres facteurs parasites : par exemple, le taux de dépréciation du futur δ ne doit pas être confondu avec le taux d'intérêt (comme dans les arbitrages entre les gains ou les pertes monétaires à des dates différentes), ni avec le taux marginal intertemporel de substitution à la consommation ; la mesure ne doit pas non plus traduire les effets de l'incertitude du futur – je préfère un aujourd'hui à deux demain parce que « *l'un est sûr, alors que l'autre ne l'est pas* ».

Les mesures expérimentales (avec incitations monétaires) sont censées contrôler de tels facteurs. Certaines ont été adaptées de la procédure de Holt et Laury (2002) pour les choix risqués : des choix successifs sont proposés aux enquêtés en faisant augmenter le « prix de l'attente », la valeur de la préférence pour le présent étant déterminée au moment où l'individu opte pour l'occurrence future⁴. Les résultats obtenus, plutôt décevants (ces mesures expliquent peu les comportements patrimoniaux), viennent de ce que ces estimations incorporent toujours des éléments subjectifs irrationnels – émotions, effets de contexte, *dread*, *savoring*...⁵ – et concernent seulement le court terme. De fait, ces mesures expérimentales souffrent de la quasi-impossibilité de reproduire le temps long de la vie en laboratoire, et plus encore les rapports subjectifs du sujet avec sa propre mort (cf. Masson, 2010b).

Mais la plupart des mesures usuelles des attitudes à l'égard du temps pâtissent surtout des difficultés soulevées par le concept même de préférence pour le présent, en général mal compris. Cette préférence qui compare directement les satisfactions d'aujourd'hui et de demain est

3. Il n'en reste pas moins que le traitement économétrique des réponses successives données à cette loterie par un même individu permet de corriger une partie de ces biais de mesure (voir encadré 2 et conclusion).

4. Dohmen *et al.* (2010) disposent d'une telle mesure qu'ils relient aux capacités cognitives des individus ; Cohen *et al.* (2010) ont construit une mesure similaire sur un sous-échantillon de notre enquête française Pater-2007.

5. *Savoring* et *dread* sont des phénomènes d'anticipation qui jouent comme une préférence pour le futur. *Savoring* (littéralement « saliver ») : plaisir retiré de l'attente d'un événement agréable – que l'on diffère en conséquence. *Dread* : appréhension d'une expérience pénible à venir – dont on cherche du coup à se débarrasser au plus vite.

d'un « ordre plus élevé » parce qu'elle porte sur les fins poursuivies : elle diminue avec la force et l'étendue des projets actuels de l'épargnant qui déterminent son horizon décisionnel. Seule une conception « existentielle » de la préférence temporelle (rationnelle) sur le cycle de vie permet véritablement de justifier dans ce cadre un taux δ positif (Masson, 2010b) : tant que l'on adopte comme Rawls un point de vue extérieur et objectif sur sa propre existence, il n'y a en effet aucune raison de ne pas adopter un traitement équitable ou symétrique de ses différents moments – aux probabilités de survie près.

Une priorité rationnelle pour le présent se justifie seulement par le propre de la subjectivité humaine qui s'exprime dans les rapports de soi à soi dans le temps et dans les projets conférant *aujourd'hui* sens et substance à son existence (mariage, métier, acquisition du logement, étude des enfants, retraite, etc.) : « *l'homme est un projet qui décide de lui-même* » (Sartre). C'est que la continuité de l'existence (*i.e.* $\delta = 0$) ne va pas de soi : les « moi futurs » *n'existent* véritablement pour le moi présent que si ce dernier a aujourd'hui des raisons de vivre, des projets fédérateurs qui les concernent et font qu'il se soucie de ces répliques plus ou moins lointaines de lui-même, qu'il se sent concerné par ce qu'il deviendra demain.⁶

Des mesures expérimentales sur des distances temporelles de un an tout au plus n'ont aucune chance d'approcher une telle conception de la préférence temporelle. En revanche, des échelles de Likert subjectives, construites sur le même mode que celles à l'égard du risque, où l'on demande au sujet de s'auto-évaluer entre 0 (« vit au jour le jour ») et 10 (« préoccupé par l'avenir ») apportent des informations plus pertinentes, pour imprécises qu'elles soient. De même, Ameriks *et al.* (2003) utilisent une question purement qualitative sur la « propension à planifier » qui apporte une information indirecte mais exploitable sur (l'inverse de) la préférence pour le présent ; correctement instrumentée pour corriger les biais d'endogénéité (*i.e.* avoir un patrimoine prédispose à une vision de long terme), cette variable a des effets positifs non négligeables sur les montants de patrimoine globaux et financiers aux États-Unis.

En résumé, la préférence pour le présent – telle que nous la définissons – sera le mieux mesurée à partir d'une série de questions concrètes, en prise directe avec la vie des individus, et qui

concernent directement leur horizon décisionnel (plutôt que des choix entre « *un aujourd'hui et deux demain* »).

Une solution : multiplier les questions puisqu'aucune n'est satisfaisante en soi

Les limites de la théorie nous ont orienté vers une approche empiriste sur deux plans : (i) les mesures concerneront les trois types de préférence en général, à l'égard du risque, du temps et de la lignée, non un paramètre particulier ; (ii) les données trancheront *in fine* sur le nombre d'indicateurs à introduire pour chaque type de préférence. Le fait qu'en matière de risque ou de temps aucune question ne soit satisfaisante en soi conduit par ailleurs à les multiplier, et cela sur deux plans :

- Les questions considérées vont balayer un large éventail de domaines : consommation, loisirs, placements financiers proprement dits, travail, famille, santé, retraite...

- Les questions utilisées seront de différente nature, relatives à des contextes variés : les plus nombreuses, relatives à la vie de tous les jours et auxquelles il est facile de répondre, interrogeront les enquêtés sur leurs comportements effectifs, leurs opinions ou intentions ; d'autres concerneront aussi bien les réactions à des scénarios fictifs que des choix de loterie plus abstraits. Certaines seront anecdotiques, d'autres auront trait à des décisions vitales.

Pater ou comment mesurer les préférences des épargnants

Justifiée tant par les limites de la théorie que par les difficultés empiriques du questionnement, la méthode de mesure des préférences que nous avons initiée est de construire des *scores* agrégés et relatifs qui résument le plus fidèlement possible l'information apportée par les réponses de l'enquêté à cet ensemble de questions⁷.

La méthode a été mise au point, initialement, sur les données d'un sous-échantillon d'un millier de ménages de l'enquête Insee *Patrimoine*

6. Dans cette perspective, le poids $\alpha(t)$ accordé aux satisfactions à la date t – $\alpha(t) = e^{-\delta t}$ – mesure la prégnance et l'étendue de ces projets et peut s'interpréter comme une sorte d'altruisme du moi présent vis-à-vis du moi en t .

7. Notre approche rejoint ainsi l'analyse multidimensionnelle des traits de personnalité initiée par des psychométriciens et reprise depuis peu par les économistes, autour de J. Heckman (voir Borghans *et al.*, 2008).

1998 à partir de plus d'une centaine de questions posées lors d'une seconde interview. Les enquêtes *Pater* suivantes ont été réalisées par Tns-Sofres par voie postale (cf. tableau 1). L'expérience a d'abord été reconduite en 2002 avec le projet spécifique d'interroger deux générations simultanément pour analyser le processus de transmission intergénérationnelle des préférences. Elle a été reconduite depuis, améliorée sur plusieurs points, dans les trois vagues *Pater* de 2007, 2009 et 2011, concernant des échantillons représentatifs de la population française plus importants (de 3 600 à 3 800 ménages). Ces dernières comportent un plus grand nombre de questions relatives aux préférences, quasiment identiques d'une vague à l'autre, avec une importante dimension de panel (2 000 ménages environ figurent dans les deux vagues 2007 et 2009 et dans celles de 2009 et 2011, un millier dans les trois vagues) afin de pouvoir observer l'évolution des préférences et les réactions des épargnants pendant la crise financière.⁸

La mise au point de « scores » synthétiques et ordinaux au moyen des cinq enquêtes

Les scores qualitatifs que l'on cherche à élaborer ont pour ambition de « profiler » les individus selon leur appétence pour le risque, leur façon d'appréhender le futur, et leur degré d'altruisme pour leur descendance, à partir de questions concrètes et donc parfois triviales – comme le fait de prendre son parapluie si la météo est incertaine ou de stationner illégalement. En même temps, la méthode n'a rien à voir avec les questionnaires des magazines à la mode ou à sensation qui prétendent vous révéler « quelle sorte de personne vous êtes » en opérant simplement des classements selon des critères *ad hoc*. Chaque score obtenu doit en effet satisfaire à une double condition :

- il doit avoir un degré minimal de cohérence interne, mesuré par les tests psychométriques : les questions qu'il représente, relatives au risque par exemple, possèdent effectivement une dimension commune que l'agrégation des réponses pourra dégager au-delà des effets de contexte, des erreurs de mesure, etc. ;

- il doit expliquer de manière significative et « raisonnable » (conforme aux prédictions théoriques) les comportements patrimoniaux recensés par ailleurs dans l'enquête, avec des performances d'ensemble sensiblement supérieures à

celles des mesures usuelles tirées de loteries ou échelles, ou encore expérimentales.

Une méthode de scoring en trois étapes soumise au verdict des données

De par son caractère empirique, le succès de notre méthode de mesure des préférences est donc loin d'être garanti au départ. Ces incertitudes méthodologiques apparaissent à chacune des trois étapes de son élaboration :

(i) choix des questions à introduire et affectation *a priori* de ces dernières à l'un ou l'autre des trois champs de préférence, à l'égard du risque, du temps ou de la lignée ;

(ii) codage des réponses, que nous avons choisi selon trois modalités : par exemple, pour la préférence pour le présent : à vue courte : - 1 ; à vue intermédiaire : 0 ; à vue longue : + 1 ; le score « brut », avant toute validation, est alors pour chaque individu égal à la somme des « notes » ainsi obtenues pour l'ensemble des questions initialement considérées ;

(iii) validation statistique et correction des scores « bruts » : les scores finals (s'ils existent), sont obtenus à partir de ces scores en réduisant la somme des notes aux seuls items qui se sont révélés, *ex post*, former un tout statistiquement cohérent.⁹

Les difficultés ne manquent pas à chaque étape. Étape (i) : combien de questions faut-il au minimum retenir pour obtenir des scores explicatifs des comportements patrimoniaux : 20, 30, 40, 50 ? L'idéal aurait été qu'un nombre réduit de questions, convenablement sélectionnées, suffisent. Étape (ii) : cette procédure critique de l'agrégation des réponses par une somme non pondérée est-elle optimale ? Ou encore, fallait-il introduire plus de trois modalités de réponse, comme c'est habituellement le cas dans les études psychométriques ?¹⁰ Étape (iii) : un score n'est satisfaisant qu'à la condition de présenter un degré de cohérence

8. La vague *Pater* de 2007 a soumis notre méthode de scoring et ses résultats à un véritable crash test (type et nombre de questions utilisées dans les scores, comparaison avec des mesures expérimentales, etc.) qui a permis de « fixer » le questionnaire sur les préférences repris dans les vagues de 2009 et 2011 (cf. annexe).

9. Chaque item retenu doit avoir une corrélation positive minimale avec l'ensemble des autres questions du score.

10. Les tests de sensibilité menés en 2007 montrent que le nombre de modalités introduites joue peu sur les résultats obtenus dès que le nombre de questions considérées dans le score dépasse un certain seuil.

interne minimal, que l'on estime par l'alpha de Cronbach ; des analyses en composantes principales (ACP), relatives à l'ensemble des questions envisagées pour construire chaque score, permettent encore de vérifier sa représentativité. Cette dernière étape doit notamment nous permettre de répondre à une série d'interrogations ou d'objections : dans un champ de préférence donné, est-il légitime de considérer sur le même plan, en les agrégeant, les réponses à des choix anecdotiques et à des décisions vitales, à des petits risques et des grands risques, ou faut-il introduire autant de scores distincts ? Les attitudes vis-à-vis du risque et de l'avenir sont-elles suffisamment homogènes dans les différents domaines (santé, famille, travail, retraite, etc.) pour que l'on puisse les résumer dans un score synthétique – après tout, le vol en parapente et la fraude fiscale semblent constituer des activités risquées aux ressorts peu comparables ?¹¹

On voit qu'un échec de notre méthode de scoring n'était pas *ex ante* à exclure. L'analyse des données de l'Insee (*Pater*-1998) aurait pu conduire à la conclusion qu'il n'existait aucun score de risque acceptable, ou alors beaucoup trop... Nous verrons que tel n'est pas le cas : un seul score de risque suffit sur ces données. Ces dernières permettent également de construire un score pertinent de préférence temporelle mesurant le taux de dépréciation du futur, alors que les tentatives étrangères apparaissent peu concluantes (cf. *supra*). Mais s'agissant d'une méthode de scoring artisanale, dont la réussite dépend entièrement des données considérées, on ne peut exclure que ce succès obtenu sur l'enquête Insee soit un coup de chance. Le seul remède possible consiste à multiplier les sources de données différentes sur lesquelles la méthode pourra être répliquée pour tester la robustesse des résultats obtenus. C'est ce que nous avons fait avec les enquêtes *Pater* ultérieures.

Les questions pour caractériser les préférences : un choix délicat, une interprétation ambiguë

Quelques exemples de questions introduites pour caractériser les préférences à l'égard du risque et du temps vont nous permettre de préciser à chaque fois pourquoi aucune question n'est satisfaisante en soi.

Les questions qui ciblent directement un paramètre de préférence sont trop abstraites : - « On vous propose d'acheter 500 francs un

billet de loterie qui a une chance sur mille de gagner 1 million de francs. L'achetez-vous ? » (aversion au risque absolue) ; - « Suite à une charge de travail inopinée, votre employeur vous demande de reporter d'un an une semaine de vacances quitte à vous attribuer x jours supplémentaires de congé... » (taux de dépréciation du futur).

D'autres questions concernent un type de préférence, mais ne peuvent être rapportées à un paramètre précis : - « avez-vous modifié votre consommation de viande suite aux problèmes de la "vache folle" » (risque)¹² ; - « Êtes-vous d'accord avec les affirmations suivantes : le "mariage est une assurance", "décider d'avoir des enfants, c'est prendre un risque" (risque) ; "décider d'avoir des enfants, c'est s'engager pour la vie" (temps) » ; - « Vis-à-vis de vos enfants jeunes ou adolescents, êtes-vous (ou seriez-vous) du genre "à les inciter à prendre des risques" (risque), "à leur donner le goût pour l'épargne" (temps) ».

Certaines questions ont été affectées *a priori* à plusieurs types de préférences, i.e. à l'égard du risque et du temps – le recouvrement étant inévitable du fait que le futur est à la fois incertain et éloigné du présent : - « Pensez-vous que cela vaut la peine, pour gagner quelques années de vie, de se priver de ce qui constitue pour soi les plaisirs de l'existence » ; - « Pour éviter des problèmes de santé, surveillez-vous votre poids ou votre alimentation, faites-vous du sport... » ; - « Plutôt que le régime actuel, on vous propose l'option suivante : un revenu de retraite majoré jusqu'à 85 ans, mais en compensation, le minimum vieillesse au-delà de 85 ans. Que penseriez-vous de cette proposition ? ».

De nombreuses questions de la vie de tous les jours posent par ailleurs des problèmes d'interprétation des réponses en raison d'effets de contexte et de facteurs non pertinents qui ne peuvent être contrôlés. Répondre par l'affirmative à la question : - « Vous arrive-t-il de garer votre véhicule en état d'infraction » traduit plutôt une tolérance au risque, mais un individu

11. Et certains individus opèrent des substitutions entre les risques qu'ils prennent ou subissent dans différents domaines : un champion du monde (français) de dragster déclarait ainsi que le fait de prendre des risques professionnels extrêmes l'avait amené à s'occuper précautionneusement de sa santé et à adopter une gestion patrimoniale sage pour lui-même et les siens. Si le cas est fréquent, il faudra considérer de multiples scores de risque (par domaine de la vie) et leur pouvoir explicatif des comportements patrimoniaux sera contre-intuitif.

12. La question a en outre été retirée à partir de 2007 car elle ne « parle » plus assez aux jeunes générations...

aimant le risque peut néanmoins, par civisme, refuser tout stationnement illégal.

D'autres questions n'entretiennent qu'un lien indirect avec un type de préférence, ainsi en matière de risque : - « Vous arrive-t-il d'aller au spectacle un peu au hasard au risque d'être parfois déçu ? » ; - « Êtes-vous sensible aux débats de santé contemporains (sida, sang contaminé...) ? ».

Nombre de questions sont – à dessein – trop anecdotiques pour que, prises isolément, on puisse en attendre un effet quelconque sur le montant ou la composition du patrimoine. Ainsi en matière de risque : - « Quand vous sortez de chez vous et que la météo est incertaine, prenez vous vos précautions (parapluie, imperméable) ? » ; ou encore, - « En voiture... vous arrive-t-il... de ne pas mettre la ceinture de sécurité, de dépasser la vitesse autorisée, de passer au feu orange ? ». Nous verrons pourtant que ces questions sont parmi celles qui contribuent le plus au score de risque, constituant donc de parfaits instruments.

À l'inverse, certaines questions ont un effet significatif sur le montant de patrimoine mais souffrent de biais d'endogénéité évidents : - « Vous est-il déjà arrivé d'avoir des difficultés à boucler votre budget... ? » (temps) ; - « Dans les couples où il y a un seul apporteur de revenu importants, pensez-vous qu'il soit nécessaire de prévoir financièrement sa disparition (en achetant une assurance-décès, en mettant suffisamment d'argent de côté) ? ».

Qu'il s'agisse de la mesure des préférences ou de leur pouvoir explicatif des choix patrimoniaux, les questions posées comportent donc des biais et des défauts manifestes. L'idée sous-jacente aux étapes (ii) et (iii) de la méthode de scoring est alors que seule la « moyenne » de l'ensemble des réponses fournies à des questions fort diverses aurait un sens, pourvu que l'agrégation ainsi effectuée permette d'éliminer globalement, *ex ante*, ces biais et erreurs de mesure parasites. Mesures qualitatives et ordinales, les scores se veulent donc des indicateurs représentatifs d'une série d'opinions, d'intentions, de comportements ou de réactions à des scénarios hypothétiques concernant l'un des trois types de préférence : attitudes vis-à-vis du risque ou de l'incertain ; priorité accordée au présent ; altruisme familial. L'étape (iii), de validation statistique, doit alors décider de l'existence et du nombre de scores cohérents à introduire pour chaque type de préférence.

Constance et robustesse de la méthode : 4 scores de préférence suffisent...

Résumons les résultats de la méthode de scoring obtenus sur les 5 enquêtes *Pater*¹³. À chaque fois, les préférences de l'épargnant ont pu être représentées par 4 scores cohérents : un score d'attitude face au risque, deux mesures de la préférence pour le présent – impatience (à court terme) et préférence temporelle (à long terme) –, et un score d'altruisme. Une leçon générale cependant : la méthode n'est fiable qu'à la condition de considérer un nombre minimal de questions dans le score (nombre d'ailleurs variable d'une préférence à l'autre).

Pour chaque vague et chaque score, le tableau 2 indique le nombre de questions retenues dans les scores parmi l'ensemble des questions envisagées (en éliminant celles trop peu corrélées avec les autres questions du score), ainsi que l'indice de cohérence interne, l'alpha de Cronbach. Rappelons que les données de *Pater-2002* doivent être considérées un peu à part dans la mesure où la difficulté de l'exercice – comparer les scores des parents et des enfants – a conduit à un nombre de questions disponible beaucoup plus faible.

C'est pour les attitudes vis-à-vis du risque que le score est le plus cohérent puisque, dans les quatre vagues bien renseignées avec 50 à 60 questions, la valeur du coefficient alpha de Cronbach est proche de 0,70, soit le seuil de cohérence considéré comme totalement crédible par les psychométriciens¹⁴. Cette cohérence du score de risque peut également être visualisée sur le cercle des corrélations défini par les deux premiers axes d'une analyse en composantes principales où sont projetées toutes les questions initialement envisagées pour mesurer les attitudes à l'égard du risque. Le graphique I présentent les résultats sur les vagues *Pater-2007* et *2009* : les différentes questions ont des projections très similaires d'une vague à l'autre. Introduit comme variable supplémentaire (en quartiles) le score de risque se projette à chaque fois largement sur le premier axe (le mieux expliqué par les items les plus corrélés au score) : les informations

13. Pour l'enquête *Pater-1998*, cf. Arrondel et al. (2004). Sur l'enquête *Pater-2002*, cf. Arrondel et Masson (2007). Sur les vagues *Pater* de 2007 et 2009, cf. Arrondel et Masson (2011). Les résultats pour la vague de novembre 2011 figurent dans le document de travail Arrondel et Masson (2013).

14. Dans l'enquête *Pater-2007* a été testé un plus grand nombre de questions relatives aux attitudes vis-à-vis du risque : les traitements statistiques montrent qu'au delà d'une soixantaine de questions l'apport marginal d'un item supplémentaire n'augmente guère la cohérence et la pertinence du score.

apportées par le score de risque et le premier axe de l'ACP, qui représente la prise de risque, sont donc très proches.

On verra plus loin que ce score unique possède les propriétés statistiques désirées (en terme de pouvoir explicatif du patrimoine, par exemple) ; en outre, les « sous-scores » de risque calculés pour les différents domaines de la vie ont des corrélations élevées avec le reste du score, en général supérieures à 0,5.¹⁵

Eu égard à la multiplicité des dimensions du risque soulignées dans la littérature, le fait qu'un seul score de risque suffise, statistiquement, pour caractériser de manière ordinale les attitudes à l'égard du risque et de l'incertain d'un échantillon représentatif d'épargnants français a constitué pour nous une réelle surprise¹⁶. La seule réserve est que ce résultat remarquable ne s'étend peut-être pas à des sous-populations d'investisseurs avertis disposant d'un patrimoine financier important (voir Billio *et al.*, 2013).

En ce qui concerne la priorité accordée au présent, deux dimensions hétérogènes sont au contraire très vite apparues, opposant le court terme et les choix impulsifs au plus long terme et aux décisions raisonnées. Deux scores ont ainsi été retenus :

- L'un mesure la préférence pour le présent sur le cycle de vie, avec un alpha de Cronbach proche de 0,55 dans les quatre vagues Pater qui utilisent au moins une trentaine de questions

pour construire le score (cf. tableau 2) : cette valeur reste acceptable si l'on tient compte de la difficulté, soulignée plus haut, d'approcher cette préférence d'un « ordre plus élevé », *a priori* temporellement cohérente ; de fait, on verra que les propriétés statistiques de cet indicateur, ses déterminants et ses effets sur le patrimoine satisfont aux critères désirés comme dans le cas du score de risque.

- L'autre mesure le degré d'impatience à court terme, qui devrait incorporer le paramètre β d'actualisation hyperbolique (cf. encadré 1) mais également le coût d'opportunité élevé du temps pour certains individus. Ce score est cependant mal déterminé avant 2007 en raison du trop petit nombre de questions retenues ; sur les trois vagues de 2007 à 2011, l'augmentation du nombre d'items améliore sensiblement la performance du score, avec un alpha de Cronbach supérieur à 0,40 (seuil minimal de pertinence) pour une quinzaine de questions. On verra que ce score explique peu les comportements patrimoniaux.

15. La substitution des risques ou la désagrégation des peines entre domaines de la vie ne joue donc au plus qu'un rôle limité au plan statistique. Un referee nous a interrogé sur le pouvoir explicatif de ces sous-scores quant au montant et à la composition du patrimoine. Ces pouvoirs explicatifs sont faibles mais ne prouvent rien car le nombre de questions est trop limité : il faudrait disposer d'une cinquantaine de questions par domaine...

16. En 2007, notamment, nous avons testé ce résultat d'unicité de différentes manières. Les tentatives de distinguer plusieurs scores de risque, en séparant par exemple les questions qui pourraient définir un score de l'aversion à l'ambiguïté, se sont révélées infructueuses.

Tableau 2
Indice de cohérence des scores

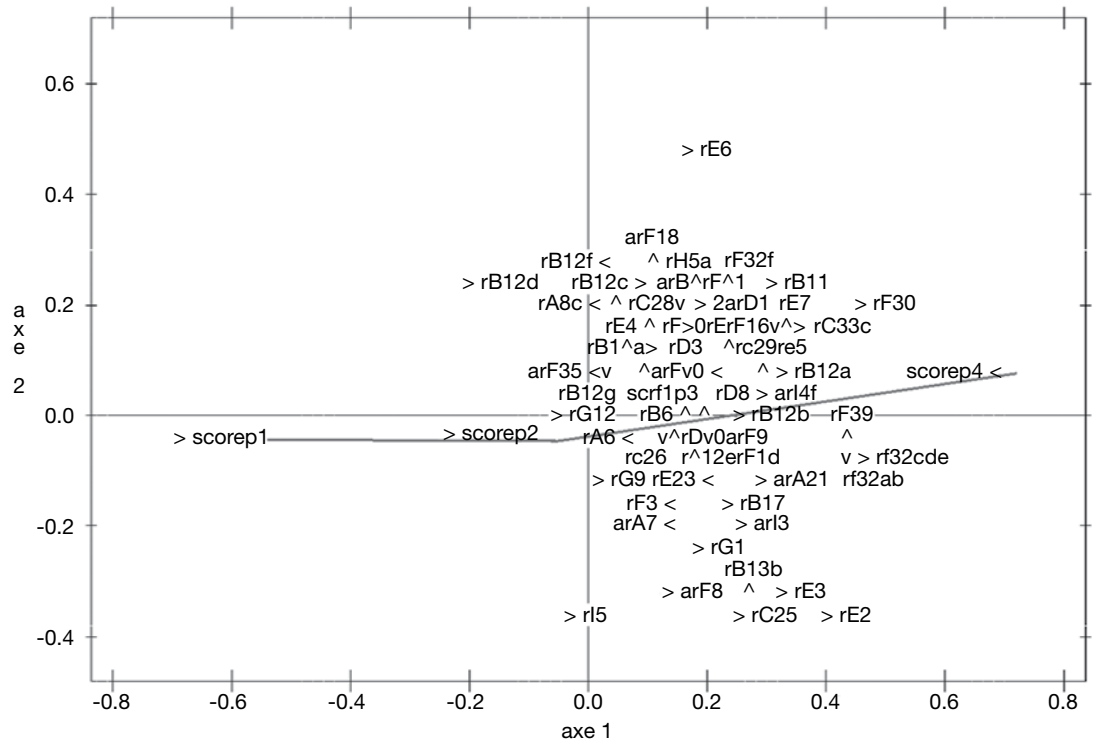
Vague Pater	Pater 1998	Pater 2002	Pater 2007	Pater 2009	Pater 2011
Risque					
Alpha de Cronbach	0,65	0,51	0,68	0,66	0,65
Items retenus/Items initiaux	54/56	27/32	57/65	52/58	53/58
Préférence temporelle					
Alpha de Cronbach	0,53	0,40	0,55	0,51	0,51
Items retenus/Items initiaux	25/34	16/18	27/34	23/30	23/30
Altruisme					
Alpha de Cronbach	0,29	0,37	0,45	0,40	0,44
Items retenus/Items initiaux	8/9	7/8	13/14	13/14	13/14
Impatience					
Alpha de Cronbach	0,27	0,28	0,47	0,44	0,44
Items retenus/Items initiaux	8/13	3/3	16/16	16/16	16/16

Lecture : en 2007, le score de risque était construit à partir de 57 questions sur les 65 retenues initialement. L'alpha de Cronbach pour ce score était de 0,68.

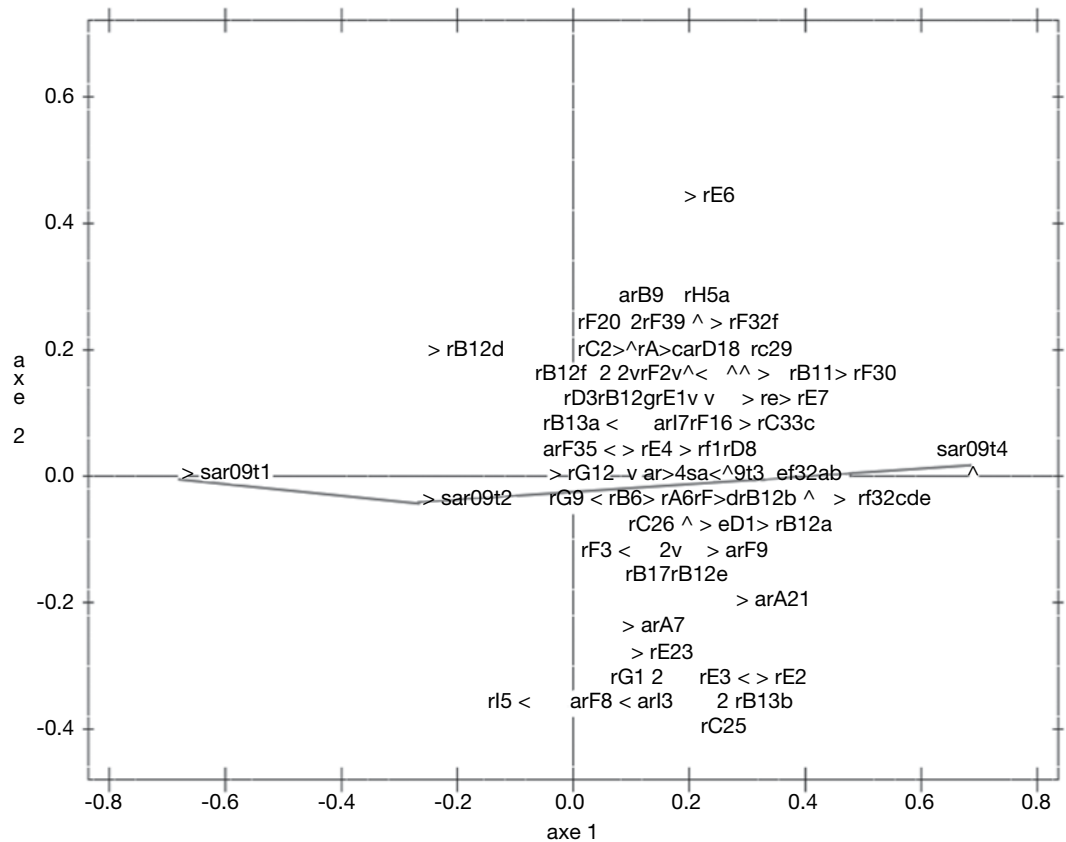
Champ : échantillon total représentatif de la population française.

Source : enquêtes Pater 1998, 2002, 2007, 2009 et 2011.

Graphique I
Analyse en composantes principales du score de risque
A-En 2007



B-En 2009



Lecture : les graphiques représentent les cercles de corrélation d'une analyse en composantes principales de toutes les questions (notées par des lettres et des chiffres) concernant les attitudes vis-à-vis du risque. Les scores (scorep en 2007, sar09t en 2009) ont été projetés comme variables supplémentaires (en quartiles) et sont presque confondus avec le premier axe dans les deux vagues de l'enquête Pater.
Champ : échantillon total représentatif de la population française.
Source : enquêtes Pater 2007 et 2009.

Enfin, un seul score d'altruisme a été retenu, pour lesquels on peut faire les mêmes remarques que pour le score d'impatience : il est mal mesuré avant 2007 du fait d'un nombre trop faible de questions ; à partir de 2007, il bénéficie d'un alpha de Cronbach supérieur à 0,40 pour une quinzaine de questions. On verra que ce score a en revanche des effets significatifs, dans le sens attendu, sur le montant et la composition du patrimoine.

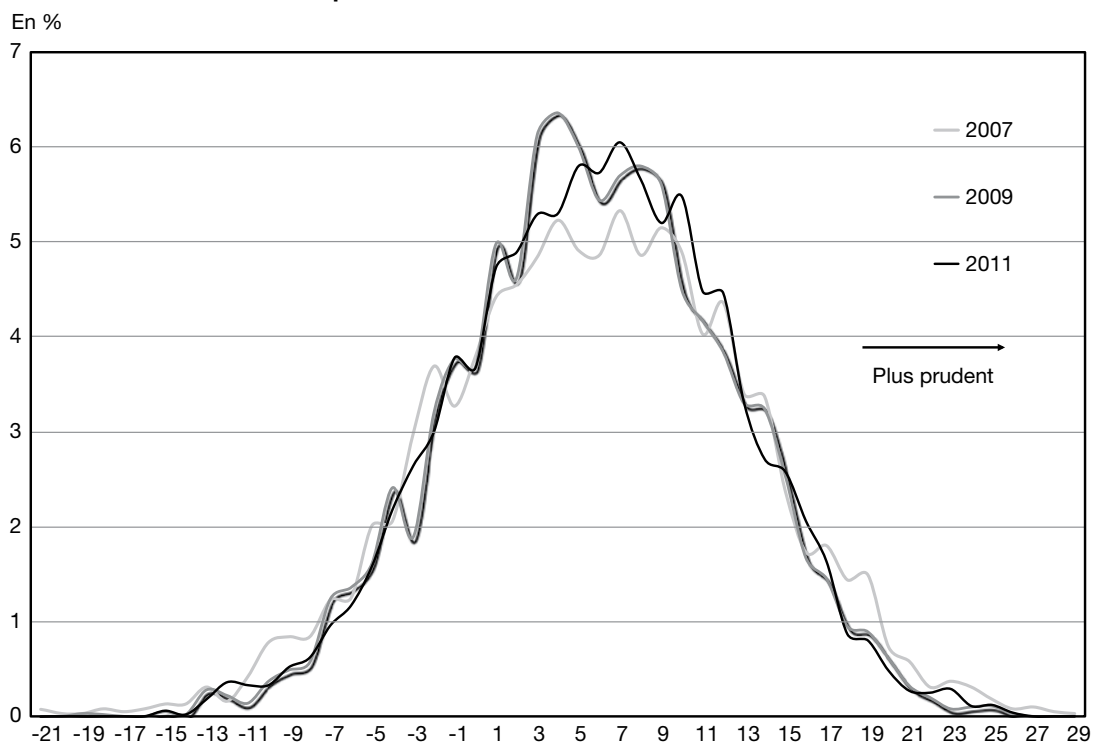
En conclusion, la méthode de scoring apparaît remarquablement fiable et robuste d'une vague à l'autre de l'enquête *Pater*, à la condition près que le nombre de questions disponible soit suffisamment important pour chaque score. Ne retenir ainsi que les dix questions les plus contributives aux scores de risque ou de préférence temporelle réduit sensiblement les performances des indicateurs concernés. L'espoir compréhensible de mesurer les préférences à l'aide de quelques questions incorporées aux enquêtes *Patrimoine* de l'Insee s'est donc avéré un vœu pieux : l'idéal serait de disposer d'un panel de patrimoine et d'introduire dans une des vagues un module entièrement consacré à l'estimation des préférences.

... avec un contenu très semblable d'une enquête à l'autre

La méthode de scoring mise au point sur les différentes vagues de *Pater* permet donc de caractériser les préférences de l'épargnant en 4 scores cohérents. La question qui demeure est de savoir si ces indicateurs mesurent toujours la même chose. Plusieurs constats statistiques semblent indiquer que tel est le cas – notamment sur les trois enquêtes de 2007 à 2011 –, tout en soulignant la supériorité des scores sur les autres mesures de préférences :

- Les histogrammes des scores présentent ainsi les propriétés désirées de dispersion et de régularité, qui plus est comparables d'une enquête à l'autre (voir graphique II pour le risque entre 2007 et 2011). Ces propriétés ne se retrouvent pas pour les autres mesures : celle de l'aversion au risque fondée sur des loteries professionnelles (Barsky *et al.*, 1997) n'a que quatre modalités ; les distributions obtenues pour les échelles graduées de 0 à 10 pour les préférences à l'égard du risque et du temps présentent des profils chahutés avec des pics d'importance et de localisation fluctuantes

Graphique II
Distribution des scores de risque



Lecture : un peu plus de 6% des enquêtés obtiennent un score de risque de 7 dans l'enquête *Pater* de 2011.
Champ : échantillon total représentatif de la population française.
Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009 et 2011.

d'une enquête à l'autre, notamment aux valeurs focales « 0 » et « 5 ».¹⁷

- Le contenu des scores est remarquablement constant : les classements des questions les plus pertinentes pour les expliquer (à savoir les plus contributives, au sens où leur corrélation avec le reste du score est la plus élevée) sont très proches d'une date à l'autre, comme le montrent, à titre d'illustration, les tableaux 3 (risque), 4 (temps) et 5 (altruisme) pour les dix premières questions sur les vagues 2007 à 2011. Pour le score de risque, le podium des

items les plus contributifs est même invariant sur les trois années 2007, 2009 et 2011 : 1. les précautions prises en cas de météo incertaine ; 2. la conduite automobile ; 3. le stationnement interdit. Pour le score de préférence temporelle, les trois questions concernant le fait (i) d'inculquer ou non à ses enfants le goût de l'épargne, (ii) de penser ou non qu'il faut préparer sa retraite à l'avance et (iii) d'avoir

17. Pour l'échelle de risque, voir le graphique de l'encadré 2 entre 2007 et 2011 ; pour l'échelle de préférence temporelle, cf. Arrondel et Masson (2013).

Tableau 3
Questions parmi les plus contributives pour le score d'attitude vis-à-vis du risque

Top ten 2009	Classement			Tolérance au risque (en %)		
	2007	2009	2011	Élevée (- 1)	Faible (+ 1)	Moyenne (0)
Précaution contre une météo incertaine	1	1	1	44,7	53,3	2,0
				45,8	52,8	1,4
				41,5	56,6	1,8
Dépasse la vitesse auto-risée, ne met pas sa ceinture, passe au feu orange	2	2	2	17,5	32,3	50,2
				14,9	37,0	48,1
				15,7	37,2	47,1
Gare son véhicule en dehors des zones autorisées	3	3	3	8,1	53,1	38,8
				8,2	36,9	55,0
				8,1	37,2	54,7
Désir de se priver pour vivre plus longtemps	6	4	4	7,1	16,3	76,7
				7,6	16,2	76,2
				7,2	14,8	78,0
Pense que l'homogamie est un critère de longévité pour le couple (même revenu, même milieu social, même sensibilité politique, même religion...)	7	5	5	23,5	33,6	42,9
				26,3	31,3	42,4
				27,8	30,2	42,0
« Le mariage est une assurance »	8	6	6	17,7	10,5	71,8
				20,9	9,0	70,1
				20,0	8,5	71,5
Pense qu' « être propriétaire, c'est l'assurance d'avoir toujours un toit au-dessus de sa tête »	4	7	7	16,9	35,7	47,4
				14,8	34,3	51,0
				15,6	37,7	49,7
Conseille aux proches de prendre des risques professionnels	12	8	8	10,0	6,1	83,1
				16,0	4,8	79,3
				16,3	4,9	78,8
A pris des risques dans son comportement professionnel et/ou ses pratiques sportives et/ou ses pratiques sexuelles	9	9	9	24,4	33,9	41,7
				22,2	36,7	41,1
				21,7	36,9	41,4
Être plutôt du genre à aller se faire vacciner même quand la vaccination n'est pas obligatoire	11	10	10	24,9	20,6	54,5
				26,3	18,3	55,4
				27,9	19,3	52,8

Lecture: 44,7 % des ménages ne prennent pas de précautions quand la météo est incertaine en 2007 (45,8 % en 2009 et 41,5% en 2011). Ils sont donc classés parmi les plus tolérants au risque (note : - 1 dans le score).

Champ : échantillon total représentatif de la population française.

Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

ou non le souci de sa forme, sont en tête dans les trois enquêtes. Pour le score d'altruisme, les deux premières questions sont toujours, dans l'ordre, les réactions aux propositions : a) « transmettre à ses enfants est une raison d'épargner importante », et b) « une fois les enfants élevés, les parents peuvent dépenser l'argent qu'ils possèdent comme bon leur semble, quitte à ne pas laisser d'héritage ».

- La corrélation temporelle des préférences individuelles est un bon indicateur de la cohérence des mesures effectués pour un même

enquête d'une vague à l'autre (cf. tableau 6). Jugée sur les années 2007, 2009 et 2011 par exemple, l'auto-corrélation des scores est de loin la plus élevée : 0,75 sur deux ans, 0,70 sur quatre ans pour le score de risque ; 0,67 sur deux ans, 0,60 sur quatre ans pour celui de préférence temporelle. *A contrario*, la loterie de Barsky *et al.* (1997) présente le plus de variabilité d'une enquête à l'autre, avec une corrélation (de rang) ne dépassant pas 0,30 ; cette variabilité s'explique notamment par une certaine incohérence des réponses entre les vagues successives de Pater (cf. encadré 2 et son tableau).

Tableau 4
Questions parmi les plus contributives pour le score de préférence temporelle

Top ten 2009	Classement			Vision de long terme			
	2007	2009	2011	Courte (+ 1)	Longue (- 1)	Moyenne (0)	
« La retraite c'est quelque chose qui se prépare longtemps à l'avance »	2	1		21,3	21,7	57,0	
					24,4	21,2	54,4
			3		21,6	23,7	54,7
Souci du maintien de la forme	3	2		13,8	21,6	64,6	
					15,5	21,0	63,5
			2		16,3	18,9	64,8
Il faut inculquer à ses enfants le goût de l'épargne	1	3		4,9	43,4	51,7	
					4,3	45,2	50,5
			1		3,9	47,6	48,5
Prépare ses vacances longtemps à l'avance	5	4		12,6	22,3	65,1	
					14,0	20,0	66,0
			4		11,2	22,2	66,7
Désir de se priver pour vivre plus longtemps	7	5		7,1	16,3	76,7	
					7,6	16,2	76,2
			11		7,2	14,8	78,0
Approuve des enfants qui privilégient leurs loisirs par rapport à leurs études	4	6		4,2	37,2	58,7	
					4,8	35,0	60,2
			6		3,6	37,1	59,3
Est quelqu'un qui fait généralement des projets	11	7		31,6	64,9	3,5	
					37,9	59,6	2,5
			9		37,5	59,7	2,8
Intéressé par un retrait précoce du marché du travail contre une pension réduite après 65 ans	10	8		27,1	18,7	54,3	
					25,4	23,2	51,4
			12		22,0	21,4	56,6
Préoccupé par le risque de finir sa vie dans une maison de retraite	12	9		-	42,9	57,1	
					-	44,2	55,8
			4		-	40,9	59,1
Prend ses billets à l'avance et arrive à l'avance pour prendre le train ou l'avion	14	10		8,8	27,7	63,6	
					8,3	29,0	62,7
			5		6,8	32,4	60,8

Lecture : 21,7 % des ménages pensent que « la retraite, c'est quelque chose qui se prépare longtemps à l'avance » en 2007 (21,2 % en 2009 et 23,7 % en 2011). Ils sont classés comme des ménages voyant le plus à long terme (note : - 1 dans le score).

Champ : échantillon total représentatif de la population française.

Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

Tableau 5

Questions parmi les plus contributives pour le score d'altruisme familial

Top ten 2009	Classement			Altruisme familial (en %)			
	2007	2009	2011	Faible (-1)	Fort (+1)	Neutre (0)	
« Transmettre à ses descendants » est une raison d'épargner importante	1	1		19,0	24,7	56,3	
					22,0	22,6	55,5
			1		23,7	22,2	54,1
« Une fois les enfants élevés, les parents peuvent dépenser l'argent qu'ils possèdent comme bon leur semble, quitte à ne pas laisser d'héritage »	2	2		53,9	44,0	2,1	
					54,0	44,2	1,0
			2		54,0	44,2	1,8
Favorable à un allègement des droits de succession pour les enfants	9	3		-	90,9	9,1	
					-	91,1	8,9
			4		-	88,8	11,2
Cherche prioritairement à transmettre à ses enfants le sens de la famille	7	4		-	29,8	70,2	
					-	29,2	70,8
			7		-	30,2	69,8
« Le mariage, c'est pour le meilleur et pour le pire »	5	5		17,5	80,5	2,1	
					17,5	80,8	1,7
			5		18,3	79,9	1,8
Il faut inculquer à ses enfants le goût de l'épargne	4	6		4,7	44,1	51,2	
					4,3	45,2	50,5
			6		3,9	47,6	48,5
Sa famille profiterait de son gain éventuel de 300 000 €	3	7		-	37,4	62,6	
					-	48,6	51,4
			3		-	46,1	53,9
Considère qu'il faut aider ses enfants tout au long de leur vie	8	8		16,8	20,1	63,1	
					22,2	21,6	56,3
			8		20,0	22,7	57,3
« Avoir des enfants, c'est s'engager pour la vie »	6	9		5,5	92,4	2,2	
					5,0	93,5	1,4
			9		5,1	93,1	1,7
Gestion plus prudente du patrimoine hérité	10	10		7,6	89,9	2,5	
					7,8	90,3	1,9
			10		9,7	88,4	1,9

Lecture : 24,7 % des ménages pensent que « Transmettre à ses descendants » est une raison d'épargner importante en 2007 (22,6 % en 2009 et 22,2 % en 2011). Ils sont classés comme des ménages à fort altruisme (note : + 1 dans le score).

Champ : échantillon total représentatif de la population française.

Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

Tableau 6

Corrélations des scores entre les différentes vagues

Vague	2002-2007	2002-2009	2007-2009	2007-2011	2009-2011
Score de risque	0,57	0,51	0,75	0,69	0,74
Score de préférence temporelle	0,46	0,36	0,66	0,60	0,67
Loterie (corrélations de rang)	0,28	0,27	0,30	0,30	0,31
Échelle de risque			0,32	0,29	0,47
Échelle de préférence temporelle			0,54	0,49	0,53
Nombre d'observations	798	600	2 234	1 179	1 970

Lecture : la corrélation entre les scores de risque de 2009 et 2011 est de 0,74.

Champ : population ayant répondu à au moins deux vagues de l'enquête.

Source : enquêtes Pater 2002, 2007, 2009 et 2011.

La similarité des propriétés empiriques des scores construits à partir des différentes vagues de l'enquête *Pater* atteste la robustesse de la méthode, que ce soit au niveau de leur cohérence statistique ou de celui de leur contenu informationnel. Cette robustesse est une étape nécessaire mais non suffisante. La seconde étape consiste à montrer, ce qui était l'ambition initiale du projet de recherche, que ces mesures nous permettent à la fois de mieux connaître les épargnants et de mieux expliquer leurs comportements patrimoniaux, l'idée étant de dégager des constances sur ces deux plans d'une enquête à l'autre.

Des goûts et des richesses : les scores plus performants pour expliquer le patrimoine

Une comparaison systématique des différents indicateurs de préférence montre que nos scores synthétiques ont de meilleures performances que les mesures usuelles (loteries et échelles), lorsqu'il s'agit d'expliquer tant les préférences que les choix patrimoniaux de l'épargnant :

- « Qui est quoi en matière de préférence ? ». L'analyse des déterminants individuels des scores révèle des effets des caractéristiques observables tout à fait comparables d'une enquête à l'autre et qui vont en général dans le sens attendu : les hommes sont plus tolérants au risque que les femmes, et, de même, les jeunes que leurs aînés ; les gens mariés et les enfants d'entrepreneurs individuels font preuve d'une plus grande tolérance au risque. En revanche, l'idée souvent admise que l'éducation favorise la prise de risque n'est confirmée que sur deux enquêtes, les trois autres ne décelant pas d'effet

significatif (cf. tableau 7). Par ailleurs, comme on pouvait s'y attendre, l'enquête « voit » toujours à plus long terme (faible préférence temporelle pour le présent) s'il est âgé, diplômé et en couple. En revanche, la plus grande prévoyance des femmes n'est attestée que dans les trois dernières vagues (cf. tableau 8).

- Les corrélations entre les scores concernant différentes préférences – information originale des données *Pater* – sont par ailleurs très proches d'une enquête à l'autre, comme on peut le voir sur le tableau 9 qui compare les résultats obtenus de 2007 à 2011 : ainsi, une moindre tolérance au risque va-t-elle de pair avec une plus grande prévoyance, avec une corrélation de l'ordre de 0,40 aux trois dates, mais aussi avec une moindre impatience (corrélation de l'ordre de 0,35) et un altruisme plus élevé (corrélation de 0,30) ; la corrélation entre préférence pour le présent et impatience à court terme est positive mais plus limitée (0,20-0,25).¹⁸

- Les effets des scores sur l'épargne et les choix de portefeuille sont plus significatifs que pour les autres mesures et, en outre, d'importance quantitative très comparable d'une enquête à l'autre. L'effet propre du score de préférence temporelle sur les montants de patrimoine brut ou financier est ainsi semblable en 2007, 2009 et 2011 : entre le premier et le dernier quartile de la distribution du score, la richesse financière est multipliée par

18. Les corrélations obtenues sur les données Insee de 1998, obtenues par interview plutôt que par questionnaire postal, sont tout à fait comparables. Notons que toutes ces corrélations concernent des scores « disjoints », où les questions communes ont été affectées à un seul score (celui où elles ont le plus fort pouvoir contributif).

Tableau 7
Déterminants du score de risque (MCO ou probit ordonné)

Risquophobie (score)	1998	2002	2007	2009	2011
Revenu	(-)	+	+	+	+
Âge	+	+	+	+	+
Sexe féminin	+	+	+	+	+
Situation familiale	Marié : +	Marié : +	Marié : +	Marié : +	Marié : +
Origine sociale	Indépendants : -		Artisan : -	Artisan : -	Artisan : -
Diplôme	-	0	-	0	0
Enfants au domicile	0	0	(-)	0	0
Enfants hors domicile	0		0	(-)	(-)
Nombre d'observations	1 135	2 460	3 825	3 782	3 616

Lecture : les personnes âgées et les femmes ont des comportements moins tolérants au risque (statistiquement significatifs à 5 %) dans toutes les vagues de l'enquête *Pater*. Le nombre d'enfants hors domicile a un effet négatif (significatif à 10 % – signe entre parenthèses) sur le score de risque uniquement dans les vagues 2009 et 2011. Champ : échantillon total représentatif de la population française. Source : enquêtes *Pater* 1998, 2002, 2007, 2009 et 2011.

un facteur d'environ 2 (cf. graphique III). Il en va de même des effets propres sur la détention des divers actifs que l'on obtient pour une augmentation d'un écart-type des différents scores. Une moindre tolérance au risque a, comme on pouvait s'y attendre, l'effet négatif le plus fort sur la possession d'actions : la probabilité de détention de cet actif, en moyenne de 18 %, diminue dans les deux enquêtes du même pourcentage, entre 3 % et 4 %. La préférence pour le présent a l'effet négatif le plus important sur l'assurance vie et l'épargne retraite. L'altruisme favorise d'abord

la détention d'assurance-décès. Enfin, la détention du logement et des livrets d'épargne diminue avec la tolérance au risque et la priorité accordée au présent (cf. graphique IV)¹⁹.

19. Dès la première vague de l'enquête (Pater-1998), nous avons par ailleurs vérifié que le croisement des préférences à l'égard du risque et du temps (cf. encadré 1) améliorerait de manière sensible leur pouvoir explicatif des comportements patrimoniaux : toutes choses égales d'ailleurs, les « bons pères de famille » (prudents et prévoyants) accumulent sensiblement plus que les autres ; les « cigales prudentes » (prudentes mais peu préoccupées par l'avenir) détiennent moins d'actions, etc. (voir Arrondel, Masson et Verger, 2005).

Tableau 8
Déterminants du score de préférence temporelle (MCO ou probit ordonné)

Préférence pour le présent (score)	1998	2002	2007	2009	2011
Revenu	0	-	-	-	-
Âge	-	-	-	-	-
Sexe féminin	0	0	-	-	-
Situation familiale	Marié : -	Marié : -	Marié : -	Marié : -	Marié : -
Origine sociale	0		0	0	0
Diplôme	-	-	-	-	-
Enfants au domicile	0	(+)	(+)	(+)	0
Enfants hors domicile	(-)		0	0	0
Transferts intergénérationnel reçu	(-)	-	-	-	-
Nombre d'observations	1 135	2 460	3 825	3 782	3 616

Lecture : les personnes diplômées voient à plus long terme (statistiquement significatifs à 5 %) dans toutes les vagues de l'enquête Pater. Les transferts intergénérationnels reçus ont un effet négatif (significatif à 10 % – signe entre parenthèses – en 1998) sur le score de préférence temporelle dans toutes les vagues de l'enquête Pater.
Champ : échantillon total représentatif de la population française.
Source : enquêtes Pater 1998, 2002, 2007, 2009 et 2011.

Tableau 9
Corrélations entre les scores de préférence

	Risquophobie	Préférence pour le présent	Impatience	Altruisme familial
Scores 2007				
Risquophobie	1,00	- 0,44	- 0,33	0,30
Préférence pour le présent		1,00	0,26	- 0,30
Impatience			1,00	- 0,11
Altruisme familial				1,00
Scores 2009				
Risquophobie	1,00	- 0,37	- 0,34	0,33
Préférence pour le présent		1,00	0,21	- 0,25
Impatience			1,00	- 0,16
Altruisme familial				1,00
Scores 2011				
Risquophobie	1,00	- 0,40	- 0,36	0,29
Préférence pour le présent		1,00	0,20	- 0,29
Impatience			1,00	- 0,12
Altruisme familial				1,00

Lecture : la corrélation entre le score de risque et le score de préférence pour le présent est de - 0,44 : les individus plus averses au risque sont aussi plus prévoyants.
Champ : échantillon total représentatif de la population française.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

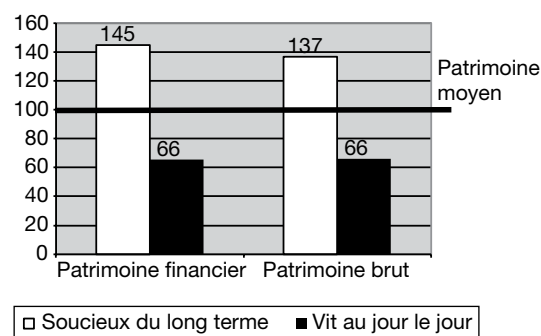
En outre, ces effets des scores sur le montant du patrimoine et sa composition présentent l'avantage décisif de ne pas souffrir des mêmes biais d'endogénéité que les autres mesures de préférence. Par construction, les scores sont des indicateurs synthétiques qui s'apparentent pour une large part à une collection « d'instruments naturels » : savoir si un individu « prend son parapluie ou non si la météo est incertaine » informe sur son degré de tolérance au risque mais ne dit

rien – heureusement – sur le montant de patrimoine qu'il possède.²⁰

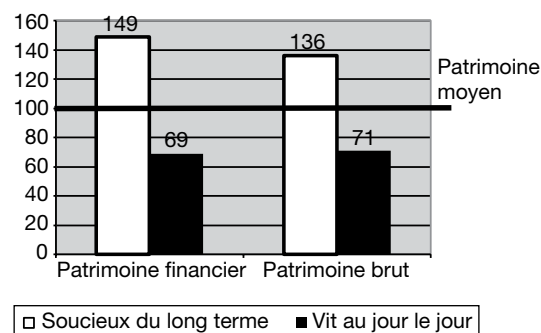
20. Les tests économétriques de l'exogénéité des scores dans une régression de patrimoine se heurtent de fait à la difficulté de trouver des bons instruments qui ne figurent pas dans les questions du score. Les instruments choisis concernent les caractéristiques des parents du ménage (indicateur de préférences, les problèmes d'argent dans la jeunesse, le milieu social, les aides ou donations versées). L'exogénéité ne peut jamais être rejetée. Pour les autres mesures de préférence (loterie ou échelle), les scores constituent en outre de très bons instruments qui conduisent souvent à rejeter l'hypothèse d'exogénéité : voir Arrondel et al. (2004), p. 149 à 154.

Graphique III
Préférence pour le présent (1^{er} et 4^e quartile des scores) et montant du patrimoine

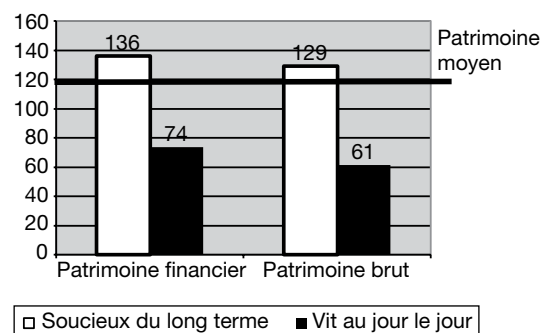
A-En 2007



B-En 2009



C-En 2011



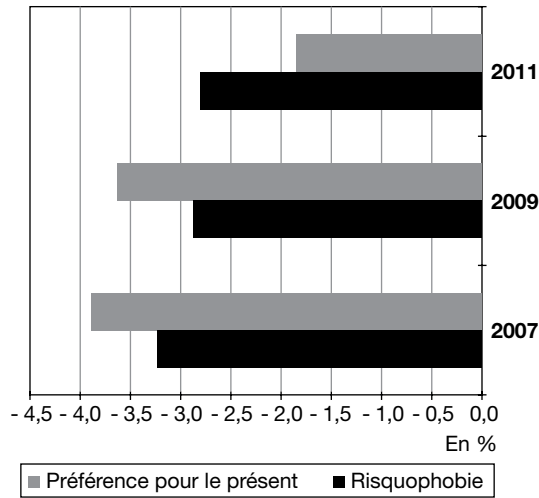
Lecture : le ménage moyen de l'échantillon possède un patrimoine normé à 100 (estimé par MCO). Les ménages appartenant au 1^{er} quartile de la distribution du score de préférence pour le présent ("Soucieux du long terme") détiennent 37 % de plus de patrimoine brut que ceux du quartile opposé ("Vit au jour le jour") en 2007, 36 % en 2009 et 29 % en 2011. Ces différences sont statistiquement significatives pour un risque d'erreur de 1 %.

Champ : population ayant répondu à au moins deux vagues successives.

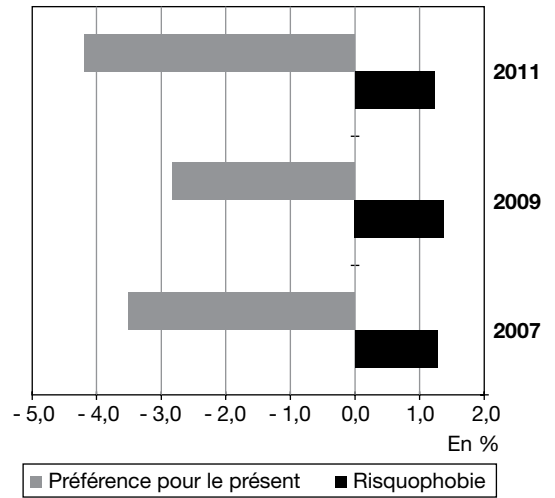
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

Graphique IV
Scores de préférence et composition du patrimoine

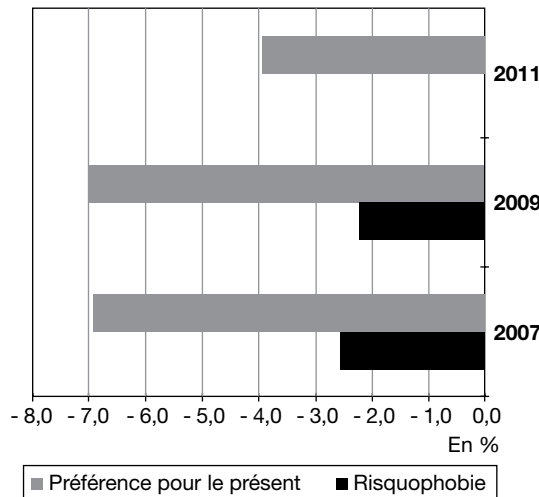
A-Actions



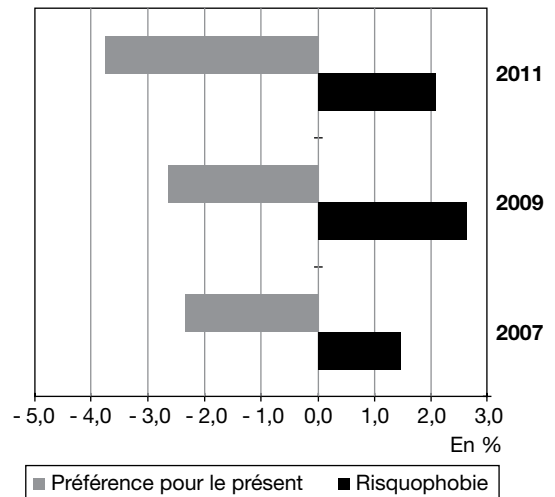
B-Livrets défiscalisés



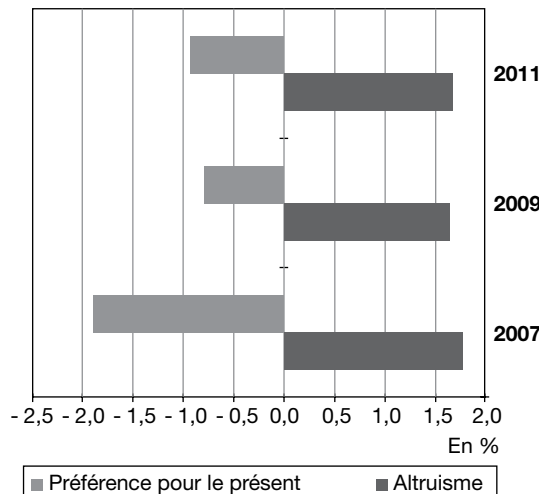
C-Assurance vie et épargne retraite



D-Logement principal



E-Assurance décès



Lecture : si l'on augmente le score de risquophobie d'un écart type (toutes choses égales d'ailleurs), la probabilité (estimée par un modèle probit) de détenir des actions diminue d'environ 3 points dans les 3 enquêtes. Si l'on augmente le score de préférence pour le présent d'un écart type, la même probabilité diminue d'environ 3,8 points en 2007 et 1,8 point en 2011. Si l'on augmente le score d'altruisme d'un écart type, la probabilité de détenir des assurances décès augmente de plus de 1,5 points dans les 3 enquêtes.

Champ : population ayant répondu à au moins deux vagues successives.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

Les épargnants français sont-ils en crise ?

Les comportements des épargnants ont changé depuis la crise économique et financière actuelle : est-ce dû aux préférences ? La forte dimension en panel et le calendrier bien ajusté (avant et après la chute de *Lehman Brothers*) des différentes vagues *Pater*, réalisées en mai 2007, juin 2009 et novembre 2011, permettent d'étudier les conséquences de la crise à la fois sur les comportements patrimoniaux des épargnants français, leurs préférences, bien mesurées par nos scores, et leurs anticipations sur les marchés du travail et des actifs.

Depuis la crise, les épargnants sont devenus de plus en plus prudents dans leurs comportements financiers

Selon l'étude trimestrielle SoFia réalisée par Tns-Sofres auprès de 12 000 panelistes (dont ceux de nos enquêtes *Pater*), le nombre d'actionnaires français déclarés a diminué de 40 % depuis la chute de *Lehman Brother* entre décembre 2008 et juin 2012 (de 13,8 % à 8,3 % en moyenne). Parallèlement, ces données montrent une augmentation des sommes déposées sur le livret A de l'ordre de 30 % sur la même période. Ce basculement laisse penser que les Français sont devenus depuis la crise plus prudents dans leurs comportements d'épargne.

Cette tendance à la prudence ressort également de nos enquêtes de 2009 et de 2011, à travers les réponses des enquêtés à la question plus subjective : « Diriez-vous que depuis la crise financière, vous êtes devenus plus prudent, moins prudent, ou vous n'avez pas changé ? ». En effet, si la moitié des ménages déclaraient en 2009 qu'ils n'avaient pas changé, l'autre (48 %), qui se recrutaient principalement parmi les classes les plus défavorisées et exposées à la crise (peu diplômées, à faibles revenus), se déclaraient plus précautionneux²¹. En 2011, cette opinion est même devenue majoritaire (54 % contre 43 %).

Par ailleurs, en 2009, 45 % des ménages, appartenant en majorité à ces milieux modestes, se déclaraient également plus prévoyants, alors que seulement 1 % se définissaient comme plus myopes (la moitié ne voyaient pas de changement). Là encore, la tendance s'est accentuée en 2011, 51 % se déclarant plus prévoyant.²²

Parallèlement, on observe depuis la crise une intention majoritaire d'investir dans des actifs plus sûrs. Si l'on compare, pour les détenteurs d'un produit financier donné, le pourcentage de ceux qui désirent investir davantage d'argent ou autant d'argent dans ce produit au pourcentage de ceux qui ont au contraire l'intention de moins investir ou d'arrêter de placer leur épargne dans ce produit, on constate en 2011 comme en 2009 que la différence est largement positive pour les produits d'épargne logement (près de 25 %) et les livrets d'épargne (au moins 22 %) (cf. graphique V). Pour les assurances vie, le solde est toujours positif, mais il a sensiblement diminué entre les deux dates (de 25 % à 13 %), confirmant par la même le fait que les collectes nettes en assurance vie (surtout en unités de compte) ont fortement diminué ces dernières années. Par contre, les épargnants s'éloignent du marché boursier de manière permanente, avec une différence négative de 11 à 18 % pour les Fonds communs ou les Sicav, et entre 15 et 20 % pour les actions.²³

Quand on interroge les 1 087 ménages présents dans les trois vagues sur leurs stratégies globales d'investissement financier (cf. graphique VI), on constate qu'ils sont de plus en plus nombreux à penser qu'on devrait placer toutes ses économies sur des placements sûrs : 61 % en 2007, 68 % en 2009, et 71 % en 2011.

Ces évolutions d'ensemble concernant les réactions des ménages dans le contexte de la crise actuelle ne doivent pas masquer le fait qu'elles n'ont pas été homogènes le long de l'échelle des revenus ou des patrimoines, entre les secteurs « exposés » et « protégés », chez les riches actionnaires et les travailleurs précaires. Pour de nombreux épargnants, les conséquences de la crise semblent avoir été limitées, voire négligeables, alors que pour d'autres, moins privilégiés ou plus exposés, le dilemme entre un désir de précaution accrue et la volonté de maintenir son niveau de vie s'est posé avec acuité. Néanmoins, un constat ressort clairement : les ménages français, face à la crise, ont adopté en moyenne un comportement

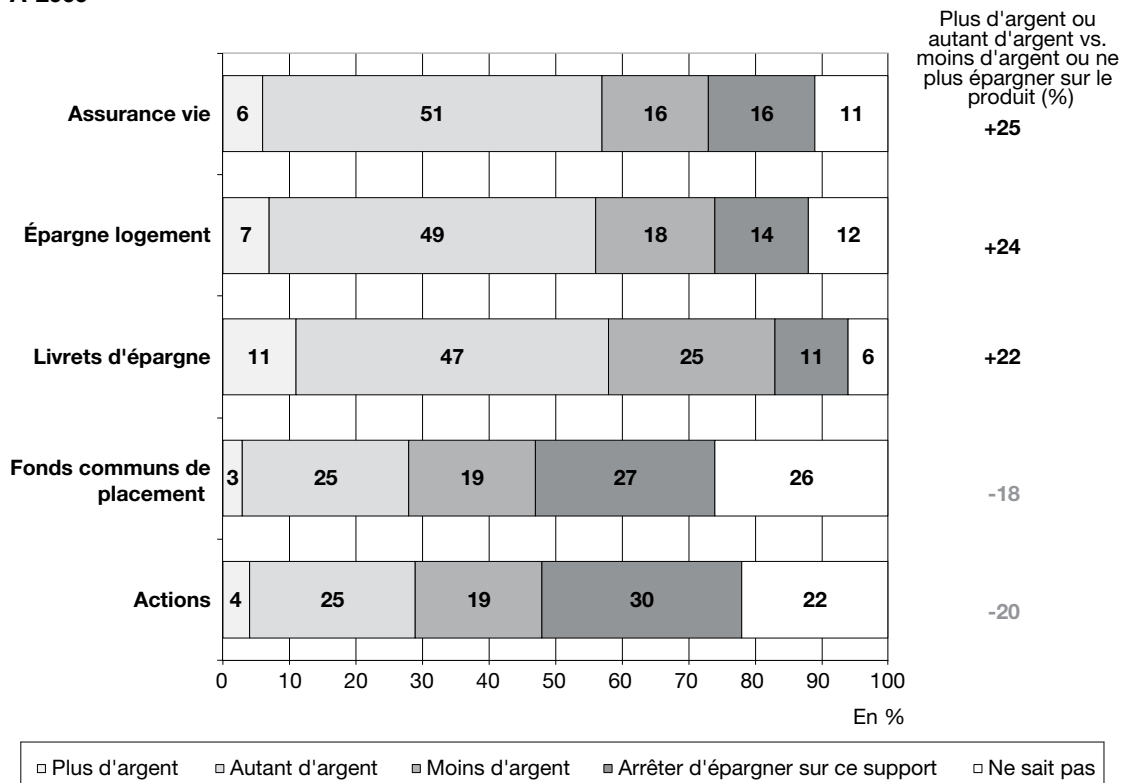
21. Seulement 1 % des enquêtés étaient prêts à prendre davantage de risques !

22. Dans un autre registre, un ménage sur cinq se révèle, en 2009 comme en 2011, plus solidaire envers autrui alors qu'inversement, un sur dix (16 % en 2011) se recroqueville sur lui-même, étant devenu plus individualiste ; les deux tiers restants n'ont pas changé (respectivement 59 % en 2011).

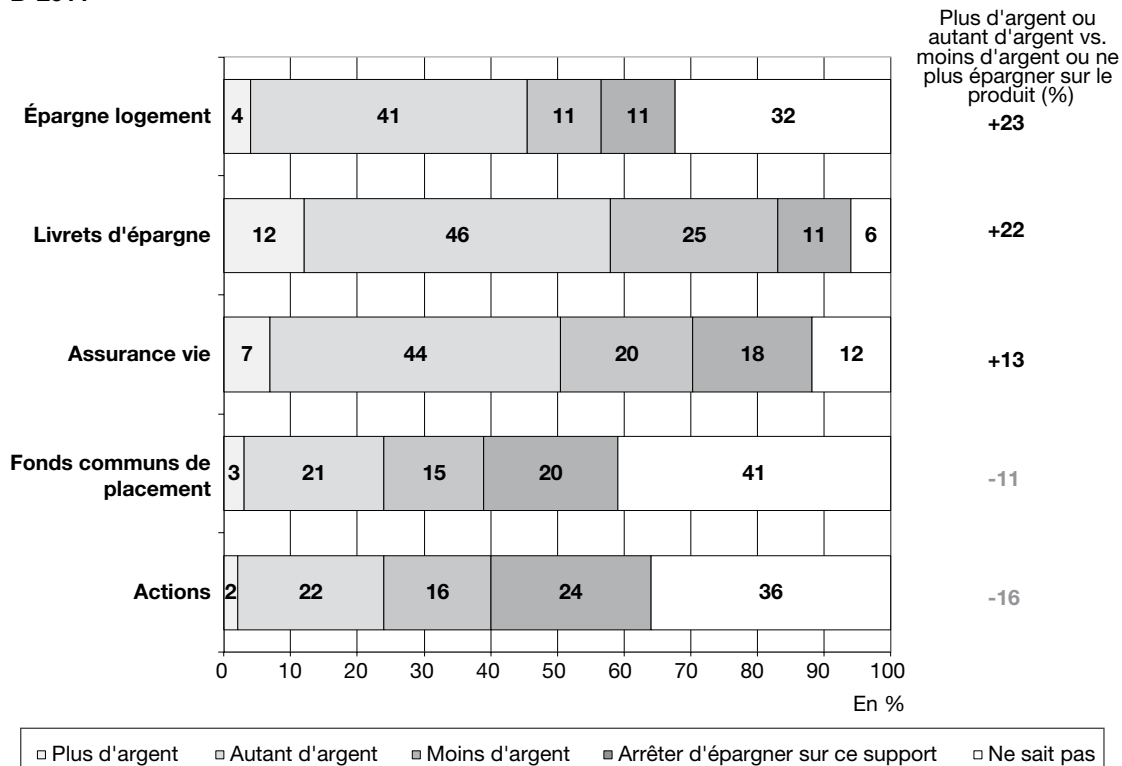
23. De plus, en 2009, parmi les non possesseurs du produit financier considéré, 11 % projettent de souscrire une assurance vie, et 6 à 12 % d'investir sur un livret d'épargne ou un plan épargne logement ; mais moins de 1 % désirent entrer sur le marché boursier (actions, obligations ou fonds communs de placement).

Graphique V
 "Et dans les mois à venir, pensez-vous placer plus d'argent, moins d'argent ou autant d'argent qu'aujourd'hui dans les placements financiers suivants (ou bien vous n'êtes pas concerné par ces produits) ?"

A-2009



B-2011



Lecture : en 2011, 2 % des enquêtés pensaient placer « plus d'argent » dans les actions et 22 % « autant d'argent » alors que 16 % pensaient placer « moins d'argent » et 24 % « arrêter d'épargner sur ce support » (36 % « ne savait pas »). La différence entre ceux qui pensaient placer plus ou autant d'argent dans des actions et ceux qui à l'inverse pensaient y placer moins d'argent ou arrêter d'y investir était de - 16 %.
 Champ : échantillon total représentatif de la population française.
 Source : enquêtes Pater 2009 et 2011.

financier plus prudent, désirant épargner davantage dans des placements plus sûrs et limiter parallèlement leurs investissements risqués ; et ce changement semble avoir été plus important encore après la crise des dettes souveraines de l'été 2011 qu'à la suite du choc macroéconomique créé par la chute de *Lehman Brother* en septembre 2008.

Les sources de l'évolution des comportements financiers : préférences, ressources, ou anticipations

Comment interpréter ce surcroît de prudence des épargnants dans leurs comportements ? Proviend-il d'une modification des préférences (hausse de l'aversion au risque), d'une révision des anticipations boursières en matière de rendement ou de volatilité des actifs, ou d'une adaptation au nouvel environnement macroéconomique (baisse des ressources, augmentation du risque de chômage, évolutions futures des revenus salariaux plus incertaines, etc.) ?

La théorie économique incite à de telles décompositions préférences-ressources-anticipations. Les modèles de choix de portefeuille standard montrent déjà que la demande d'actifs à risque diminue avec le degré d'aversion (relative) au

risque ; elle décroît avec l'exposition au risque sur le revenu du travail ; elle est enfin une fonction croissante de la prime de risque anticipée²⁴ par le ménage mais décroissante selon le risque de portefeuille qu'il anticipe (cf. encadré 1). Plus généralement, les comportements patrimoniaux vont dépendre de l'interaction entre trois composantes qui renvoient aux trois subdivisions du temps, passé, présent et futur :

(i) les préférences à l'égard du risque, du temps ou de la lignée, qui sont héritées de l'histoire passée de l'individu (son enfance, etc.) ;

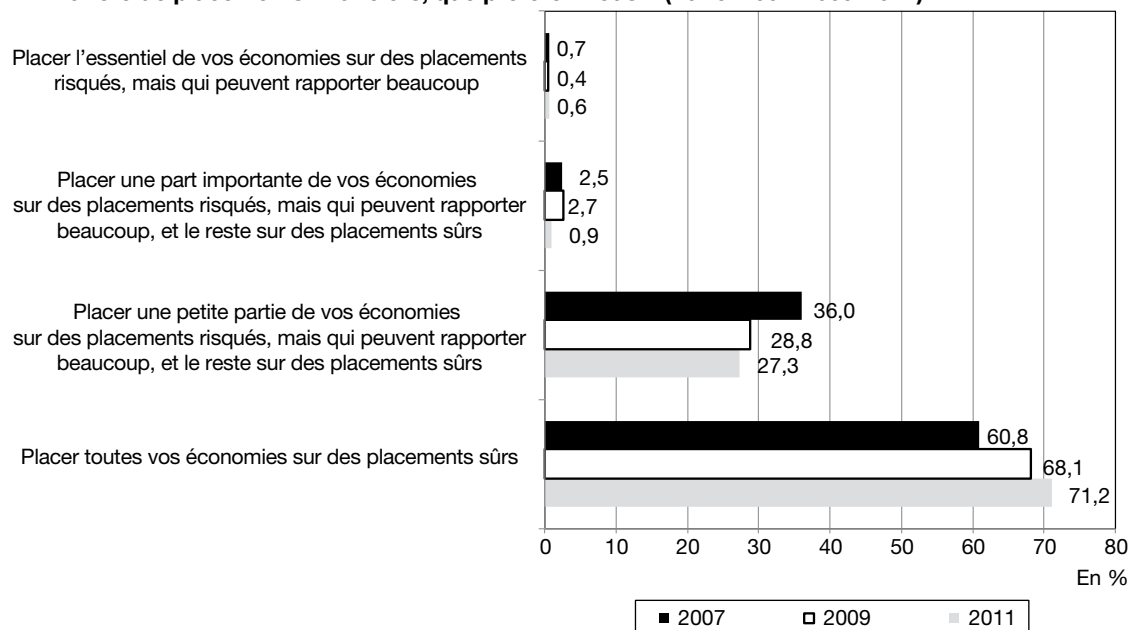
(ii) les ressources disponibles ou les dotations présentes, qui comprennent :

- les ressources disponibles, patrimoine et revenu ou *cash in hand*, sous contraintes éventuelles de liquidité ou de chômage actuel, et entachées d'un degré d'incertitude (tel qu'il est perçu par l'épargnant) ;

- les capitaux de santé, d'éducation... ;

24. La prime de risque anticipée est la différence entre le taux de rendement espéré sur l'actif risqué et le taux de rendement de l'actif certain.

Graphique VI
En matière de placements financiers, que préférez-vous ? (Panel 2007-2009-2011)



Lecture : en 2007, 60,8% des enquêtés ayant répondu aux trois vagues successives de l'enquête Pater préféraient « placer toutes ses économies sur des placements sûrs ». Ils étaient 68,1% en 2009 et 71,2% en 2011.
Champ : population ayant répondu à cette question dans les trois vagues.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

- les aptitudes financières (*financial literacy*), les capacités cognitives, qui déterminent notamment le niveau d'information de l'individu.

(iii) les anticipations et croyances à l'égard du futur :

- les anticipations économiques concernant le revenu du travail futur, les probabilités de chômage, le rendement et le risque attendus sur les actifs financiers ou immobiliers, l'inflation, les contraintes de crédit, etc. ;

- les anticipations sur soi-même : goûts et état de santé futurs, probabilités de survie ;

- les anticipations sociales de long terme : droits personnels à la retraite, devenir du système de retraite et de l'État-providence, etc.

Ces éléments peuvent être synthétisés dans la relation empirique suivante :

$$\text{Comportements} = f(\text{préférences, ressources présentes, anticipations}) \quad (1)$$

Cette relation (1) met déjà en lumière les avatars des mesures des préférences à l'égard du risque qui confrontent directement les sujets à des choix hypothétiques entre un actif sûr et un actifs risqué à caractéristiques données d'avance, choix ajustés dans le but de déterminer précisément leur aversion au risque ou leur aversion à la perte par exemple²⁵. Au-delà de ce cas d'école, certes caricatural, nombre de mesures usuelles des attitudes à l'égard du risque (cf. encadré 2), telle la loterie de Barsky *et al.* (1997) ou les mesures subjectives à la Kapteyn et Teppa (2011), qui interrogent directement les ménages sur leurs stratégies d'investissement, comporte un biais de cet ordre : elles n'estiment pas les préférences pures à l'égard du risque mais un mélange variable de préférences et d'anticipations ou d'exposition au risque.

Pour interpréter la plus grande prudence comportementale des épargnants français depuis le début de la crise, la relation (1) doit alors être considérée en différences :

$$\Delta \text{comportements} = g(\Delta \text{préférences, } \Delta \text{ressources présentes, } \Delta \text{anticipations}) \quad (2)$$

La crise pourrait avoir engendré une augmentation de l'aversion au risque (Δ préférences), et donc avoir atteint la psyché des individus ; réduit ou rendu plus précaires les ressources dont disposent les plus touchés d'entre eux

(Δ ressources présentes) ; assombri les anticipations économiques et les anticipations sociales de long terme (Δ anticipations), c'est-à-dire la lecture qu'ils font du monde qui les entoure.

Le chaînon qui nous manque encore pour évaluer cette relation concerne la mesure empirique des anticipations économiques et de leur évolution pendant la crise.

Les anticipations dans la crise : les Français de plus en plus pessimistes

C'est pourquoi, outre l'estimation des préférences, les vagues *Pater*-2007 à 2011 ont cherché à mesurer les anticipations des ménages concernant le rendement et le risque des actifs financiers ainsi que celles relatives à leur revenu du travail futur.

La méthode usuelle pour mesurer les anticipations sur les revenus du travail ou les retraites consiste à proposer à l'enquêté d'affecter 100 points entre différents taux de variation possibles sur les cinq ans à venir, à la hausse (de 0 à 10 %, de 10 à 25 %, plus de 25 %), à la baisse (mêmes tranches), ou sans changement. Elle permet ainsi de reconstituer la distribution de l'évolution des revenus anticipés par l'enquêté et d'en déduire sa moyenne et sa variance²⁶. Cette méthode a été également retenue pour mesurer les anticipations boursières²⁷. Posées de manière identique en 2007, 2009 et 2011, ces questions permettent alors d'appréhender l'impact de la crise sur les anticipations des *mêmes* épargnants, présents dans deux, voire dans les trois vagues. Ces questions étant relativement complexes, elles sont sujettes à un taux de non réponse inhabituel : pour chaque vague, comme pour les individus en panel, seuls un peu plus de la moitié des enquêtés répondent de manière satisfaisante.

25. Voir de Palma et Picard (2012). Les ressources présentes et les caractéristiques des actifs sont supposées connues, si bien que l'estimation des préférences revient à un choix d'actifs dans un contexte très inhabituel... censé expliquer les choix d'actifs dans la vraie vie : cette circularité de la méthode introduit bien des confusions dans la relation entre préférences et comportements.

26. Placer, par exemple, 50 points dans la tranche supérieure (hausse de plus de 25 %) et 50 points dans la tranche inférieure (baisse supérieure à 25 %) correspond à une moyenne anticipée nulle mais à un risque (une variance) maximal ; une distribution uniforme pourrait traduire une incertitude totale de l'enquêté face à l'avenir...

27. Même si d'autres techniques sont plus courantes : anticipations ponctuelles ou mesure de la distribution cumulée, cf. par exemple Dominitz et Manski (2011).

Les résultats en coupe instantanée sur la population globale...

Concernant le marché boursier, on constate que le rendement moyen anticipé décroît fortement sur la période : de 5,6 % en 2007, il est passé à 0 % en 2011 après avoir baissé de 2 points en 2009 (3,6 %). Les Français sont donc de plus en plus pessimistes en ce qui concerne la bourse et il n'est alors pas étonnant qu'ils aient tendance à s'en éloigner. L'analyse économétrique des anticipations de rendement espéré à 5 ans montre que les hommes sont plus optimistes que les femmes ; les chefs d'entreprises sont plutôt inquiets, les cadres plutôt confiants ; le fait de lire la presse économique ou d'avoir une bonne culture financière incite à voir le marché boursier sous un meilleur œil ; disposer d'un patrimoine important et avoir connu des gains récents sur ses actifs financiers favorise l'optimisme boursier.²⁸

Considérons enfin l'influence des différentes mesures des préférences à l'égard du risque. La loterie sur les choix professionnels a des effets significatifs – une forte tolérance au risque augmente tant l'espérance que la variance des rendements anticipés – alors que le score de risque n'a pas de pouvoir explicatif : ces résultats viennent à l'appui de l'hypothèse selon laquelle la loterie concernerait un mélange hétéroclite de préférences et d'anticipations, alors que le score mesurerait bien davantage des préférences pures à l'égard du risque.

De la même façon, les anticipations des ménages relatives aux évolutions futures de leur revenu du travail ont été revues à la baisse : globalement, les Français voyaient, sur les 5 ans à venir, leur revenu augmenter en moyenne de plus de 3 % en 2007, de 2 % en 2009 mais anticipaient une stagnation en 2011. Cette vision assombrie

des perspectives offertes par le marché du travail s'observe également quand on demande aux enquêtés d'évaluer l'impact de la crise sur leur emploi (cf. tableau 10) : ils sont plus nombreux à penser que la crise économique et financière aura un impact négatif sur leur travail en 2011 (38 %) qu'en 2009 (32 %).

... concordent avec les résultats en panel²⁹

Calculées sur les ménages ayant répondu à plusieurs vagues de l'enquête, les anticipations moyennes confirment ces tendances. Le graphique VII montre effectivement que la crise a conduit ces ménages à revoir à la baisse leurs anticipations des cours boursiers, après la chute de *Lehman Brother* en septembre 2008 (*Pater*-2007 et 2009), mais davantage encore après la crise des dettes souveraines de l'été 2011 (*Pater*-2009 à 2011). Seuls 49 % des ménages voyaient en 2009 les cours à la bourse monter en moyenne dans les cinq années qui viennent alors qu'ils étaient 56 % en 2007 ; inversement, plus d'un Français sur cinq prévoyait une tendance baissière alors qu'ils n'étaient que 13 % en 2007. Cette tendance s'est accentuée entre 2009 et 2011 puisqu'il ne reste plus qu'un tiers des ménages à prévoir une hausse de la bourse, alors que les pessimistes ont vu leurs rangs grossir (35 %). Ces mêmes conclusions se retrouvent pour les ménages présents aux trois vagues : ceux qui voient les cours monter passent ainsi de 56 % en 2007 à 52 % en 2009 et surtout 34 % en 2011.

28. On retrouve ces grandes tendances d'une vague de l'enquête *Pater* à l'autre : voir *Tracol* (2013) ou *Arrondel et al.* (2013).
29. Les échantillons en panel des enquêtés présents à deux vagues successives (2007 et 2009 ou 2009 et 2011) ne présentent pas de biais de sélection significatif sauf en ce qui concerne l'âge : ils sont en moyenne de quatre ans plus âgés que la population française.

Tableau 10

Pensez-vous que la crise va avoir des conséquences négatives importantes sur votre emploi ?

En %

	2009	2011
Très importantes	12,2	13,0
Assez importantes	20,2	24,9
Peu importantes	37,8	35,8
Pas importantes	10,9	9,6
Pas concerné	17,1	13,7
NSP	1,8	3,0

Lecture : 24,9% des individus enquêtés en 2011 pensent que la crise va avoir des conséquences « assez importantes » sur son emploi.
Champ : échantillon total représentatif de la population française.
Source : enquêtes *Pater* 2009 et 2011.

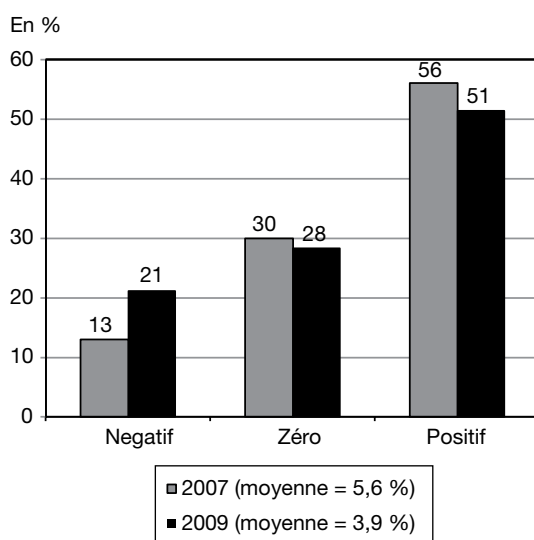
De même, on constate que les anticipations des individus relatives à l'évolution de leur revenu du travail se sont détériorées au cours des quatre

années (cf. graphique VIII) : la proportion de ceux qui anticipaient une évolution positive est passée de la moitié en 2007 au tiers en 2011.

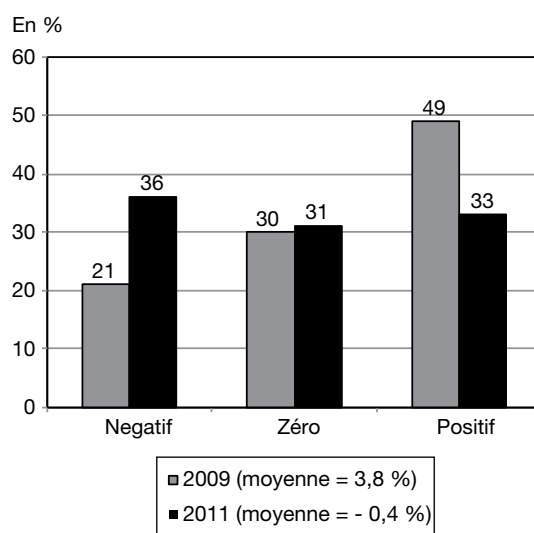
Graphique VII

Rendements anticipés (dans les 5 prochaines années) sur le marché boursier en 2007, 2009 et 2011

A-Panel constitué à partir des vagues 2007 et 2009



B-Panel constitué à partir des vagues 2009 et 2011

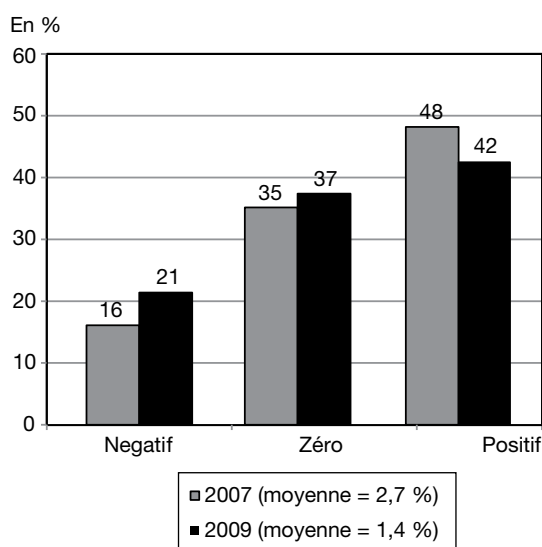


Lecture : en 2009, 49% des enquêtés anticipaient des rendements positifs sur le marché boursier. Au sein de la même population, ils n'étaient plus que 33% en 2011.
Champ : population ayant répondu à la question des anticipations à au moins deux vagues successives.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

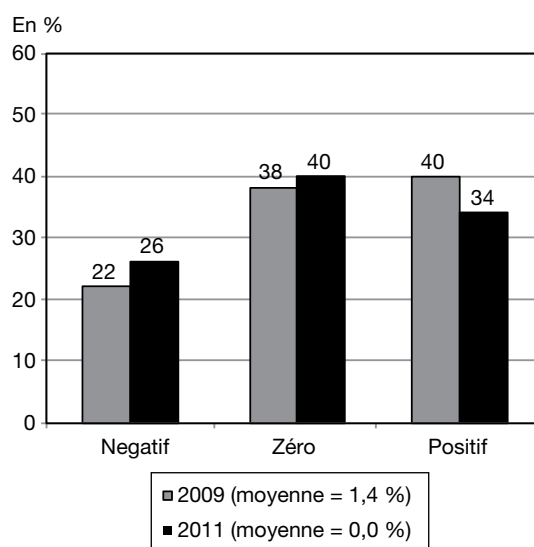
Graphique VIII

Croissance des revenus du travail futurs anticipés (dans les 5 prochaines années) en 2007, 2009 et 2011

A-Panel constitué à partir des vagues 2007 et 2009



B-Panel constitué à partir des vagues 2009 et 2011



Lecture : en 2009, 40% des enquêtés anticipaient une croissance de leurs revenus du travail. Au sein de la même population, ils n'étaient plus que 34% en 2011.
Champ : population ayant répondu à la question des anticipations à au moins deux vagues successives.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

Moins de ressources espérées, des perspectives de rendement plus faibles pour les actions, une hausse anticipée des risques affectant aussi bien le marché du travail que les marchés financiers : ce pessimisme accru des ménages depuis la crise devrait les avoir incité, en cohérence avec la théorie des choix de portefeuille, à se détourner des investissements risqués soit en raison du moindre attrait supposé de ces placements, soit pour modérer l'ensemble des risques auxquels ils sont confrontés (substitution des risques).

La révision à la baisse des anticipations professionnelles et boursières pourrait donc expliquer pour une part importante les comportements plus précautionneux des ménages depuis la crise, avec des évolutions plus marquées encore après 2009. Mais qu'en est-il des préférences ? Ont-elles pris le même chemin ?

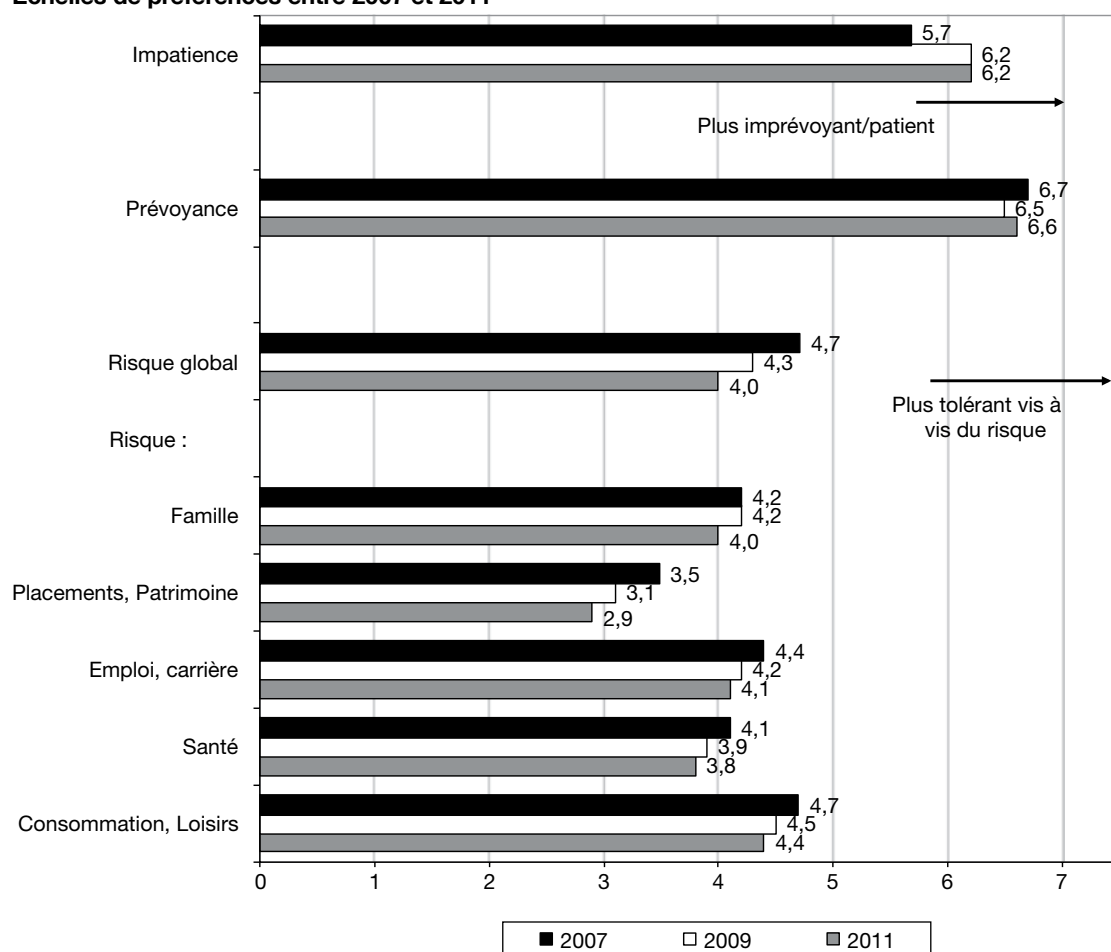
Les préférences dans la tourmente

La réponse va dépendre de la mesure des préférences utilisée, le panel *Pater* ayant l'avantage de pouvoir confronter, pour les trois vagues de 2007 à 2011, les résultats obtenus par une série de mesures usuelles à ceux de nos scores. L'échantillon retenu sera celui des ménages ayant répondu à deux vagues au moins de l'enquête, voire aux trois.

Les mesures usuelles montrent une moindre tolérance au risque

Sur les échelles de la tolérance au risque (cf. graphique IX), auto-évaluées de 0 à 10, les ménages présents dans les trois vagues se positionnent globalement de manière de plus en plus prudente : la moyenne de l'échelle générale de

Graphique IX
Échelles de préférences entre 2007 et 2011



Lecture : en 2007, la moyenne des réponses à l'échelle de risque global (entre 0 et 10) était de 4,7. Cette moyenne était de 4,0 en 2011 : les enquêtés sont donc devenus plus avertis au risque.

Champ : population ayant répondu à cette question dans les trois vagues de l'enquête.

Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

tolérance au risque diminue de 4,7 à 4,3 après la chute de *Lehman Brother*, et de 4,3 à 4,0 après la crise des dettes souveraines. Il en va de même dans les différents domaines envisagés, en particulier quant aux placements financiers, pour lesquels l'échelle diminue de 3,5 en 2007 à 2,9 en 2011.

De manière analogue, la loterie de Barsky *et al.* (1997) révèle une augmentation de l'aversion relative pour le risque pendant la crise économique et financière : les ménages suivis sont de plus en plus nombreux à se positionner dans la catégorie des plus averses au risque (62,4 % en 2011 vs. 50,8 % en 2007). Parallèlement, le nombre de personnes les plus tolérantes au risque a diminué de près de la moitié (4,9 % en 2011 vs. 9,1 % en 2007).³⁰

Les autres mesures subjectives du type de celle de Kapteyn et Teppa (2011) ou de Iezzi (2008), qui se proposent d'interroger directement les ménages sur leurs stratégies ou intentions en matière d'investissement (sur le mode de la question analysée au graphique VI) aboutissent à la même conclusion : les ménages seraient de plus en plus nombreux à opter pour une absence totale de prise de risque dans le portefeuille financier.

Le constat est clair : selon les mesures habituellement utilisées pour mesurer les préférences des individus à l'égard du risque, les ménages français sont devenus moins tolérants au risque, ce qui contribuerait normalement à expliquer qu'ils soient devenus plus prudents dans leurs choix patrimoniaux.

Si l'on s'intéresse aux préférences à l'égard du temps, le constat est moins tranché : les échelles d'auto-évaluation indiquent que la crise n'aurait que peu affecté la prévoyance sur le long terme des ménages mais aurait diminué leur impatience à court terme (cf. graphique IX).

Des scores de préférences stables pendant la « grande récession »

Comparons les histogrammes des scores de risque construits à partir des mêmes questions dans les trois vagues, tour à tour pour la sous-population des ménages interviewés avant et après la chute de *Lehman-Brothers* (en 2007 et 2009) et pour ceux questionnés avant et après la crise des dettes souveraines, en 2009 et 2011 : les histogrammes dessinés deux à deux se superposent presque parfaitement et sont statistiquement indissociables (test de Kolmogorov-Smirnov), avec la même

moyenne à deux dates successives (Arrondel et Masson, 2013). Cette similitude est également bien vérifiée pour les histogrammes de 2007 à 2011 sur les enquêtés présents aux trois vagues (cf. graphique X). Les scores nous indiquent donc que les épargnants n'ont pas globalement « changé » : ils sont en moyenne tout aussi tolérants au risque qu'avant la crise, ni plus, ni moins. Ceci est vrai aussi bien après le choc de septembre 2008, qu'à plus long terme après celui de l'été 2011.³¹

Nous avons procédé au même exercice sur les scores de préférence temporelle en superposant sur le graphique XI les histogrammes mesurés sur les individus ayant répondu aux trois vagues. On observe la même stabilité d'ensemble : les trois histogrammes coïncident au plan statistique et les caractéristiques de la distribution (moyenne et médiane) sont les mêmes.

Quant est-il enfin des scores d'impatience à court terme et d'altruisme ? La comparaison des distributions aux différentes dates révèle, là encore, une stabilité de l'indicateur d'altruisme ; elle montre en revanche que les jeunes ménages, surtout, seraient devenus un peu moins impatient sur le court terme – ce qui irait dans le même sens que l'échelle d'impatience : dépendant le plus des émotions de l'épargnant, cette préférence serait plus sensible à l'environnement ou à la conjoncture socio-économique.

Au total, nos scores indiqueraient que les préférences à l'égard du risque (et du temps) n'auraient pas changé globalement durant la crise, alors que les autres mesures, loteries, échelles ou autres, concluent à une diminution de la tolérance au risque des agents. Cette divergence est encore confirmée par les analyses paramétriques qui régressent les différentes mesures de préférence en fonction des caractéristiques

30. Toutes ces évolutions, relatives à la loterie ou aux échelles de risque, sont statistiquement significatives.

31. Si tel est le cas, les variations « transitoires » individuelles des préférences sur les quatre ans doivent représenter un phénomène purement aléatoire et être peu expliquées par des caractéristiques individuelles ou des données macroéconomiques. On constate que l'histogramme des changements individuels du score de risque (entre 2007 et 2009 par exemple) s'apparente bien à une distribution aléatoire de forme « gaussienne », avec à peu près autant d'enquêtés devenus plus ou moins tolérants au risque. Plus précisément, les études économétriques ne permettent pas de mettre en évidence d'effet significatif propre aux caractéristiques individuelles ou à leurs variations, pas plus qu'aux changements de perception du contexte économique – le pouvoir explicatif global des régressions est d'ailleurs très faible. Même les catégories les plus exposées à la crise (ouvriers en activité) ne semblent pas avoir modifié leurs préférences ; seuls les ménages exprimant le sentiment d'être « très concerné par la crise » se révéleraient un peu plus prudents selon notre score de risque.

de l'épargnant et des variables muettes (*dummies*) pour les périodes d'observation. Dans le cas des scores de risque et de préférence temporelle, ces variables n'ont pas d'effet significatif, ce qui confirme la robustesse du résultat de stabilité temporelle des préférences qui survit, statistiquement, à la prise en compte des hétérogénéités individuelles ; à l'inverse, pour la loterie de Barsky *et al.* (1997) et les échelles de risque, notamment, les variables de périodes ont, dans le sens attendu, des effets très significatifs (*t* de Student de l'ordre de 7 à 12).³²

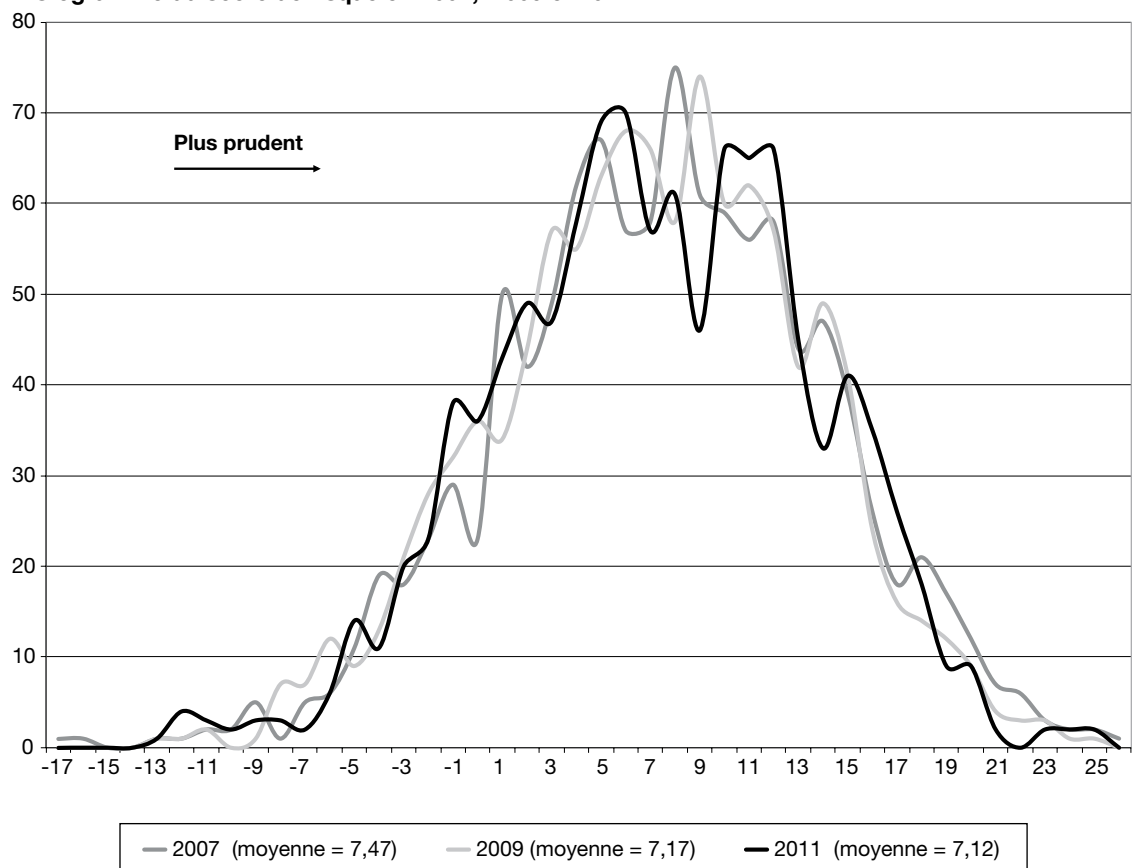
Si, comme nous l'avons montré précédemment, nos mesures présentent de meilleures propriétés que les autres, ces résultats signifieraient que les indicateurs habituellement utilisés dans la littérature mesurent en fait un composé hétérogène de préférences à l'égard du risque *per se* et d'autres éléments subjectifs plus volatiles, concernant l'exposition au risque et les anticipations relatives aux marchés du travail ou du capital – éléments qui seraient particulièrement sensibles au caractère anxiogène des périodes de crise.

Les comportements financiers plus prudents s'expliquent par un changement dans la perception de l'environnement économique

Des comportements qui attestent une moindre appétence pour les actifs risqués, des préférences globalement stables à l'égard du risque, des ressources disponibles encore peu touchées par la crise pour une majorité de ménages, mais des anticipations sur le revenu du travail et relatives aux actifs financiers risqués de plus en plus sombres : autant de conclusions qui inclinent à rechercher la source de l'évolution des comportements davantage dans la perception de l'environnement économique que dans la personnalité des individus.

32. Ces variables indicatrices des périodes d'observation n'expliquent pas le score d'altruisme mais sortent avec un effet significatif (négatif) dans le cas du score d'impatience à court terme, résultats cohérents avec ce que donne la comparaison des histogrammes.

Graphique X
Histogramme du score de risque en 2007, 2009 et 2011



Lecture : plus de 70 enquêtés avaient un score de risque de 7 en 2007. Ils étaient moins de 60 en 2009.
Champ : population ayant répondu aux trois vagues de l'enquête.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

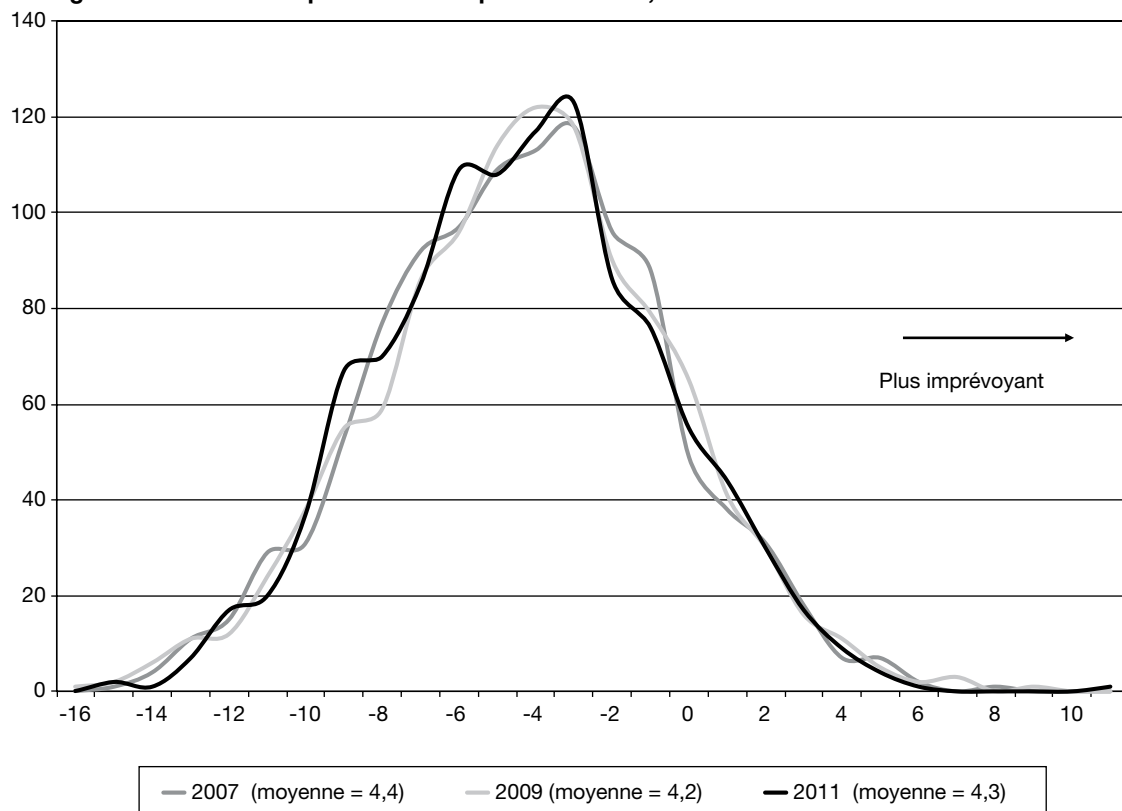
L'estimation de la relation (2) permet de vérifier le bien fondé de cette hypothèse. Le choix de la variable dépendante s'avère délicat. Les montants investis en actions, par exemple, sont entachés de sérieuses erreurs de mesure (surtout si on les utilise en différences) et peuvent refléter les plus- ou moins-values réalisées. Les mouvements relatifs à la détention d'actions sont trop limités : les cas les plus représentatifs, à savoir ceux de dépossession, restent peu nombreux. La variable simple la mieux adaptée, présente dans les trois vagues de 2007 à 2011, concerne la stratégie d'investissement financier rapportée au graphique VI, en quatre modalités (une seule réponse possible), depuis « placer toutes vos économies sur des placements sûrs » jusqu'à « placer l'essentiel de vos économies sur des placements risqués mais qui peuvent rapporter beaucoup ». Par ailleurs, on n'a retenu que les mesures de préférence par les scores, dont on a vu qu'elles étaient de loin les plus fiables.

Avant de considérer les relations en différences, les régressions du tableau 11 concernent celles en niveau, soit l'équation (1),

sous forme linéaire ou de Probit ordonné – selon un risque accepté croissant. Elles sont obtenues en empilant indifféremment les informations des trois vagues (soit près de 12 000 données dont 6 600 exploitables au niveau des anticipations). On vérifie que les scores de risque et de préférence temporelle ont les effets significatifs attendus ; ceux d'impatience à court terme et d'altruisme n'ont en revanche pas de pouvoir explicatif. Le montant du patrimoine a un effet positif significatif, le montant du revenu du travail n'en a pas, ni le risque anticipé sur ce revenu. Enfin, s'agissant des variables d'anticipation, le rendement espéré des actions a un effet (positif) important, quantitativement comparable à celui du score de risque (mais la volatilité n'a pas d'effet).³³

33. Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus sur la demande d'actions : Arrondel, Calvo et Tas (2013) montrent par exemple, sur les données Pater de 2007, que cette dernière dépend statistiquement des anticipations de rendement et de risque sur le marché boursier : le choix de détenir ou non des actions est ainsi corrélé positivement à la prime de risque anticipée, écartant de fait ceux qui l'estiment négative.

Graphique XI
Histogramme du score de préférence temporelle en 2007, 2009 et 2011.



Lecture : environ 120 enquêtés avaient un score de préférence pour le présent égal à -3 en 2007, 2009 et 2011.
Champ : population ayant répondu aux trois vagues de l'enquête.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

Les régressions en différences du tableau 12, concernant l'équation (2), empilent les informations en panel, de 2 ans en 2 ans, sur les trois vagues (soit plus de 4 000 données dont près de 2 000 exploitables). En termes de préférence, seules les variations du score

de risque ont un effet significatif. Les variations concernant les ressources n'ont pas d'effet. S'agissant des différences d'anticipations financières, seules celles concernant le rendement espéré des actions ont un effet significatif (positif).

Tableau 11
Propension à prendre des risques dans ses choix de portefeuille

Variables	Modèle linéaire		Probit ordonné	
	Coefficient	Robust t	Coefficient	Robust t
Anticipations				
Revenu du travail espéré	0,028	0,33	0,020	0,11
Variance du revenu du travail	1,134	1,59	2,320	1,52
Rendement espéré sur le marché boursier	0,677	9,82	1,528	9,95
Préférences (scores)				
Averse au risque	- 0,015	- 10,80	- 0,036	- 10,96
Préférence pour le présent	- 0,013	- 5,70	- 0,032	- 5,92
Altruiste	0,000	0,14	0,003	0,50
Impatient	- 0,002	- 0,96	- 0,005	- 0,83
Niveau de revenu du ménage (mensuel) (réf. : moins de 1 200 euros)				
De 1 200 à 1 900 euros	0,003	0,09	0,014	0,19
De 1 900 à 2 700 euros	0,017	0,55	0,061	0,80
Plus de 2 700 euros	0,013	0,41	0,054	0,70
Non déclaré	0,045	0,68	0,105	0,71
Âge de la personne de référence (réf. : moins de 30 ans)				
De 30 à 40 ans	0,020	0,80	0,056	0,97
De 40 à 50 ans	0,017	0,62	0,046	0,72
De 50 à 60 ans	0,007	0,23	0,022	0,31
De 60 à 70 ans	- 0,065	- 1,81	- 0,149	- 1,78
Plus de 70 ans	- 0,140	- 3,69	- 0,370	- 3,85
Sexe : homme	0,074	4,68	0,170	4,61
Situation maritale: marié	0,008	0,43	0,020	0,47
Nombre d'enfants au domicile	- 0,029	- 3,72	- 0,070	- 3,83
Nombre d'enfants indépendants	- 0,010	- 1,07	- 0,023	- 1,01
Diplôme (réf. : sans diplôme)				
Niveau baccalauréat	- 0,076	- 3,34	- 0,181	- 3,30
Supérieur court	- 0,030	- 1,42	- 0,061	- 1,26
Supérieur long	0,022	0,87	0,059	1,06
Niveau de patrimoine (réf. : premier quartile)				
Second quartile	0,062	2,62	0,152	2,62
Troisième quartile	0,065	3,01	0,160	2,98
Quatrième quartile	0,259	9,73	0,578	9,48
Non déclaré	0,095	3,15	0,229	3,05
Vague 2009	- 0,123	- 8,18	- 0,284	- 8,32
Vague 2011	- 0,146	- 8,78	- 0,346	- 9,00
Nombre d'observations	6 598		6 598	
R2 ou Pseudo-R2	0,138		0,087	

Lecture : le rendement espéré sur le marché boursier a un effet positif statistiquement significatif (1,528 dans le modèle Probit) sur la propension à prendre des risques dans ses choix de portefeuille. Robust t : variances clusterisées. Les coefficients significatifs sont en caractères gras.

Champ : population sans données manquantes dans les régressions.

Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

En résumé, l'évolution tendancielle des comportements financiers des épargnants français pendant la crise, qui se traduit par une moindre propension à prendre des risques, ne s'explique pas par un changement global des préférences, telles qu'elles sont mesurées par les scores : les variations individuelles du score de risque ont certes une influence significative (hétérogénéité non observée ?) mais leur distribution est équilibrée autour de zéro si bien que la résultante globale des effets individuels s'avère négligeable ; les changements individuels des autres scores de préférence n'ont pas d'effet significatif. Les différences affectant les ressources disponibles (ou le revenu du travail anticipé) n'ont pas davantage de pouvoir explicatif.

En revanche, les variations individuelles concernant les anticipations relatives aux espérances de rendement boursier ont bien un effet significatif : le plus grand pessimisme que manifeste globalement la population française dans ce domaine constituerait la cause majeure d'une moindre appétence d'ensemble pour les actifs risqués depuis la crise.

Un bref bilan d'une expérience de longue durée

Au terme de ce périple, il est justifié de conclure au succès de la méthode de scoring utilisée pour mesurer les préférences individuelles. Ce succès

Tableau 12
Propension à prendre des risques (différences)

Variables	Modèle linéaire		Modèle linéaire	
	Coefficient	Robust t	Coefficient	Robust t
Anticipations (différences)				
Revenu du travail espéré	- 0,196	- 1,54	- 0,170	- 1,30
Variance du revenu du travail	0,190	0,21	0,271	0,29
Rendement espéré sur le marché boursier	0,222	2,43	0,234	2,57
Préférences (scores en différences)				
Averse au risque	- 0,009	- 2,72	- 0,008	- 2,53
Préférence pour le présent	- 0,002	- 0,40	- 0,002	- 0,49
Altruiste	0,003	0,50	0,003	0,46
Impatient	- 0,004	- 0,78	0,001	0,20
Touché par la crise plus que la moyenne	0,021	0,86	- 0,040	- 1,96
Âge de la personne de référence (réf. : moins de 30 ans)				
De 30 à 40 ans	- 0,049	- 1,16		
De 40 à 50 ans	- 0,060	- 1,50		
De 50 à 60 ans	- 0,033	- 0,79		
De 60 à 70 ans	- 0,025	- 0,54		
Plus de 70 ans	- 0,049	- 1,08		
Sexe : homme	0,024	1,03		
Situation maritale : marié	- 0,006	- 0,23		
Nombre d'enfant au domicile	- 0,004	- 0,29		
Nombre d'enfant indépendants	- 0,010	- 0,89		
Diplôme (réf. : sans diplôme)				
Niveau baccalauréat	- 0,064	- 1,90		
Supérieur court	- 0,067	- 2,23		
Supérieur long	- 0,038	- 1,09		
Vague 2011	0,051	1,82	- 0,016	- 0,80
Nombre d'observations	1 924		1 924	
F(21,1522)	2,87			
F(9,1522)			2,72	

Lecture : les différences de rendement espéré sur le marché boursier entre 2007 et 2009 ou 2009 et 2011 ont un effet positif statistiquement significatif (0,222 dans le premier modèle d'estimation) sur les changements de propensions à prendre des risques dans ses choix de portefeuille. Robust t : variances clusterisées. Les coefficients significatifs sont en caractères gras.
Champ : population sans données manquantes dans les régressions.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009 et 2011.

est d'autant plus remarquable qu'il n'était pas garanti au départ : comme nous l'avons souligné, les données des différentes enquêtes *Pater* auraient pu invalider cette méthode en concluant à l'impossibilité de construire un nombre réduit et stable de scores de préférence bénéficiant d'un degré de cohérence interne suffisant et d'un pouvoir explicatif des comportements patrimoniaux satisfaisant.³⁴

La fiabilité éprouvée de nos mesures permet par ailleurs de conclure à la stabilité statistique des préférences des épargnants au cours des premières années de la crise, résultat dont il importe de préciser la portée et les limites.

Une méthode de scoring synthétique et robuste

Avec le recul, la réussite de la méthode s'explique par deux facteurs déterminants :

- la procédure d'agrégation des réponses à des questions fort disparates censée produire des scores ordinaux synthétiques, représentatifs de l'ensemble des réponses de l'enquête ;
- la robustesse remarquable des résultats obtenus dans cinq enquêtes différentes, qui concerne un large éventail de tests, parmi lesquels figurent des critères aussi fins que le classement des questions les plus contributives à un score donné (cf. tableaux 3 à 5) ou le degré de corrélation entre différents scores de préférence (cf. tableau 9).

Le rôle clef de la procédure d'agrégation des réponses à des questions diverses et variées

Nous avons vu qu'aucune des questions posées n'est satisfaisante car elles conduisent toutes à des réponses entachées de multiples biais et erreurs d'origine diverse. Mais à la condition qu'un ensemble de questions présentent effectivement une dimension commune concernant par exemple l'attitude à l'égard du risque, cette dernière pourra être isolée par l'agrégation des réponses, pourvu que l'on obtienne ainsi un score de cohérence interne minimale. Dans ce cas, les psychométriciens font le pari que la procédure d'agrégation, convenablement menée et contrôlée, permet d'éliminer *ex ante* le bruit des réponses fournies par l'enquête.

L'alternative, beaucoup plus familière à l'économiste, consiste à éliminer *ex post* les biais d'estimation et autres bruits dans les mesures grâce à des évaluations répétées (*test-retest*), par

exemple dans des données longues de panel : c'est ce qu'ont fait Kimball *et al.* (2008 et 2009) sur données américaines dans le cas de la loterie sur les choix professionnels (cf. encadré 2). Une seule évaluation fournie par cette loterie ne conduit pas à des résultats très satisfaisants (en France comme aux États-Unis). Mais les corrections économétriques que permettent des mesures répétées pour les mêmes individus conduisent à une mesure de l'attitude à l'égard du risque beaucoup plus performante. Les deux approches – score de risque vs. loterie corrigée des biais de mesure – conduisent d'ailleurs à des conclusions convergentes, qu'il s'agisse des corrélations entre conjoints ou entre parents et enfants de l'attitude à l'égard du risque, ou encore de la stabilité de cette préférence au cours du temps (cf. annexe).

Sans que l'on puisse en tirer de conclusions définitives, il semble donc que l'on puisse établir une certaine équivalence entre le fait de corriger le bruit des mesures *ex ante* par une procédure psychométrique, ou *ex post* par une procédure économétrique. En même temps, chaque méthode a son revers : la nôtre requiert un grand nombre de questions, celle des auteurs américains un long panel.

Une méthode de scoring robuste... tant que les individus ne modifient pas leurs processus de décision

Établie sur cinq enquêtes avec des sources de données en partie différentes (Insee vs. Tns-Sofres), la robustesse de notre méthode de scoring se vérifie pour de multiples critères : nombre de scores, indice de cohérence interne de ces derniers, nombre de questions retenues et items les plus pertinents, corrélation entre les scores, pouvoir explicatif de ces indicateurs exogènes sur les comportements patrimoniaux des ménages, etc. L'usage le plus intéressant de cette robustesse concerne la prospective.

Supposons en effet qu'une autre vague de l'enquête *Pater* puisse être réalisée dans un an et dans les mêmes conditions que les précédentes, mais que la méthode de scoring conduise à des résultats différents : on devrait distinguer plusieurs scores de risque ou, pire, il ne serait plus possible, pour une partie au moins de la population, de construire un score de risque satisfaisant. Cet échec serait très instructif : vu la réussite et la robustesse de la méthode sur les

34. Une autre manière de valider notre méthode de scoring serait de l'appliquer à d'autres pays.

enquêtes précédentes, il serait le signe d'un changement *structurel* du mode de comportement des épargnants. La crise n'aurait pas seulement modifié le monde dans lequel évoluent les individus ; à la longue, elle aurait également laissé son empreinte sur leur personnalité idiosyncratique et ainsi modifié le processus de leur prise de décision.

Les effets de la crise : des préférences stables... pour l'instant

Ce changement structurel serait d'autant plus remarquable que nous avons conclu à la stabilité globale des préférences des épargnants à l'égard du risque et du temps, de mai 2007 à novembre 2011. Cette conclusion spécifique se heurte cependant à une objection sérieuse qui nous a souvent été adressée et qu'il importe de lever d'emblée : elle porte sur le contenu même des scores, construits pour partie sur des questions ou des comportements complètement orthogonaux à la crise. Ainsi, la faillite de *Lehman Brother* ou la dette grecque ne vont pas faire que soudainement je prenne plus souvent mon parapluie si le temps est incertain, ou bien que je vais davantage hésiter à me garer en zone interdite, ou encore que ma conduite sur la route sera plus raisonnable – soit précisément les trois questions les plus contributives au score de risque. La réponse est simple : un score de risque réduit, qui ne retiendrait que ce type de questions anecdotiques, n'enregistrerait que de piètres performances statistiques et n'expliquerait en rien le patrimoine et les comportements financiers des ménages. La pertinence et le pouvoir explicatif de notre score de

risque proviennent, encore une fois, de l'agrégation des réponses à un grand nombre de questions fort diverses, dont une part importante (concernant la finance ou la retraite par exemple) est susceptible d'être influencée par la conjoncture.

De fait, si nos scores témoignent jusqu'ici de la stabilité temporelle des préférences (à l'égard du risque et du temps) pendant la crise économique et financière en France, ce résultat ne préjuge pas des évolutions possibles à plus long terme, surtout si cette crise était appelée à durer. Les préférences individuelles pourraient en être affectées, à des degrés divers : de manière encore limitée, si dans les années à venir la méthode de scoring restait robuste mais conduisait à un score de risquophobie plus élevé en moyenne ; plus profondément, si la méthode perdait sa robustesse et ne permettrait plus, par exemple, d'obtenir un seul score de risque. Les préférences sont stables pour l'instant, mais pas immuables.³⁵

Les leçons pour la politique macroéconomique ne seront pas les mêmes dans ces différentes situations. Tant que les préférences restent globalement stables, le mal est moindre : les épargnants restent fidèles à eux-mêmes, seule a changé leur perception du monde, qui serait devenu à leurs yeux plus incertain et plus imprévisible – ce qu'on peut difficilement leur reprocher. Comme le suggérait Daniel Cohen dans un commentaire de nos résultats sur *France Inter*³⁶, le but premier de la politique macroéconomique pourrait être alors de rendre à l'environnement une certaine stabilité et un caractère déchiffrable, ce qui permettrait éventuellement aux ménages de se lancer dans des projets plus risqués et de plus grande envergure. À l'opposé, en cas de changement structurel des préférences (qu'attesterait une perte de robustesse de notre méthode de scoring), le problème serait beaucoup plus compliqué : une politique macroéconomique de stabilisation serait insuffisante et pourrait avoir des effets imprévisibles et même pervers. □

35. Il ne faut pas non plus sous-estimer l'impact potentiel de la crise actuelle sur la psyché des nouvelles générations : Malmendier et Nagel (2011) ont ainsi mis en évidence que les générations de la crise de 1929 (*depression babies*) sont moins enclines à investir dans des actifs risqués et se montrent plus pessimistes dans leurs anticipations des rendements boursiers futurs.

36. *Matinale France Inter* du 11 avril 2013 consacrée à l'ouvrage 5 crises. 11 nouvelles questions d'économie contemporaine, Albin Michel, 2013, édité par Philippe Askenazy et Daniel Cohen.

BIBLIOGRAPHIE

- Akerlof G.A. (1991)**, « Procrastination and Obedience », *The American Economic Review, AEA Papers and Proceedings*, vol. 81, n° 2, pp. 1-19.
- Allais M. (1989)**, « Les lignes directrices de mon oeuvre (conférence Nobel, prononcée devant l'académie royale des sciences de Suède le 9 décembre 1988) », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 14, pp. 1-23.
- 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.
- Arrondel L. (2009)**, « Mon père avait raison » : la transmission des valeurs entre les générations », *Revue Française d'Économie*, vol. XXIV, pp. 157-205.
- Arrondel L., Calvo Pardo H. et Tas D. (2012)**, « Subjective Return Expectations, Information and Stock Market Participation: Evidence from France », *Mimeo*, PSE.
- Arrondel L. et Fremeaux N. (2013)**, « For richer, for poorer? : savings preferences and choice of spouse », *PSE Working Papers* n° 2013-02.
- 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*, PSE.
- Arrondel L. et Masson A. (2011)**, *L'épargnant dans un monde en crise : ce qui a changé*, Cepremap, n° 23, Éditions de la rue d'Ulm, Paris.
- Arrondel L. et Masson A. (2013)**, « Mesurer les préférences de l'épargnant : comment et pourquoi ? », *Mimeo*, PSE.
- Arrondel L., A. Masson et L. Soulat (2013)**, « Les Français et leur retraite : connaissance, inquiétude et attachement », *Questions Retraite & Solidarité - Les études*, n° 2, 16 pages.
- Arrondel L., A. Masson et D. Verger (2004)**, « Préférences de l'épargnant et accumulation patrimoniale », (dossier de 5 articles), *Économie et Statistique*, n° 374-375.
- Arrondel L., A. Masson et D. Verger (2005)**, « Préférences face au risque et à l'avenir : types d'épargnants », *Revue Économique*, vol. 56 n° 2, pp. 393-416.
- Arrondel L., Savignac F. et K. Tracol (2011)**, « Wealth and Consumption : French Households in the Crisis », *International Journal of Central Banking*, à paraître.
- 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.
- Beauchamp J., Cesarini D. et Johannesson M. (2011)**. « The psychometric properties of measures of economic risk preferences », *Mimeo*, Harvard University.
- Becker G.S. et Murphy K.M. (1988)**, « A Theory of Rational Addiction » *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 4, pp. 675-700.
- Billio M., Jannin G., Maillet B. et Pelizzon L. (2013)**, « Portfolio Performance Measure and a New Generalized Utility-based N-moment Measure », *Working Papers* 2013:22, Department of Economics, University of Venice « Ca' Foscari ».
- Borghans L., Duckworth A. L.; Heckman J. J. et ter Weel B. (2008)**. « The Economics and Psychology of Personality Traits », *Journal of Human Resources*, vol. 43, n° 4; pp. 972-1059.
- Börsch-Supan A, Bucher-Koenen T., Gasche M., Wilke C. et Ziegelmeyer M. (2010)**, « The Effects of the Financial Crisis on German Households », *Mimeo*, MEA, Mannheim.
- Carroll C. D. (1992)**, « The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence », *Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program*, The Brookings Institution, vol. 23, n° 2, pp. 61-156.
- Cohen M., Tallon J.-M. et Vergnaud J.-C. (2010)**, « An experimental investigation of imprecision attitude and its relation with risk attitude et impatience », *Theory and Decision*, vol. 71, n° 1, pp. 81-109.

- Deaton A.S. (1992)**, *Understanding Consumption*, Clarendon Press, Oxford.
- Dohmen T., Falk A., Huffman D. et Sunde U. (2010)**, « Are Risk Aversion et Impatience Related to Cognitive Ability? », *American Economic Review*, vol. 100, n° 3, pp. 1238-1260.
- Dohmen T., Falk A., Huffman D., Sunde U., Schupp J. et Wagner G. (2011)**, « Individual Risk Attitudes : New Evidence from a Large, Representative, Experimentally, Validated Survey », *Journal of the European Economic Association*, vol. 9, n° 3, pp. 522-550.
- Dohmen T., Falk A., Huffman D. et Sunde U. (2012)**, « The Intergenerational Transmission of Risk et Trust Attitudes », *Review of Economic Studies*, vol. 79, n° 2, pp. 645-677.
- Dominitz J. et Manski C. F. (2011)**, « Measuring and interpreting expectations of equity returns », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 26, n° 3, pp. 352-370.
- Fontaine R., Plisson M., Wittwer J. et Zerrar N. (2012)**, « Perception du risque dépendance et demande d'assurance : une analyse à partir de l'enquête Pater », *Mimeo*, Fondation Médéric Alzheimer.
- Frederick S., Loewenstein G et O'Donoghue T. (2002)**, « Time Discounting and Time Preference: a Critical Review », *Journal of Economic Literature*, vol. 40, pp. 351-401.
- Guiso L. et Paiella M. (2008)**, « Risk Aversion, Wealth, and Background Risk », *Journal of the European Economic Association*, vol. 6 n° 6, pp. 1109-1150.
- Guiso L. et Sodini P., (2012)**. « Household Finance: An Emerging Field », *Discussion Papers* n° 8934, CEPR.
- Guiso L., Sapienza P. et Zingales L. (2013)**, « Time Varying Risk Aversion », *NBER Working Paper* n° 19284.
- Holt C. et Laury S. (2002)**, « Risk Aversion and Incentive Effects », *American Economic Review*, vol. 92, n° 5, pp. 1644-1655.
- Hudomiet P., Kezdi G. et Willis R.J. (2011)**, « Stock Market Crash and Expectations of American Households », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 26 n° 3, pp. 393-415.
- Hurd M. et Rohwedder S. (2010)**, « Effects of the Financial Crisis and Great Recession on American Households », *NBER Working Paper* n° 16407.
- Iezzi S. (2008)**, « Investors' Risk Attitude and Risky Behavior: a Bayesian Approach with Imperfect Information », *Bank of Italy Working Paper* n° 692.
- Kahneman D et Tversky A (1979)**, « Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk », *Econometrica*, vol. 47, pp. 263-291.
- Kapteyn A. et Teppa F. (2011)**, « Subjective Measures of Risk Aversion, Fixed Costs and Portfolio Choice' », *Journal of Economic Psychology*, vol. 32, n° 4, pp. 564-580.
- Kimball M., Sahn C. et Shapiro M. (2008)**, « Imputing Risk Tolerance from Survey Responses », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 103, n° 483, pp. 1028-1038.
- Kimball M., Sahn C. et Shapiro M. (2009)**, « Risk Preferences in the PSID: Individual Imputations et Family Covariation », *American Economic Review Papers et Proceedings*, vol. 99, n° 2, pp. 363-368.
- Laibson D. (1997)**, « Golden Eggs and Hyperbolic Discounting », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, pp. 443-477.
- Malmendier U. et Nagel A. (2011)**, « Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, n° 1, pp. 373-416.
- Masson A. (2010a)**, « La vie pour l'épargnant ne se réduit pas à un exercice de calcul : 1. Les impasses des approches du cycle de vie standard et psycho-économiques », *Revue française d'économie*, vol. XXV, n° 1, pp. 117-173.
- Masson A. (2010b)**, « La vie pour l'épargnant ne se réduit pas à un exercice de calcul : 2. Les apports d'une approche existentielle du cycle de vie », *Revue française d'économie*, vol. XXV ; n° 2, pp. 3-57.
- Modigliani F. (1986)**, « Life Cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations », *American Economic Review*, vol. 76, n° 3, pp. 297-313.
- de Palma A. et N. Picard (2012)**, « Le questionnaire de risque : pièce maîtresse du conseil en investissement », *L'AGEFI actifs*, n° 556, pp. 22-23.

Sahm C. (2012), « How Much Does Risk Tolerance Change? », *Quarterly Journal of Finance*, vol. 2, n° 4, pp. 2001-2038.

Shefrin H.H. et Thaler R.H., « The Behavioral Life-Cycle Hypothesis », *Economic Inquiry*, n° 26, pp. 609-643.

Stigler G.J. et Becker G.S. (1977), « De Gustibus Non est Disputandum », *American Economic Review*, vol. 67, n° 2, pp. 76-90.

Tracol K. (2013), Les anticipations boursières des ménages : le chaînon manquant?, *Mimeo*, PSE.

Von Gaudecker H.M., van Soest A. et Wengström, E. (2011), « Heterogeneity in Risky

Choice Behaviour in a Broad Population », *American Economic Review*, vol. 101, n° 2, pp. 664-694.

Weber E., Blais A.-R. et Betz N. (2002), « A Domain-specific Risk-attitude Scale: Measuring Risk Perceptions and Risk Behaviors », *Journal of Behavioral Decision Making*, n° 15, pp. 263-290.

Weber M., Weber E. et Nosi A. (2013), « Who Takes Risks When et Why: Determinants of Changes in Investor Risk Taking », *Review of Finance*, vol. 17, n° 3, p. 847-883.

Ziegelmeyer M. (2010), « Are Survey Measures of Risk Attitudes Stable over Time », *Mimeo*, MEA, Mannheim.
