

Pourquoi la demande d'actions baisse-t-elle pendant la crise ? Le cas français

Why does household demand for shares decline during the crisis? The French case

Luc Arrondel* et André Masson**

Résumé – La crise économique a affecté les épargnants français, moins enclins à prendre des risques dans leurs comportements financiers. Comment expliquer ces changements ? La théorie standard fait dépendre les investissements des épargnants de trois déterminants fondamentaux : les ressources présentes ; les anticipations de rendement et de risque des actifs, mais aussi celles sur les revenus du travail ; et enfin les préférences de l'agent, notamment vis-à-vis du risque. Nous utilisons les données françaises du panel *Pater* réalisé en 2007 puis en 2009, 2011 et 2014. Nous montrons que la révision à la baisse des anticipations concernant les rendements espérés des actions et les chocs sur les ressources courantes contribue à expliquer que les placements des Français sont de moins en moins investis en actifs risqués. En revanche, les préférences à l'égard du risque sont restées stables. Cependant le retour à l'optimisme des épargnants en 2014 ne s'est pas traduit dans les faits puisque le nombre d'actionnaires a continué de diminuer. Une nouvelle énigme ?

Abstract – *The economic crisis has impacted French savers, now less inclined to take risks in their financial decisions. What is the explanation behind these changes? According to "standard" theory, savers' investments rest on three fundamental determinants: present resources; expected risk and returns on assets, as well as expectations on earned income; and lastly, individual preferences, especially risk preferences. We use French data from the Pater panel, a survey collected in 2007 and again in 2009, 2011 and 2014. We show that it is the downward adjustment in the anticipated return from shares and negative impacts on current resources that help explain why the French are investing less and less in risky assets. Risk preferences, however, have remained stable. In contrast, the resurgence in optimism shown by savers in 2014 did not play out in reality, as the number of shareholders has continued to decrease. A new puzzle to be solved?*

Codes JEL / JEL Classification : D63, D31, D12

Mots-clés : préférence de l'épargnant, aversion au risque, préférence temporelle, patrimoine, demande d'actions

Keywords: saver preferences, risk aversion, time preference, wealth, demand for stocks

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-Paris School of Economics (arrondel@pse.ens.fr).

** CNRS-Paris School of Economics et EHESS (amasson@pse.ens.fr).

Remerciements – La dernière vague de l'enquête *Pater* 2014 n'aurait pas pu être réalisée sans l'important concours financier du Cepermap et de la Fondation Médéric-Alzheimer, et celui de l'Autorité des marchés financiers, de l'Institut pour la recherche de la Caisse des dépôts et consignations et de la Société Harvest. Cette recherche a aussi été soutenue par une subvention cofinancée par la Chaire « Les particuliers face au risque : analyse et réponse des marchés » (Fondation du Risque, Université Paris-Dauphine, Ensaë, Groupama), l'Institut Europlace de finance (EIF) et le projet ANR 11-LabX-0019. Les conseils d'Hector Calvo-Pardo sur la mesure des anticipations ont été essentiels. Nous remercions également, pour leurs remarques et leurs commentaires, les participants aux séminaires « Economics and Psychology Seminar » (Paris-I, 29/01/2016), CREM (Rennes, 07/05/2016), « Comportement » (PSE, 29/09/2016), « Retraite et vieillissement » (CdC, 11/10/2016), et à la conférence « Financial inclusion, portfolio choice, and household saving in China and beyond », (University of Birmingham, 3-4 novembre 2016). Les remarques de deux rapporteurs anonymes ont permis d'améliorer le texte final.

L'épargnant de la Grande Récession subit de nombreuses « dépressions » : crise financière et économique rendant l'environnement plus incertain, risque macroéconomique lié au devenir du système de protection sociale (retraite, santé...), accroissement du risque de chômage, flou des réformes fiscales et institutionnelles, engouement pour les politiques « d'activation de l'individu » cherchant à le rendre davantage responsable de son avenir... Sans doute une conséquence de toutes ces incertitudes, l'épargnant français privilégie aujourd'hui plus encore qu'hier les actifs sûrs et de court terme (notamment les dépôts sur livrets), l'épargne assurance et les biens immobiliers au détriment des investissements financiers risqués et de long terme. Ainsi, d'après les enquêtes *Patrimoine* de l'Insee, le taux de diffusion des valeurs mobilières est passé d'environ un ménage français sur 4 en 2004 à un sur 6 en 2014 (un sur 5 en 2010).

Ces chiffres révèlent une forte baisse du nombre de ménages actionnaires pendant la crise financière, mais aussi, plus généralement, la faiblesse structurelle du taux de participation au marché boursier. Ce manque d'intérêt des épargnants pour le marché des titres débouche sur deux énigmes : celle de la participation au marché boursier (*stock participation puzzle*) et celle de la demande d'actifs risqués, au rendement pourtant plus élevé à terme (*equity premium puzzle*). Ces énigmes, au-delà de la France, sont un phénomène général, notamment dans la zone euro. En effet, selon l'enquête *HFCs* (*Household Finance and Consumption Survey*), environ un ménage sur cinq en moyenne détient des actifs financiers risqués dans les grands pays et l'ensemble de la zone euro (Arrondel et al., 2016). La diffusion d'actifs risqués est plus élevée, mais encore loin des 100 %, au sein des ménages plus fortunés : ainsi, parmi les 5 % les plus riches, près de trois ménages sur quatre en détiennent en Belgique, mais seulement un peu moins de deux sur trois en France, et autour d'un sur deux en Espagne, en Italie et en Allemagne (Arrondel & Masson, 2015).

Face à ces deux énigmes empiriques, les économistes avancent différentes explications, qui ont été proposées tant dans le cadre de la théorie standard élargie à un environnement plus réaliste admettant notamment que les marchés sont imparfaits, soit dans le cadre de l'économie comportementale qui met le modèle standard fondamentalement en question, en particulier la rationalité de l'épargnant. Contrairement à la finance comportementale, le cadre standard

fait dépendre les comportements et les choix de portefeuille des épargnants de seulement trois ensembles de déterminants individuels : les préférences (aversion au risque, préférence temporelle, etc.) ; les ressources présentes, plus ou moins disponibles ou risquées ; les anticipations concernant les ressources ou les goûts futurs et, en particulier, le rendement et le risque des actions et le revenu du travail. La question est alors de déceler « ce qui a changé » après la chute de Lehman Brothers fin 2008 et la crise des dettes souveraines en 2011 : en particulier est-ce la « psyché » des épargnants, notamment leur aversion au risque qui se serait élevée, ou s'agit-il plutôt de leurs anticipations sur rendement des actifs qui, face à un environnement très anxiogène, auraient été revues fortement à la baisse ? Les modèles comportementalistes admettent des formes de rationalité non standard, et introduisent d'autres paramètres de préférence de l'épargnant que la simple aversion au risque, notamment les aversions à la perte et à l'ambiguïté.

La crise actuelle constitue un formidable révélateur des comportements financiers des ménages en situation de forte incertitude. Elle a obligé à un profond renouvellement des hypothèses concernant la finance des ménages en général et la formation des croyances ou anticipations en particulier. Une première partie fera le point sur le débat concernant le postulat de la stabilité temporelle des préférences et celui des anticipations rationnelles dont les révisions ne dépendraient que des innovations : la théorie standard admet couramment ces deux hypothèses, au contraire de l'économie psychologique pour laquelle les individus peuvent changer de goûts au gré de leurs émotions et avoir des anticipations très volatiles. La crise financière et économique actuelle offre aussi un observatoire idéal, une sorte d'expérience « naturelle », qui met en lumière, en les grossissant, les obstacles à la demande d'actions des ménages pourvu que l'on dispose de données microéconomiques fines, qui permettent de suivre les (mêmes) épargnants avant et pendant cette période troublée. Les données longitudinales uniques en France des enquêtes *Pater* nous permettent, d'étudier les réactions des épargnants durant la Grande Récession, de repérer les changements qui pourraient expliquer leur frilosité accrue, en observant l'évolution concomitante de leurs ressources, de leurs préférences et de leurs anticipations de plus en plus pessimistes. C'est à cette analyse qu'est consacrée la seconde partie.

Pourquoi les ménages détiennent-ils si peu d'actions et comment expliquer les changements de comportement ?

L'énigme de la prime de risque est née de l'incapacité de la théorie standard de l'épargnant, modèle couplant l'hypothèse du cycle de vie et la théorie des choix de portefeuille optimaux (Merton, 1971), à expliquer la faiblesse des investissements en actions des ménages. Pour tenter d'expliquer ce puzzle, les économistes se classent dans deux camps : d'un côté, dans le cadre du modèle de base, en l'élargissant à un environnement plus réaliste, en admettant notamment l'existence de coût de transaction, d'imperfections et d'incomplétude des marchés ; de l'autre, dans le cadre de l'économie comportementale, en remettant fondamentalement en cause le volet de la rationalité de l'épargnant de la théorie standard, à la fois en matière de choix et d'anticipations. Après un bref rappel théorique (voir une présentation plus complète dans le complément en ligne C1), nous verrons comment la crise apporte également une contribution précieuse au débat critique entre les partisans de l'économie standard et ceux de l'économie psychologique pour expliquer les comportements des ménages face à la prise de risques financiers.

De l'investisseur standard à l'investisseur non standard : bref rappel théorique

L'approche standard du comportement de l'épargnant couple principalement la théorie statique des portefeuilles optimaux d'Arrow (1965) et le modèle du cycle de vie de Modigliani (1986). Dans la version la plus simple, où l'investisseur a le choix entre un actif risqué (qui peut correspondre au portefeuille de marché) de rendement espéré α et d'écart-type σ , et un actif sans risque de rendement r , la part p des actifs risqués dans le patrimoine dépend de la « prime de risque » ($\alpha - r$), de la volatilité de l'actif risqué (σ) et de l'aversion relative au risque de l'individu (γ), soit (pour une utilité isoélastique) :

$$p = (\alpha - r) / \sigma^2 \gamma \quad (1)$$

Les caractéristiques des actifs (α, r, σ) dépendent des anticipations financières de l'épargnant qui sont elles-mêmes fonctions de son niveau d'information. Dès que les anticipations sont homogènes, ce modèle prédit donc qu'il est toujours optimal pour l'individu de détenir des actifs risqués, ne serait-ce que pour une fraction minimale de son patrimoine. Ce modèle de base

peut être enrichi si l'on tient compte des imperfections ou de l'incomplétude des marchés : coûts de transaction et d'information, exposition aux autres risques (revenu, capital humain, logement, santé...), et contraintes de liquidité. Mais, même dans sa version élargie, ce modèle standard ne bénéficie que d'un pouvoir prédictif limité. Il génère en effet des portefeuilles beaucoup plus diversifiés que ceux que l'on observe dans la réalité. Les coûts de transaction, les autres risques subis, les contraintes de liquidité ou de crédit et l'interdiction des ventes à découvert limitent d'autant les investissements consentis mais n'empêchent pas que la détention d'un minimum d'actions reste profitable du fait du rendement élevé à long terme (sur 20 ans ou plus) de ce placement.

Le peu d'attrait du marché boursier est alors attribué, en général, à l'existence de coûts fixes d'entrée de tous ordres, y compris informationnel. Ces coûts (fixes) de transaction, de détention ou de gestion d'actifs, les effets de seuils et d'indivisibilités seraient ainsi responsables de l'effet massif de la taille du patrimoine sur son niveau de diversification (King & Leape, 1998) ; mais si les portefeuilles composés seulement de liquidités et quasi-liquidités sont l'apanage des montants de fortune les plus bas, et les portefeuilles bien diversifiés des montants les plus élevés, le pouvoir explicatif de la taille du patrimoine sur le nombre d'actifs ou la combinaison détenue est plus limité aux échelons de fortune intermédiaires (voir Arrondel & Masson, 2015, pour la France). Il faut alors mobiliser d'autres facteurs pour comprendre la faible part des actifs risqués dans les portefeuilles des ménages : les contraintes de liquidité et autres impossibilités à l'emprunt (Gollier, 2001), les risques encourus hors des marchés financiers (concernant le revenu, la santé, la famille), mais aussi la fiscalité, qui peut être plus avantageuse sur d'autres placements, notamment immobiliers. Outre les limites de la théorie des choix de portefeuille de base même élargie (Guiso & Sodini, 2012), divers biais interviennent dans la façon dont les ménages gèrent leur portefeuille de titres, mettant en question plus largement le modèle standard : biais « maison » en faveur des actions nationales, diversification « naïve » (uniforme), effet de « disposition » conduisant à se séparer trop tôt d'actifs gagnants et trop tard d'actifs perdants, biais de *statu quo*, inertie, transactions excessives (Vissing-Jorgensen, 2003), etc.

De leur côté, les modèles non-standard remettent en question l'hypothèse fondamentale de rationalité de l'épargnant, et introduisent d'autres

paramètres de préférence que la simple aversion au risque, notamment les aversions à la perte et à l'ambiguïté.

Dans le modèle de Kahneman et Tversky (1979), l'individu valorise différemment ses gains et ses pertes : s'il est averse à la perte, la désutilité retirée d'une perte est supérieure à l'utilité retirée d'un gain équivalent. Barberis et al. (2006) montrent aussi que la combinaison de l'aversion à la perte et d'une focalisation sur les évolutions de son portefeuille boursier comme s'il s'agissait d'une opération d'investissement isolée (*narrow framing*) peut rendre compte de la non-participation à un marché boursier, même en l'absence de coûts de transaction. L'aversion à l'ambiguïté, c'est-à-dire le fait que les probabilités de rendement des actions ne soient pas connues (incertaines au sens de Knight), peut aussi expliquer la non-participation au marché boursier (Ellsberg, 1961 ; Bossaerts et al., 2010 ; Epstein & Schneider, 2010) ou encore le sous-investissement dans les actifs risqués (Peijnenburg, 2014)¹. Les individus pourraient également souffrir d'une insuffisance d'éducation financière (*financial literacy*) et de capacités cognitives limitées (Lusardi, 2009 ; Guiso & Sodini, 2012) ou seraient victimes de leurs émotions (Guiso et al., 2014). Ils feraient alors des « erreurs » de calcul ou de stratégie, ou d'anticipation dans le recueil et le traitement de l'information – incluant une confiance surestimée dans leurs jugements (*overconfidence*) – et auraient du mal à planifier à long terme.

Malgré des avancées, tant dans le cadre des modèles élargis de l'approche standard ou de ceux de l'économie comportementale, les deux énigmes de la participation au marché boursier et de la prime de risque sur action ne sont à ce jour pas complètement élucidées, et aucune de ces approches ne permet de comprendre pourquoi le taux de détention d'actions n'a jamais dépassé le quart des ménages ces dernières années, même dans les périodes plus favorables de la croissance économique et du marché boursier : on ne peut ici invoquer une fiscalité défavorable, ou des coûts de transaction décourageants, puisque la détention reste limitée au sein des patrimoines (financiers) élevés et des ménages éduqués.

1. Plus spécifiquement, l'ambiguïté pourrait aussi expliquer deux énigmes liés à la gestion de portefeuille, le home-bias (French & Poterba, 1991) et le own-equity stock puzzle (Benartzi, 2001) : le biais maison se traduit par une faible demande d'actions étrangères dont les probabilités sont mal connues ; à l'inverse, un investisseur averse à l'ambiguïté sera susceptible de privilégier les actions de l'entreprise dans laquelle il travaille en privilégiant la « familiarité » plutôt que la diversification des risques.

Une dernière piste serait celle de l'information des épargnants : le modèle de choix de portefeuille de base suppose en effet que l'information financière est gratuite et disponible à tous les investisseurs. Or une série de faits stylisés montrent que diversification du portefeuille et détention d'actions augmentent jusqu'aux âges mûrs, au fur et à mesure que s'acquiert l'information financière requise, et aussi avec le niveau d'éducation générale (Arrondel & Masson, 2015). Ce rôle de l'éducation se double d'un effet d'*habitus* plus large et surtout, la possession de valeurs mobilières (comme d'assurances vie) semble « s'hériter », augmentant fortement avec la présence de ces mêmes actifs dans le patrimoine des parents. Une abondante littérature récente s'intéresse aux facteurs liés à cette information qui semblent jouer un rôle important dans la participation au marché boursier : les capacités cognitives (Christelis et al., 2010 ; Grinblatt et al., 2011), la confiance (Guiso et al., 2008), la « sensibilité à la chose financière » (Guiso & Jappelli, 2005), le temps passé à acquérir des informations (Guiso & Jappelli, 2007), les interactions sociales (Hong et al., 2004), l'optimisme (Jouini et al., 2006), l'éducation financière (van Rooij et al., 2011 ; Lusardi & Mitchell, 2014). Cependant, le mécanisme précis par lequel ces facteurs influencent les choix financiers des ménages (*via* le stock d'informations ou les anticipations, etc.) reste à formaliser (Grinblatt et al., 2011). Mais là non plus, tous ces facteurs, même conjugués, ne permettent pas d'expliquer que la détention directe d'actions ne concerne aujourd'hui pas plus d'un ménage français sur sept.

La crise a en effet rendu les épargnants plus précautionneux dans leurs comportements, les portant à privilégier les actifs sûrs au détriment des actifs risqués. L'analyse des facteurs de changement des comportements pendant la crise constitue un « test » précieux des deux pierres angulaires de l'approche standard : la stabilité temporelle des préférences et l'hypothèse d'anticipations rationnelles.

Les sources possibles de l'évolution des comportements : préférences, ressources et anticipations

Dans l'approche standard, la théorie des choix de portefeuille montre que la demande d'actifs risqués (cf. équation 1) diminue avec l'aversion (relative) au risque, décroît avec l'exposition au risque sur le revenu du travail et est une fonction croissante de la prime de risque anticipée par

le ménage mais décroissante selon le risque de portefeuille qu'il anticipe. Plus généralement, les comportements d'investissement dépendent de l'interaction entre trois composantes :

(i) les préférences à l'égard du risque (et du temps), héritées du passé ;

(ii) les ressources disponibles ou les dotations présentes (ressources disponibles, patrimoine et revenu, contraintes de liquidité, probabilité de chômage actuel ; capital santé et humain... ; éducation financières (*financial literacy*) et capacités cognitives qui déterminent le niveau d'information de l'individu ;

(iii) les anticipations et croyances à l'égard du futur : revenu du travail, probabilités de chômage, droits à la retraite, rendement et risque attendus sur les actifs financiers ou immobiliers, inflation, contraintes de crédit, etc.

Ces trois composantes peuvent être synthétisées dans l'équation empirique suivante :

$$\text{Comportements} = F(\text{Préférences, Ressources présentes, Anticipations}) \quad (2)$$

Pour étudier la plus grande prudence comportementale des épargnants français sur le marché boursier depuis le début de la crise, la relation (2) doit être reformulée en différences :

$$\Delta \text{Comportements} = G(\Delta \text{Préférences, } \Delta \text{Ressources présentes, } \Delta \text{Anticipations}) \quad (3)$$

Ainsi, pour justifier des changements des comportements financiers pendant la crise, il est possible d'invoquer : une augmentation de l'aversion au risque – ou des aversions à la perte et à l'ambiguïté, etc. (Δ Préférences) ; des ressources réduites et/ou plus risquées (Δ Ressources présentes) ; des anticipations relatives aux caractéristiques techniques des actifs (rendements, volatilité) plus sombres (Δ Anticipations).

L'analyse empirique de la relation (3) va nous permettre de tester pendant la crise et sur données françaises deux fondements de la théorie standard de l'épargnant : le postulat de la stabilité temporelle des préférences et l'hypothèse des anticipations rationnelles. Rappelons tout d'abord les enjeux théoriques que soulève cette dernière hypothèse avant d'en venir aux conclusions des études étrangères qui proposent des mesures empiriques des préférences à l'égard du risque.

La remise en cause de l'hypothèse d'anticipations rationnelles

La crise financière de 2008 a quelque peu ébranlé les fondements classiques de la macro-économie (Hall, 2010 ; Stiglitz, 2011). Au cœur du débat, le rôle des anticipations dans les modèles standards de la macro-économie, notamment sur les marchés financiers. Ces modèles reposent sur le paradigme des anticipations rationnelles dans lequel les individus (omniscients) tirent parti de toute l'information disponible passée et présente pour former leurs anticipations, anticipations qui sont cohérentes avec le modèle économique liant la variable anticipée aux autres variables. Suivant ces hypothèses, les individus, en moyenne, ne se trompent pas sur le futur, ne révisent leurs prédictions qu'en fonction des innovations observées (et non de leurs émotions), et partagent en fait une seule et même prédiction. Le paradigme des anticipations rationnelles ne laisse ainsi que peu de place à une hétérogénéité durable des croyances.

La remise en cause de cette hypothèse des anticipations rationnelles, notamment de l'homogénéité des croyances, semble une voie de recherche prometteuse. La finance comportementale invoque dans ce sens différents biais cognitifs dans la formation des anticipations² ; pour Gollier (2013, p. 3), « elle autorise les gens à rêver de rendements impossibles, à refuser les informations [pertinentes] qui ne leur conviennent pas, ou à accepter de ne pas être d'accord entre eux », ces biais psychologiques étant susceptibles de contribuer à expliquer « les bulles, les cycles, les krachs », surtout s'ils sont renforcés par une couverture médiatique elle-même biaisée ; elle s'inquiète encore du « pessimisme extrême des agents économiques dans les phases de crise [aiguë] », produit par une forte aversion à l'ambiguïté combinée à des anticipations de plus en plus sombres sur les prix boursiers. Jugeant les applications de l'économie comportementale à la finance à ce jour plutôt décevantes, Guesnerie (2010, p. 1) développe une autre piste de recherche pour comprendre les anticipations : « *Ce qui est en jeu ici est la capacité des agents à coordonner leurs images de l'avenir. L'optimisme de nombre de modèles du marché financier – par exemple ceux qui concluent à des formes d'efficience*

2. Le biais de « représentativité » conduit notamment à trop valoriser une conjonction d'événements (favorables) qui peut néanmoins être due au hasard, ou à réviser ses anticipations initiales de manière trop limitée (Kahneman, 2011). Le biais de « disponibilité », qui pousse à trop valoriser les événements personnels ou liés à sa propre expérience, et le biais « d'ancrage » ont été introduits par Tversky et Kahneman (1974), etc.

informationnelle du marché – repose largement sur l’optimisme de l’hypothèse de coordination des anticipations. Lequel devrait être expliqué et non seulement supposé. »

Pour évaluer l’hétérogénéité des anticipations, le mieux est encore de les mesurer dans les enquêtes comme le proposent Dominitz et Manski (2011) et d’évaluer leur impact sur les comportements patrimoniaux (Arrondel et al., 2016). L’impact de la crise de 2008 sur les anticipations boursières a été analysé par Hudomiet et al. (2011) pour les États-Unis à partir du *Health and Retirement Survey* (HRS, 2008-2009). Ils montrent qu’en moyenne la crise a eu un effet (temporaire) positif sur le rendement et la variance anticipés ainsi que sur l’hétérogénéité (à plus long terme) des anticipations au sein de la population américaine. Plus précisément, les actionnaires forment des anticipations plus optimistes, moins incertaines et plus homogènes que celles des non-actionnaires. Mais l’hétérogénéité des anticipations des actionnaires a relativement plus augmenté après la crise. Le constat est le même si l’on considère les groupes des personnes informées par rapport à celles non informées, ou encore en fonction du niveau des capacités cognitives (fortes vs. faibles). Les auteurs concluent alors que les différentes catégories de population ne reçoivent pas les mêmes signaux ou qu’ils ne les traitent pas de la même façon, accréditant ainsi l’hypothèse de l’hétérogénéité des anticipations financières des ménages.

La stabilité temporelle des préférences à l’égard du risque en question

L’hypothèse de stabilité temporelle des préférences est implicitement au cœur de la théorie standard de l’épargnant. Dans la plupart de ses modèles, les préférences sont supposées exogènes et invariantes dans le temps. Ainsi, Stigler et Becker (1977) écrivaient dans un article qui a fait date, que les préférences des individus ne changeaient pas et que l’évolution des comportements ne pouvait provenir que des changements de l’environnement économique.

Cette hypothèse d’invariance des goûts a été mise en question par une abondante littérature empirique, sur la base de données d’enquête ou de protocoles expérimentaux. Ces travaux cherchent à tester si les préférences des individus évoluent ou non dans le temps, ou encore si elles sont durablement modifiées par des événements de la vie (problème de santé, décès de proches, chômage, pertes financières...) et

des chocs structurels (catastrophes naturelles, guerres, crises économiques...) auxquels sont confrontés les individus³. De nombreux articles traitent en particulier du lien entre l’environnement économique et les attitudes face au risque, notamment pendant les crises. Sahm (2012) étudie ainsi l’évolution d’une mesure d’aversion au risque basée sur les réponses à une loterie concernant des choix professionnels sur la période 1992-2002 aux États-Unis (issu de différentes vagues du panel HRS). Son analyse sur données individuelles en panel montre que près des trois quarts de la variation de l’aversion au risque peuvent être expliqués par des hétérogénéités individuelles permanentes, l’âge et l’environnement macroéconomique expliquant le reste. Cette étude conclut donc plutôt à la stabilité des préférences mais elle porte sur une période relativement peu chahutée, d’avant crise. Des travaux plus récents qui suivent les épargnants dans la crise obtiennent des résultats plus contrastés. Guiso et al. (2014) ont ainsi exploité des données sur les investissements des clients d’une banque italienne avant et après la crise financière de 2008. Ils mesurent l’aversion au risque des individus par une question qualitative portant sur la propension à investir dans des actifs risqués d’une part, (cf. *infra*, figure II) et à partir d’une série de loteries à l’instar de l’économie expérimentale d’autre part. Ils montrent que l’aversion au risque a augmenté après la crise financière, même pour ceux qui n’ont pas subi de pertes financières. Pour les auteurs, c’est une émotion, la « peur » provoquée par la crise, qui explique ce résultat⁴.

Cohn et al. (2015), dans la même veine, démontrent le caractère contra-cyclique de l’aversion au risque (on est plus tolérant au risque quand les marchés sont haussiers et *vice versa*) à partir d’une expérience de laboratoire réalisée sur des traders. S’appuyant sur des méthodes issues de la psychométrie, les sujets sont « conditionnés » pour se comporter soit dans une période boursière de « hauts » (*boom*) soit dans une période de « bas » (*bust*). Leur

3. Chuang et Schechter (2015) recensent les études étudiant l’impact des catastrophes naturelles et des guerres sur les préférences individuelles (aversion au risque, préférence pour le présent). Le bilan est contrasté que ce soit pour la tolérance au risque ou la préférence temporelle : certaines études montrent une augmentation de l’aversion au risque et de l’impatience suite aux chocs, d’autres une diminution ! Chanel et al. (2014) montrent par exemple que les militaires danois ayant été en mission en Afghanistan au printemps 2011 étaient, en moyenne, devenus moins averses au risque et plus impatients après les combats.

4. Pour tester cette hypothèse, leur étude se double d’une expérience « randomisée » en laboratoire sur deux échantillons, l’un regroupant des individus ayant visionné un film d’horreur (*The Hostel*) avant de répondre à la loterie, l’autre ceux n’ayant pas visionné de film. Les auteurs concluent, en contrôlant par le goût des individus en matière de cinéma, que ceux qui sont sous l’émotion du film d’horreur se révèlent moins tolérants vis-à-vis du risque.

expérience montre que les traders conditionnés dans une période de « bas » ont une moindre disposition à prendre des risques financiers que leurs homologues qui ont été conditionnés dans une période de « hauts ». Comme Guiso et al. (2014), ils montrent que la peur peut expliquer ce résultat.

Dohmen et al. (2016) utilisent les données allemandes du *Socio-Economic Panel* et ukrainiennes du *Longitudinal Monitoring Survey* pour analyser la stabilité temporelle de l'aversion au risque mesurée par une échelle de Likert (0 à 10) sur la période 2007-2012. Eux aussi observent que dans les deux pays, les individus apparaissent moins tolérants au risque après 2008 qu'avant la crise. Le changement serait principalement imputable aux chocs macro-économiques provoqués par la crise, alors que le propre vécu des individus et leur situation sur le marché du travail ne joueraient qu'un rôle mineur. Sur d'autres données allemandes (*SAVE*), Neckel et Ziegelmeyer (2016) montrent que les ménages qui attribuent leur perte de richesse à la crise sont devenues également moins tolérants au risque (mesurée par une échelle de Likert).

Les résultats de Weber et al. (2012) vont à l'encontre des conclusions des études précédentes. À partir de données sur les clients d'une banque britannique, ils montrent que la demande d'actifs risqués a fortement diminué entre septembre 2008 et juin 2009. Ce changement n'est cependant pas dû à une variation de leur aversion au risque (mesurée encore avec la même échelle), qui est restée stable sur la période, mais aux changements de leurs anticipations individuelles concernant le rendement et le risque des actifs boursiers. Malmendier et Nagel (2011) adoptent une vision à plus long terme de l'impact des chocs macroéconomiques sur les attitudes vis-à-vis du risque dans le domaine financier. Avec le *Survey of Consumer Finances* Américain sur la période 1960-2007, ils montrent que les personnes qui, notamment dans leur petite enfance, ont vécu des périodes de faible rendement des titres (en particulier durant la « Grande Dépression » qui a suivi la crise de 1929) prennent moins de risque dans leurs décisions d'investissement ultérieures (cf. la question de la figure III). Leurs anticipations sur les rendements futurs sont également plus pessimistes que celles des personnes qui ont vécu des périodes de rendements élevés ; il est aussi probable qu'elles soient moins tolérantes à l'égard du risque. Ces effets s'atténuent cependant au cours du temps.

Sans que l'on puisse tirer de conclusion définitive, la balance des résultats empiriques pencherait plutôt en faveur d'une augmentation de l'aversion au risque des épargnants pendant la crise ou les périodes de récession, augmentation qui expliquerait en partie la baisse de leurs investissements risqués. Deux critiques peuvent néanmoins être avancées à l'encontre des études concernées – qu'elles concluent ou non à la stabilité des préférences. La première réserve, méthodologique, concerne les mesures de l'aversion au risque (Arrondel & Masson, 2014), dont certaines concernent davantage des comportements face au risque (une propension à prendre des risques) qu'une préférence intrinsèque (telle la question de la figure II). Surtout, les mesures les plus usuelles obtenues à partir de loteries sur des choix professionnels ou encore d'échelles de Likert, présentent des défauts importants sur lesquels nous reviendrons. La seconde critique, contre notamment Dohmen et al., 2016, est économétrique : des précautions doivent être prises sur les conclusions issues des données de panels (modèles à effets fixes) où il n'est pas toujours possible de séparer les effets d'âge (l'aversion au risque augmentant sur le cycle de vie) des effets de période (dus à la crise).

Les épargnants français dans la Grande Récession

Notre objectif est à présent d'étudier l'évolution des préférences individuelles, les révisions des anticipations subjectives de rendement et de risque boursiers et l'impact de la crise sur les ressources disponibles, puis de relier ces changements potentiels à ceux observés pour les comportements patrimoniaux, notamment la demande d'actions. En d'autres termes, nous cherchons à estimer empiriquement une relation de type (3). Nous mobilisons pour cela le panel *Pater (Patrimoine et préférences vis-à-vis du Temps et du Risque* – voir encadré 1), qui a l'avantage sans doute unique de rassembler l'ensemble des données nécessaires à une telle estimation sur un échantillon représentatif de la population française. Grâce à sa forte dimension de panel et à l'information subjective recueillie, cette enquête permet d'étudier les conséquences de la crise à la fois sur les comportements patrimoniaux des épargnants français, leurs préférences en matière d'épargne, leurs ressources, et leurs anticipations sur les marchés du travail et des actifs.

ENCADRÉ 1 – L'enquête Patrimoine et préférences vis-à-vis du temps et du risque (Pater) 2007-2009-2011-2014

L'enquête *Pater* a été initiée en 2002 afin de compléter les enquêtes *Patrimoine* de l'INSEE sur des aspects plus subjectifs (préférences, anticipations, opinions). Les vagues de panel ont été construites à notre initiative et réalisées par l'institut Tns-Sofres (voir Arrondel & Masson, 2014). L'historique de ces enquêtes est résumé ci-dessous.

variations sur le marché boursier, avant et après la chute de Lehman Brothers en 2008 et après la crise des dettes souveraines d'Août 2011 (cf. figure).

Au-delà de l'information recueillie habituellement dans les enquêtes patrimoniales de l'Insee, les enquêtes *Pater* comportent un ensemble de questions qualitatives et subjectives visant à mesurer les préférences des individus en matière d'épargne, ainsi que leurs anticipations concernant leurs ressources futures (tableau B).

La forte dimension de panel et le calendrier des vagues de mai 2007, juin 2009, novembre 2011 et décembre 2014 permettent de couvrir une période de fortes

Tableau A
Les vagues de l'enquête Pater

	Sofres 2002	TNS-Sofres			
		2007	2009	2011	2014
Nombre d'observations	2 460	3 825	3 782	3 616	3 670
Panels		2002-07 (798 panelistes)	2002-07-09 (600 panelisés) 2007-09 (2 234 panelisés)	2007-09-11 (1 087 panelisés) 2009-2011 (1 970 panelisés)	2007-09-11-14 (807 panelisés) 2011-2014 (2 204 panelisés)
Particularités	2 générations (440 couples parents-enfants)	Les 2 conjoints sont interrogés (905 couples)	-	-	-
Nombre de questions pour les scores	50	115	90	90	90
Loterie de Barsky et al.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Échelles	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Mesures expérimentales	Non	Oui	Non	Non	Non

Figure
Les vagues de l'enquête Pater et l'évolution du CAC40

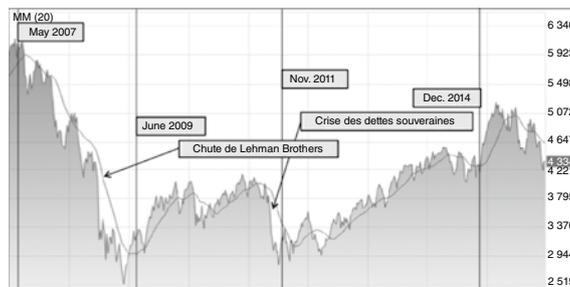


Tableau B
Questions de l'enquête Pater sur les anticipations sur les marchés du travail et boursier

C33 D'ici 5 ans, pensez-vous que le revenu (salaire, retraite) de votre ménage... Pour chaque item, notez en clair de 0 à 100, la probabilité que cela se produise. La somme des réponses de la colonne doit être égale à 100.

	C33	C34
• Aura augmenté de plus de 25 %....	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %
• Aura augmenté de 10 à 25 %.....	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %
• Aura augmenté de moins de 10 %..	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %
• Sera à son niveau actuel.....	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %
• Aura diminué de moins de 10 %....	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %
• Aura diminué de 10 à 25 %.....	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %
• Aura diminué de plus de 25 %	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %

C35 Selon vous, d'ici 5 ans, en cas d'augmentation, quelle sera environ l'augmentation maximum (en pourcentage) pour...
Notez en clair le pourcentage

	C35	C36
• Le revenu de votre ménage.....	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %
• La Bourse.....	<input type="text"/> %	<input type="text"/> %

C36 Et selon vous, d'ici 5 ans, en cas de diminution, quelle sera environ la diminution maximum (en pourcentage) pour...

C34 Toujours d'ici 5 ans, pensez-vous que la Bourse... ↑
Pour chaque item, notez en clair de 0 à 100, la probabilité que cela se produise. La somme des réponses de la colonne doit être égale à 100.

Par rapport aux travaux présentés précédemment sur la stabilité temporelle des préférences à l'égard du risque, l'originalité de notre approche empirique réside dans la variété des mesures des préférences utilisées : à côté des mesures usuelles d'aversion au risque que l'on trouve dans ces travaux, nous adoptons, pour remédier aux défauts de ces mesures, une approche nouvelle fondée sur une procédure de « *scoring* » (voir plus loin l'encadré 2). Elle aboutit à des mesures de préférence plus satisfaisantes que les mesures usuelles et permet ainsi un test plus probant de la stabilité temporelle de la tolérance au risque. En outre, les dates des différentes vagues du panel *Pater* ont été bien choisies : mai 2007 correspond à un niveau élevé du CAC 40, alors que les deux vagues suivantes (juin 2009 et novembre 2011) interviennent peu après les deux principales chutes de cet indice boursier (voir figure de l'encadré 1) ; ces discontinuités historiques vont nous aider à séparer les effets d'âge et de période en matière de préférences.

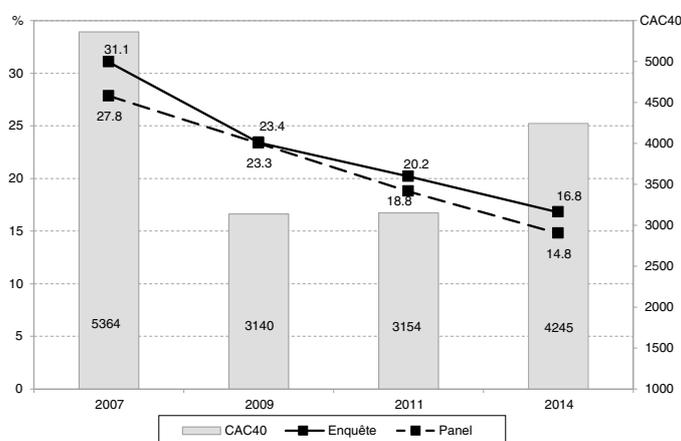
Des comportements financiers de moins en moins risqués pendant la crise...

Les données des enquêtes *Patrimoine* de l'Insee montrent que le taux d'actionnaires (hors fonds communs de placements) a chuté de sept points en France, passant de 19 % des ménages en 2004 à 12 % en 2014 (15 % en 2010). Selon l'étude trimestrielle *SoFia* réalisée par Tns-Sofres auprès de 12 000 panelistes (dont ceux de nos enquêtes *Pater*), le nombre d'actionnaires individuels « directs » a diminué de

55 % depuis la chute de Lehman Brothers entre décembre 2008 et mars 2016 (de 13.8 % à 6.2 %). Ces données montrent une augmentation des sommes déposées sur le livret A de l'ordre de 30 % sur la même période. Cette baisse du nombre de ménages actionnaires (directs ou indirects) ressort également des enquêtes *Pater* (figure I). Sur la période 2007-2014, la part de ménages détenant des actions dans l'ensemble des ménages décroît de 31.1 % à 16.8 % (- 46 %). La diminution est également observée sur l'échantillon « cylindre », constitué des 807 ménages présents dans les quatre vagues : 27.8 % en 2007 contre seulement 14.8 % en 2014 (- 47 %).

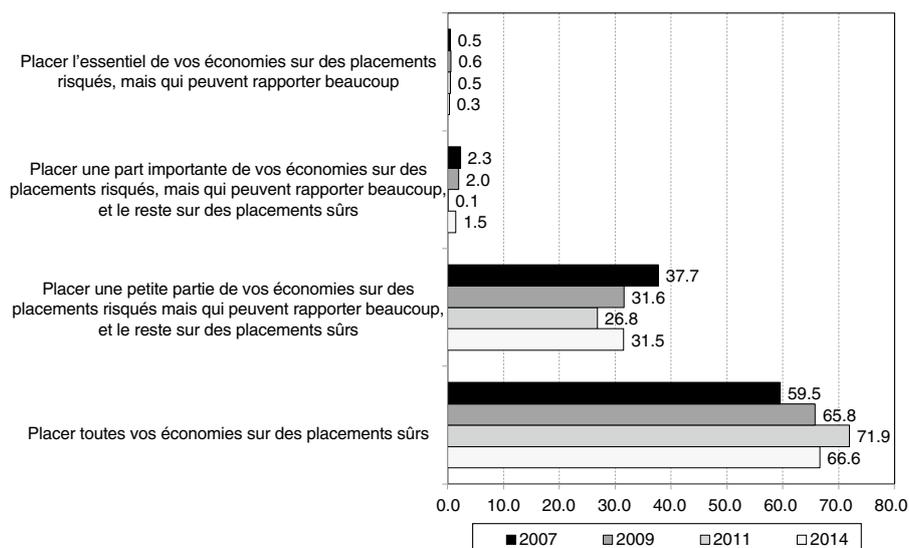
Par ailleurs, quand on interroge ces 807 ménages suivis de 2007 à 2014 sur leurs stratégies globales d'investissement financier, on constate qu'une part croissante d'entre eux pensent que l'on devrait « placer toutes ses économies sur des placements sûrs » même si on note une légère diminution dans la dernière vague : 59 % en 2007, 66 % en 2009, 72 % en 2011, et 67 % en 2014 (figure II). Des évolutions similaires s'observent sur des échantillons plus larges : même si, dans les comportements, on n'observe pas d'augmentation récente de la demande d'actifs risqués (cf. figure I), les Français sembleraient aujourd'hui davantage disposés à se tourner vers le marché boursier qu'au plus fort de la crise. À noter que ce type de question est utilisé par certains auteurs pour mesurer l'aversion au risque des individus (Guiso et al., 2014, Malmendier & Nagel, 2011), sans doute à tort : il mêle en effet préférences et comportements.

Figure I
Nombre d'actionnaires (directs ou indirects) en 2007, 2009, 2011 et 2014



Lecture : en 2011, 20.2 % des ménages de l'enquête détenaient des actions directement ou via des FCP. Ce pourcentage était de 18.8 % dans l'échantillon panel. À la date de l'enquête, le CAC 40 se situait à 3 154 points.
Champ : échantillon total représentatif de la population française et population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête (807 individus).
Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

Figure II
En matière de placements financiers, que préférez-vous ? (%)



Lecture : en 2007, 59.5 % des enquêtés ayant répondu aux trois vagues successives de l'enquête *Pater* préféraient « placer toutes ses économies sur des placements sûrs ». Ils étaient 65.8 % en 2009, 71.9 % en 2011 et 66.6 % en 2014.

Champ : population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête.

Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014

À travers ces deux statistiques, nos données montrent donc que les Français, même s'ils désertent la Bourse depuis la crise de 2008, ne sont aujourd'hui cependant pas hostiles pour y retourner. Si, dans les faits, ils n'y vont pas, le défi est d'en comprendre les raisons. La tendance à la prudence ressort également des réponses des enquêtés à une question plus évasive : « *Diriez-vous que depuis la crise financière, vous êtes devenus plus prudent, moins prudent, ou vous n'avez pas changé ?* ». En 2009, si la moitié des ménages déclarait n'avoir pas changé, l'autre (48 %), qui se recrutait principalement parmi les classes les plus défavorisées et exposées à la crise (peu diplômées, à faibles revenus), se déclarait plus précautionneuse. En 2011 et en 2014, cette opinion est même devenue majoritaire.

Ces évolutions d'ensemble dans le contexte de la crise actuelle ne doivent pas masquer le fait que les réactions des ménages n'ont pas été homogènes, notamment le long de l'échelle des revenus ou des patrimoines. Néanmoins, un constat est clair : les ménages français, face à la crise, ont adopté en moyenne un comportement 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 que suite au choc macroéconomique créé par la chute de Lehman Brothers en septembre 2008.

... mais des anticipations des Français de plus en plus pessimistes seulement jusqu'en 2011

Outre l'estimation des préférences, les vagues *Pater* 2007 à 2014 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. Une méthode pour mesurer les anticipations sur les revenus du travail ou les retraites consiste à proposer à l'enquêté d'affecter une probabilité à 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 (cf. encadré 1, tableau B). On peut alors reconstituer la distribution de l'évolution des revenus anticipés par l'enquêté et en déduire sa moyenne et sa variance⁵. Cette méthode a été également retenue pour mesurer les anticipations boursières⁶. Posées de manière identique en 2007, 2009, 2011 et 2014, ces questions permettent d'appréhender l'impact de la crise sur les anticipations des mêmes épargnants, présents dans deux, trois, voire dans les quatre vagues. Ces

5. 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... Pour le calcul du rendement espéré, on prend le centre de la tranche pour les intervalles bornés et la limite maximale supérieure et inférieure fourni par le répondant pour les tranches non bornées.

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

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. Une analyse descriptive montre cependant que les caractéristiques des répondants et des non répondants ne sont pas sensiblement différentes (les répondants semblent disposer cependant de plus de temps pour répondre au questionnaire).

La figure III indique les valeurs obtenues pour le rendement moyen anticipé à 5 ans sur le marché boursier aux quatre dates, pour la population globale et différentes sous-populations. Une première conclusion rejoint celles des études étrangères, américaines ou autres, déjà citées : la faiblesse des rendements anticipés, même en 2007, n'est pas vraiment compatible avec des anticipations rationnelles⁷. On constate ensuite, au sein de la population globale, que le rendement moyen anticipé décroît fortement sur la période : de 5.5 % en 2007, il est passé à 1 % en 2014 après avoir baissé de 2 points en 2009 (3.5 %) et de 3.5 points en 2011 (0,0%). La même tendance est observée pour les anticipations des individus ayant répondu aux

4 vagues : environ 5.0 % en 2007, 4.5 % en 2009, 0 % en 2001 et 1 % en 2014.

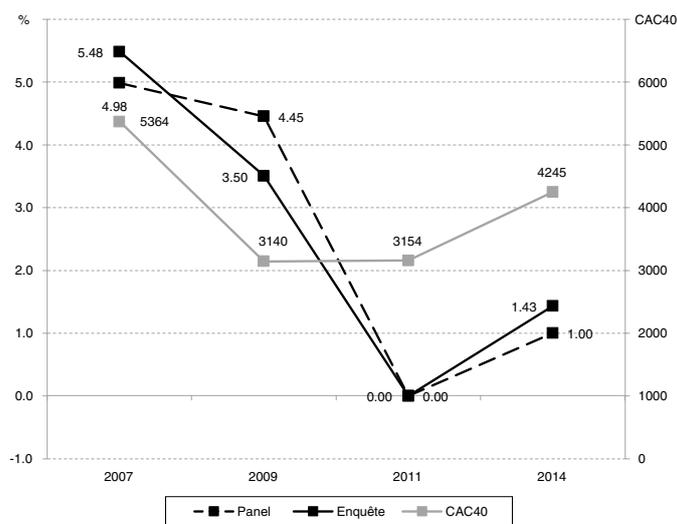
En résumé, même si l'on note un léger retour à « l'optimisme » en 2014, les Français étaient, au plus fort de la crise, très pessimistes en ce qui concerne la bourse et ceci pourrait expliquer le fait qu'ils s'en soient (encore plus) éloignés⁸.

Moins de ressources espérées, des perspectives de rendement plus faibles pour les actions, et l'anticipation d'une hausse des risques affectant le marché du travail (voir note 8) : ce pessimisme accru des ménages depuis la crise, même s'il semble s'atténuer en 2014, semblerait les avoir incités, 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 ?

7. Interrogés sur les évolutions passées du CAC 40, les enquêtés de Pater (2007) sous-estiment en moyenne le rendement de l'indice boursier sur les 5 dernières années : environ 12 % contre 20 % observé (cf. Arrondel et al., 2016). On notera néanmoins que la valeur modale (plus du quart de l'échantillon) correspond à la réalité, ce qui atteste un certain niveau d'informations des enquêtés.

8. 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 et en 2014.

Figure III
Rendements moyens anticipés (dans les 5 prochaines années) sur le marché boursier en 2007, 2009, 2011 et 2014



Lecture : en 2009, les ménages anticipaient un rendement moyen de 4,45 % sur le marché financier (3,50 % pour les ménages ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête). À la date de l'enquête, le CAC 40 se situait à 3 140 points.
Champ : échantillon total représentatif de la population française et population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête.
Source : enquêtes Pater 2007, 2009, 2011 et 2014.

Une aversion au risque qui augmente de 2007 à 2011 selon les mesures usuelles

Trois mesures des préférences vis-à-vis du risque seront ici analysées. La première est fondée sur des choix hypothétiques de loteries concernant le revenu permanent de l'individu (Barsky et al., 1997). 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 gagner 2 fois R et une probabilité 1/2 de gagner seulement 2/3 de R . La méthode permet de classer les individus en quatre catégories, des moins aux plus tolérants au risque (Sahm, 2008). La deuxième mesure repose sur le niveau auquel les individus déclarent se situer sur une échelle d'aversion/

appétence au risque allant de 0 à 10 (échelle de Likert, cf. Dohmen et al., 2011). Enfin, la troisième mesure, plus originale, consiste à « profiler » les individus par notre méthode de *scoring*.

Le tableau 1 présente la distribution de la population (échantillon cylindré) par rapport aux réponses à la loterie. Selon cette mesure, les mêmes individus sont devenus en moyenne plus averses au risque après la crise, au moins jusqu'à la fin de 2011 : 51.8 % refusaient les deux contrats en 2007 contre plus de 60 % en 2009 et 2011, et encore 59 % en 2014 ; inversement 7.9 % acceptaient les deux contrats en 2007 contre 5.4 % en 2009, 3.5 % en 2011 et 6.0 % en 2014. Cette loterie montre donc que les individus seraient devenus plus averses au risque au

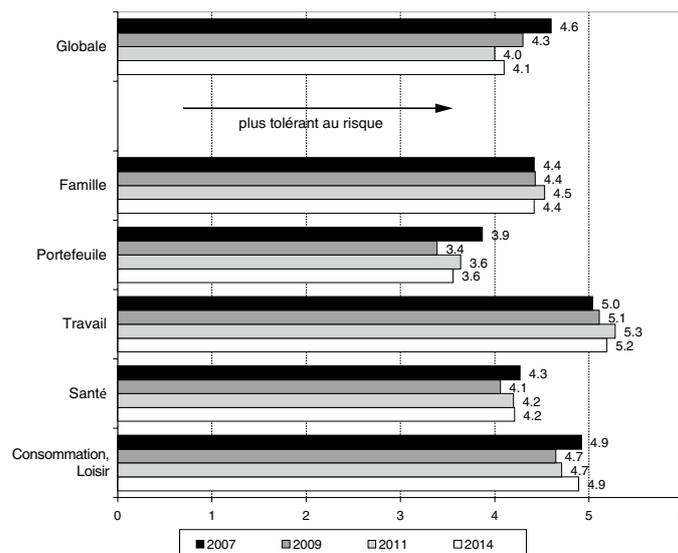
Tableau 1
Distribution de la loterie de Barsky et al. (1997) en 2007, 2009, 2011 et 2014

	Rejet du contrat A		Acceptation du contrat A	
	Rejet du contrat C	Acceptation du contrat C	Rejet du contrat B	Acceptation du contrat B
Aversion relative pour le risque : γ	$3.76 \leq \gamma$	$2 \leq \gamma < 3.76$	$1 \leq \gamma < 2$	$\gamma < 1$
2007	51.8	22.3	18.0	7.9
2009	60.2	20.0	14.4	5.4
2011	63.4	21.2	11.9	3.5
2014	59.0	21.7	13.3	6.0

Lecture : 63.4 % des individus refusaient les deux contrats en 2011 (et donc avaient une forte aversion relative au risque γ) alors que seulement 3.5 % acceptaient les deux (resp. faible aversion relative au risque).

Champ : population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête
Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

Figure IV
Distribution des échelles de *Likert* en 2007, 2009, 2011 et 2014



Lecture : en 2007, la moyenne des réponses à l'échelle de risque global (entre 0 et 10) était de 4.6. Cette moyenne était de 4.0 en 2011 : les enquêtés sont donc devenus plus averses au risque.

Champ : (échantillon cylindré : 807 individus)

Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

moment des chocs de 2008 et 2011, mais qu'ils seraient néanmoins redevenus un peu plus tolérants depuis (au niveau au moins de 2009).

La figure IV dessine les moyennes des positions auto-déclarées des individus sur les échelles de Likert pour les préférences à l'égard du risque (« + » indiquant plus tolérant au risque). Pour le risque global, on constate que les chocs de 2008 et 2011 ont eu, comme pour la loterie, un impact négatif sur la tolérance au risque (4.6 en 2007 contre 4.3 en 2009 et 4.0 en 2011). Mais là encore, on note un léger retournement en 2014 (4.1), mais relativement plus faible que pour la loterie (on reste en deçà de 2009).

Si l'on mesure les préférences vis-à-vis du risque par la loterie de Barsky et al. (1997) ou par une échelle de Likert, on arrive donc à la conclusion que les individus seraient devenus moins tolérants au risque durant la crise, au moins jusqu'en 2011, mais auraient retrouvé en 2014 – dans des proportions variables – un peu de l'appétence au risque perdue.

Ces mesures présentent cependant des défauts importants, soulignés dans la littérature (Arrondel et Masson, 2014). Les loteries sur les choix professionnels souffrent ainsi d'un manque de constance dans le temps, les réponses fournies par un même individu étant susceptibles de varier beaucoup, et de manière incohérente, d'une enquête à l'autre (ce que l'on observe tant sur les données américaines que sur nos propres données) ; elles dépendent de l'exposition au risque de l'enquêté, sur son patrimoine en particulier ; elles conduisent en outre à des résultats biaisés dans la mesure où elles sont plus accessibles aux personnes ayant plus de culture financière. Les échelles de Likert présentent quant à elles des biais d'ancrage bien connus (autour de la valeur centrale, ici 5) ; elles sont également instables d'une enquête à l'autre, mais à un degré moindre que les choix de loterie.

Deux questions liées se posent alors : des mesures aussi sensibles à la conjoncture reflètent-elles vraiment une préférence intrinsèque pour le risque ? L'évolution temporelle de ces mesures n'est-elle pas simplement le reflet d'une exposition au risque accrue des ménages (risque de chômage par exemple) ou ne suit-elle pas de trop près les changements des anticipations professionnelles ou boursières, de plus en plus pessimistes jusqu'en 2011 ? Plus précisément, deux hypothèses d'interprétation des résultats précédents sont possibles :

Hypothèse H1 : en dépit de leurs insuffisances, les mesures usuelles attestent une augmentation d'ensemble de l'aversion au risque après les chocs de 2008 et 2011, dont l'ampleur ne peut cependant être précisément évaluée ; les épargnants ont bien été victimes d'un « trauma » après chaque choc, et plus encore après le second. Le postulat de stabilité des préférences de la théorie standard est donc rejeté, et il faut tenir compte de poids des « émotions » sur les goûts, au moins dans le cas de chocs macroéconomiques importants.

Hypothèse H2 : les biais évidents dont souffrent les mesures usuelles font que leurs résultats ne sont pas robustes, pouvant être imputables à des variations parasites de l'exposition au risque ou des anticipations. Ils ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de préférences globalement stables après chaque choc.

Sauf éventuellement à disposer de mesures à intervalles rapprochés avant et après chaque choc, qui aideraient à éliminer un certain nombre de bruits, il n'est guère possible en l'état de trancher entre ces deux hypothèses. Une mesure plus satisfaisante, mais plus coûteuse, des préférences à l'égard du risque va nous permettre de le faire.

Une attitude à l'égard du risque globalement insensible à la crise selon le score

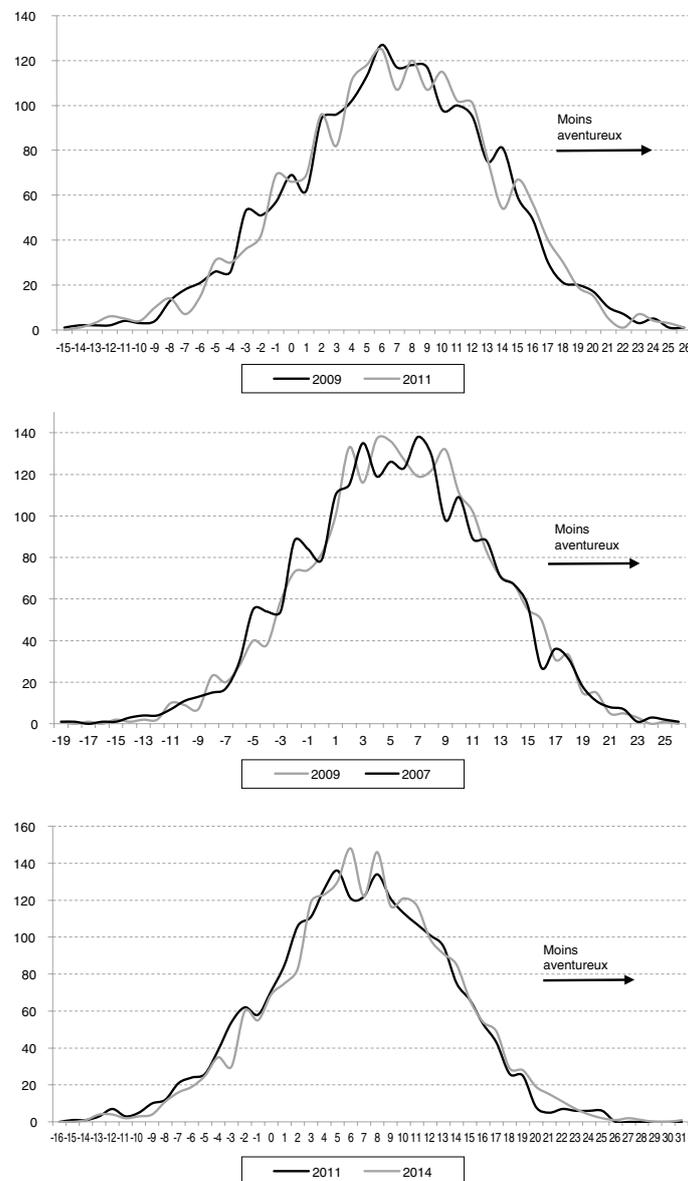
Notre approche originale pour mesurer les préférences de l'épargnant, notamment vis-à-vis du risque, est fondée sur une procédure de *scoring* élaborée et améliorée depuis une quinzaine d'années au fil des vagues de l'enquête *Pater* (Arrondel et Masson, 2014). À travers de nombreuses questions balayant divers domaines de la vie, l'idée est de construire pour chaque enquêté des mesures ordinales synthétiques et cohérentes – des « scores » qualitatifs – qui évaluent son attitude générale à l'égard du risque et de l'incertain, mais aussi sa préférence pour le présent sur le cycle de vie, son degré d'impatience à court terme et son degré d'altruisme pour ses enfants (une présentation plus détaillée est donnée dans l'encadré 2). En matière de risque notamment, le score, établi dans chaque vague à partir d'une soixantaine de questions identiques, ne souffre pas des défauts des mesures usuelles (choix de loterie ou échelle de Likert auto-déclarée) et présente des propriétés statistiques bien supérieures et aussi beaucoup plus robustes d'une vague à l'autre (cf. encadré 2).

Effets d'âge et de période

Que nous dit le score de risquophobie quant à l'évolution des préférences durant la crise ? Les histogrammes du score tracés deux à deux d'abord pour la sous-population des ménages interviewés avant et après la chute de Lehman-Brothers (en 2007 et 2009), puis pour ceux ayant été questionnés avant et après la crise des dettes souveraines en 2009 et 2011 et enfin pour les répondants aux vagues de 2011 et 2014, se superposent presque parfaitement, avec sensiblement la même moyenne à deux dates successives, et ils sont en fait

statistiquement indissociables (figure V-A) : le test de Kolmogorov-Smirnov est de 0.0299 pour 2007-2009 (seuil de significativité : 0.269), de 0.0163 pour 2009-2011 (seuil de 0.956) et 0.0372 pour 2011-2014 (seuil de 0.102). Les deux premiers graphes de la figure VI-A sont particulièrement éclairants et penchent en faveur de l'hypothèse H2 : le score s'avère globalement insensible aux deux chocs de la crise, suggérant l'absence d'effets de période sur les préférences à l'égard du risque ; l'évolution enregistrée par les mesures usuelles de l'aversion au risque serait donc un artefact dû à des phénomènes parasites.

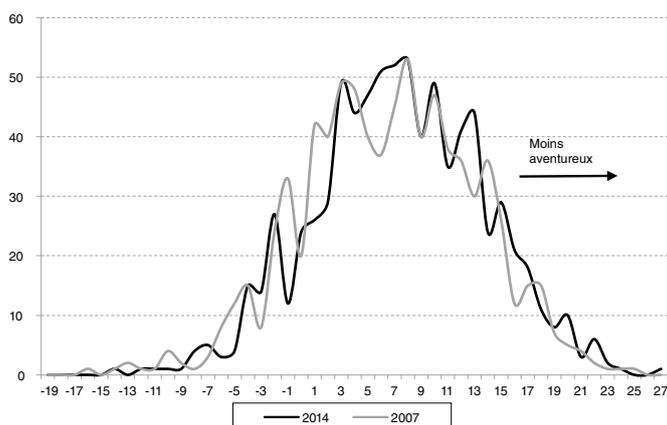
Figure V-A
Histogrammes du score de risque en 2007, 2009, 2011 et 2014



Lecture : plus de 140 enquêtés avaient un score de risque de 6 en 2014. Ils étaient 120 en 2011.
Champ : population ayant répondu aux deux vagues successives de l'enquête.
Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

Figure V-B

Histogrammes du score de risque entre 2007 et 2014



Lecture : moins de 40 enquêtés avaient un score de risque de 6 en 2007. Ils étaient plus de 50 en 2014.
 Champ : population ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête.
 Source : enquêtes *Pater* 2007 et 2014.

ENCADRÉ 2 – La méthode de scoring

Notre méthode de mesure des préférences individuelles consiste à élaborer des scores pour « profiler » les individus suivant leur appétence pour le risque, leur façon d'appréhender le futur, et leur degré d'altruisme parental, soit les trois composantes qui interviennent dans les modèles d'épargne et d'accumulation patrimoniale (cf. Arrondel & Masson, 2014, pour une présentation détaillée). Mise au point sur les données de l'enquête Insee « Patrimoine 1998 » puis de l'enquête Tns-Sofres de 2002, cette méthode a été reconduite pour les quatre dernières vagues *Pater* de 2007, 2009, 2011 et 2014.

Ces scores synthétiques et ordinaux sont calculés à partir de plus d'une centaine de questions qui balaient un large éventail de domaines de la vie, comme la consommation, les loisirs, les placements, le travail, la famille, la santé, la retraite, etc. Il s'agit de questions souvent concrètes ou relatives à la vie de tous les jours, aux comportements, opinions ou intentions auxquelles il est relativement facile de répondre ; d'autres sont plus abstraites, concernant les réactions à des scénarios fictifs ou à des choix de loterie. À partir de ces questions, l'objectif a été de construire pour chaque enquêté des indicateurs relatifs cohérents ou « scores » de ses préférences ou attitudes dans les quatre champs distingués par la théorie : le risque ou l'incertain ; la priorité accordée au présent à long terme ; celle accordée au présent à court terme, ou « impatience » ; l'altruisme familial. Les scores se veulent donc des mesures agrégées, qualitatives et ordinales, supposées représentatives des réponses fournies par l'enquêté à un ensemble de questions diverses. Quelques exemples de ces questions sont donnés ci-dessous :

- attitude à l'égard du risque : « Prenez-vous un parapluie lorsque la météo est incertaine », ou « Garez-vous votre véhicule en état d'infraction » ;
- choix de loteries, pratiques de consommation : « Vous arrive-t-il d'aller au spectacle un peu au hasard au risque d'être parfois déçu ? » ;
- opinions : « Êtes-vous d'accord avec l'affirmation que le "mariage est une assurance" ? » ou bien : « Êtes-vous

sensible aux débats de santé contemporains (sida, sang contaminé...) ».

- question de référence pour identifier le taux de dépréciation du futur : « 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. Êtes-vous d'accord ? ».

Les scores utilisés dans cet article mobilisent 58 questions pour mesurer les attitudes vis-à-vis du risque et 30 pour la préférence pour le présent, dont des exemples sont donnés plus bas.

Se pose alors le problème du nombre de scores différents à introduire à l'intérieur d'un champ de préférence donné, en particulier celui de l'incertain. La théorie (non standard) distingue en effet plusieurs paramètres de préférence à l'égard du risque : aversion au risque, à l'ambiguïté, à la perte ; « tempérance » (dans la gestion de risque multiples) ; « pessimisme » ou « optimisme » (dans l'évaluation et la transformation subjective des probabilités), etc. Les données expérimentales montreraient, elles, que les sujets ne répondent pas de la même manière aux petits risques et aux grands risques et que l'on ne peut donc considérer sur le même plan les réponses données à des choix anecdotiques et à des décisions vitales. Enfin, les attitudes à l'égard du risque sont susceptibles de varier d'un domaine de la vie à l'autre : après tout, le vol en parapente et la fraude fiscale sont des activités risquées peu comparables.

Calcul des scores

Une première étape consiste à affecter *a priori* les questions posées à l'un des quatre champs de préférence indiqués. Il y a inévitablement des recouvrements, concernant par exemple la distinction entre court terme et long terme, et plus encore le fait que le futur est à la fois incertain et éloigné du présent. Ainsi des items comme « 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 » et « Pour

ENCADRÉ 2 (suite)

éviter des problèmes de santé, surveillez-vous votre poids ou votre alimentation, faites-vous du sport... », ont été affectées à la fois aux préférences à l'égard du risque et pour le présent.

Aucune question prise isolément n'est en soi satisfaisante pour mesurer un paramètre de préférence donné. Si une question est centrée sur la théorie (une loterie par exemple), elle peut apparaître trop abstraite et générer beaucoup de bruit (notamment d'une vague à l'autre). À l'inverse, l'interprétation des réponses apportées à des questions de la vie de tous les jours pose inévitablement problème en raison des effets de contexte et de facteurs non pertinents : un individu tolérant au risque peut ainsi, par civisme, ne jamais « *se garer en zone interdite* ». L'idée sous-jacente est alors que seule la « moyenne » de l'ensemble des réponses aurait un sens, pourvu que l'agrégation permette d'éliminer globalement ces dimensions parasites (biais, effet de contexte, endogénéité...).

La méthode statistique consiste alors, dans une deuxième étape, à coder les réponses en général en trois modalités, par exemple pour les attitudes vis-à-vis du risque : risquophile : - 1 ; neutre : 0 ; risquophobe : + 1 ; puis à sommer les « notes » ainsi obtenues par l'individu. Son score est enfin la somme des notes réduite aux seuls items qui se sont révélés, *ex post*, former un tout statistiquement cohérent.

S'agissant du nombre de scores à introduire dans chaque champ de préférences, les données ont le dernier mot. Or l'analyse statistique conduit à un résultat remarquable : sur les quatre vagues de l'enquête *Pater*, nous avons pu vérifier qu'un seul score suffisait toujours pour caractériser de manière ordinale les attitudes de l'enquêté à l'égard du risque et de l'incertain : il doit ainsi s'interpréter comme une combinaison (*mix*) de son degré d'aversion au risque ou de sa prudence, mais aussi bien de son aversion à la perte ou de celle à l'ambiguïté. Nous obtenons également que la préférence pour le présent, l'impatience à court terme, et l'altruisme pour les enfants peuvent être chacun caractérisés par un seul score représentatif dans chaque échantillon *Pater*. Cette constance des résultats révèle la robustesse de la méthode de scoring que nous avons utilisée.

Le fait que cette méthode ait pu être reproduite à l'identique dans différentes vagues de *Pater* nous a permis d'en tester la robustesse sur d'autres points cruciaux : nombre de questions nécessaires pour construire les scores ; facteurs explicatifs des scores ; autocorrélations temporelles des scores ; pouvoir explicatif des comportements patrimoniaux. Les résultats de ces tests sont détaillés dans le complément en ligne 2.

En outre, les scores sont beaucoup mieux corrélés que les indicateurs usuels d'une enquête à l'autre. Enfin, on dans toutes les vagues de l'enquête *Pater*, on observe que :

- Les caractéristiques des ménages ont un meilleur pouvoir explicatif : sur l'échantillon empilé, par exemple, le pseudo R2 de la régression qualitative est de 7.0 % pour le score (cf. tableau 2-A), contre 1.4 % pour la loterie et 0.9 % pour l'échelle.
- Le pouvoir explicatif des scores sur les comportements risqués de différents ordres (demande d'actifs risqués, création d'entreprise...) est systématiquement plus fort pour les scores de risque que pour les échelles de même nature, la loterie faisant toutefois parfois aussi bien, avant cependant de corriger les biais d'endogénéité importants dans le cas de cette dernière mesure (Sahm, 2012).
- Les effets propres des scores sur les comportements patrimoniaux et de choix de portefeuille sont beaucoup plus importants, quantitativement, mais aussi très comparables d'une vague à l'autre. Pour ne prendre qu'un exemple : une augmentation d'un écart-type du score (moindre tolérance au risque) diminue la probabilité de détention d'actions d'un pourcentage comparable, autour de 3 %.

Les scores constituent en fait d'excellents instruments pour les autres mesures des préférences. Dans une régression de patrimoine estimée par une méthode de variables instrumentales, on montre que le score de risquophobie utilisé comme instrument des autres mesures a un pouvoir prédictif très important et qu'il est statistiquement exogène. Ce qui tend à accréditer la thèse que les scores sont une collection d'instruments « naturels » pour approcher les préférences des individus.

Pour les histogrammes de 2007 et 2014 concernant les enquêtés présents aux quatre vagues (figure V-B), le test de Kolmogorov-Smirnov (0.0720 pour un seuil de significativité à 0.033) conclut cependant à un déplacement significatif vers la droite, soit une aversion croissante pour le risque au cours de la période : compte tenu des résultats précédents, il est vraisemblable que cette évolution traduise un pur effet d'âge, les individus ayant vieilli de plus de 7 ans. Toutes les enquêtes, françaises (dont *Pater*) et étrangères, montrent en effet que l'aversion au risque, quelle que soit la mesure adoptée, est une fonction croissante de l'âge en coupe instantanée ; et ce consensus d'un effet d'âge

négatif sur la tolérance au risque s'étend aux plus rares études longitudinales (voir Sahm, 2012, par exemple)⁹.

Les résultats de l'analyse statistique sont confortés par l'analyse économétrique. Le tableau 2-A présente une régression (modèle

9. L'identification d'un effet d'âge relatif à l'aversion au risque sur un intervalle limité à 7 ans ne pose pas de problèmes particuliers. Il n'en va pas de même sur une période plus longue, y compris pour notre score de risquophobie, comme nous l'a fait remarquer un commentateur anonyme : certaines questions renvoient à « des situations assez différentes » selon que l'on est jeune ou âgé : « la pratique [présente ou passée] de sports extrêmes, l'opinion sur le mariage, les vertus de l'homogamie sociale, le désir de vivre plus longtemps... ». Nous avons vérifié que le fait de retirer les questions les plus litigieuses ne modifiait pas en substance les conclusions obtenues (hors le fait de limiter la qualité du score).

linéaire) des déterminants du score de risquophobie. Ce modèle correspond à une régression en coupe instantanée mais où l'on empile les quatre vagues (en « clusterisant » cependant les variances)¹⁰. On retrouve là les effets mis en évidence dans chacune des vagues de l'enquête (Arrondel & Masson, 2014) : l'appétence au risque est plus élevée parmi les jeunes et célibataires, les hommes, les enfants d'indépendants (sauf les fils ou filles d'agriculteur, plus averses

au risque) et quand les enfants ne vivent plus à la maison. Cette régression montre également que l'aversion au risque augmente dans les vagues plus récentes : globalement, la population serait devenue moins tolérante au risque. Si l'on fait l'hypothèse que le score de risque ne dépend que de l'âge, cette évolution globale résulte seulement d'effets de composition : vieillissement de la population, nouveaux jeunes ménages plus averses au risque que les générations précédentes, etc. Mais pour vérifier une telle hypothèse, il faudrait séparer les effets d'âge et de période, alors que les deux variables sont parfaitement corrélées.

10. Pour les variables qui ne changent pas au cours du temps, l'estimation est sans doute robuste. Par contre, pour celles qui évoluent au cours de la période, l'estimation présente un biais qu'il est possible de corriger par les techniques de l'économétrie des données de panel.

Tableau 2-A
Déterminants du score de risque (modèle linéaire)

Variables	MCO	
	Coef.	Robust-t
Vague (réf : 2007)		
2009	0.4317	3.96
2011	0.8321	6.43
2014	0.7951	4.51
Âge	0.1334	30.81
Revenu (réf : Q1)		
Q2	1.0122	4.47
Q3	1.0270	4.47
Q4	1.1237	4.52
Non réponse	1.7273	6.33
Sexe : femme	2.5938	18.69
Marié	1.6539	10.75
Origine sociale (réf : salariés)		
agriculteur	0.7909	3.81
indépendant	- 0.5226	- 2.55
profession libérale	- 0.1893	- 0.49
Éducation (réf : < Bac)		
Bac	- 0.0270	- 0.16
> Bac	- 0.1378	- 0.84
Nombre d'enfants		
au domicile	- 0.0788	- 1.24
indépendants (hors domicile)	- 0.2199	- 3.47
Constante	- 7.6059	- 20.02
N (observations)	14 895	
n (individus)	8 435	
R2	0.195	

Note : échantillons empilés (14 895 observations pour 8 435 individus).

Lecture : l'âge a un effet positif statistiquement significatif (Robust $t > 1.96$) sur le score de risque : plus on est âgé et plus on est averse au risque.

Robust t : variances clusterisées.

Champ : population sans données manquantes dans les régressions

Source : enquête Pater, vagues 2007, 2009, 2011 et 2014.

Pour tenter de répondre à cette question, nous comparons les caractéristiques des distributions du score de risque, de l'échelle de risque et de la loterie en fonction de la période d'observation et de l'âge des individus (tableau 2-B). Ces régressions ne retiennent que les individus ayant répondu au quatre enquêtes (échantillon cylindré) et empilent simplement les observations. Cette sélection nous permet de tester économétriquement si la crise a eu un effet sur l'un de ces trois indicateurs de préférence. La première spécification ne différencie les observations que par leur date : on note une augmentation significative de l'aversion au risque pendant la crise pour chaque mesure. La seconde spécification introduit l'âge comme variable supplémentaire : on constate alors que pour le score, l'apparition de la crise ne semble n'avoir joué aucun rôle sur les préférences si l'on tient compte du vieillissement des individus panélisés, alors que pour les autres mesures (échelle ou loterie) l'impact du choc demeure, croissant jusqu'en 2011 puis décroissant en 2014.

Les épargnants sont-ils devenus plus averses au risque pendant la crise ? La réponse à cette question dépend de la mesure des préférences adoptées. Si l'échelle et la loterie semblent montrer un accroissement de l'aversion au risque des individus (jusqu'en 2011), les scores de risque nous indiquent au contraire que les épargnants n'ont pas globalement « changés » : si l'on corrige pour l'effet de l'âge, ils sont en moyenne tout aussi tolérants au risque qu'avant la crise, ni plus, ni moins ; et ceci est vrai aussi bien après le choc de septembre 2008, qu'à plus long terme après celui de l'été 2011 ou en 2014.

Au vu de la plus grande fiabilité du score, cette conclusion nous semble la plus pertinente.

Comment expliquer des comportements financiers plus prudents depuis la crise ?

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. *A priori*, la source de l'évolution des comportements serait donc plus à rechercher du côté de la perception de l'environnement économique que du côté de la psyché des individus. L'estimation de la relation (3) 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 (ce qui est encore plus gênant si on les utilise en différences) et peuvent refléter les plus-ou moins-values réalisées. On n'analysera donc ici que les mouvements relatifs à la détention d'actions, directe ou indirecte. La demande (équation 2) est estimée à partir de modèles probit simples (en clusterisant les variances) sur l'échantillon empilé et de modèle probit à effets aléatoires (*random effects*) sur l'échantillon restreint aux individus ayant répondu avant la crise et au moins une fois après et sur l'échantillon cylindré (l'estimation est présentée dans le tableau C3-1 du complément en ligne C3).

Tableau 2-B
Déterminants du score de risque (modèles linéaires : MCO)

Variables	Score				Échelle				Loterie			
	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)	Coef.	t (*)
Vague 2009	0.199	1.24	-0.101	-0.61	-0.407	-4.23	-0.452	-4.67	0.165	4.05	0.165	3.98
Vague 2011	0.405	2.35	-0.131	-0.70	-0.674	-7.15	-0.757	-7.84	0.253	6.17	0.252	5.99
Vague 2014	0.808	4.37	-0.148	-0.68	-0.559	-5.69	-0.706	-6.76	0.146	3.39	0.144	3.20
Âge			0.118	8.12			0.0184	4.17			0.001	0.11
Constante	6.228	26.76	-0.127	-0.15	5.661	65.72	4.669	18.49	3.186	85.87	3.175	32.28
N (Obs.)	3 168		3 168		3 084		3 084		2 884		2 884	
n (Indiv.)	792		792		771		771		721		721	
R2	0.002		0.063		0.014		0.026		0.010		0.010	

Notes : échantillons empilés (cylindrés). (*) Robust t : variances clusterisées.

Lecture : les régressions sur le score de risque montrent que la significativité des dummies relatives aux différentes vagues disparaît lorsque l'on tient compte de l'âge, ce qui n'est pas le cas pour l'échelle et la loterie.

Champ : population panelisée ayant répondu aux 4 vagues de l'enquête

Source : enquête Pater, vagues 2007, 2009, 2011 et 2014.

Une autre variable, peut-être mieux adaptée et disponible dans les quatre vagues de 2007 à 2014, concerne la stratégie d'investissement financier rapportée à la figure II, 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 rapport à la détention d'actions, cette variable a en outre l'intérêt de cerner les intentions des ménages en matière d'investissements risqués, intentions qui peuvent différer des comportements réels pour des raisons à mettre en évidence. Les réponses à cette question sont d'abord analysées à partir d'un modèle probit ordonné sur les échantillons empilés et d'un modèle linéaire à effets aléatoires sur l'échantillon restreint aux répondants à au moins deux vagues (dont celle de 2007) et sur l'échantillon cylindré (tableau C3-2 du complément en ligne C3). Le tableau 4 présente les

déterminants du changement de comportement à partir d'un modèle linéaire en différences.

On vérifie que les scores de risque et de préférence temporelle ont les effets significatifs attendus : moins on est tolérant au risque, moins on est attiré par des actifs risqués, que ce soit au niveau de la détention d'actions ou à celui des intentions (cf. tableaux du complément en ligne C2) ; plus on est prévoyant, plus on se tourne vers ce type d'actifs. Le montant du patrimoine a un effet positif significatif, le montant du revenu du travail n'en a que sur la détention d'actions, le risque futur anticipé sur ce revenu n'a pas d'effet sur la détention d'actions mais jouerait plutôt positivement sur la propension à prendre des risques de portefeuille (contrairement à une stratégie de « tempérance »). L'âge et le niveau d'éducation sont également des facteurs positifs importants, liés à l'information financière, pour expliquer la prise de risque ; de même, avoir ou

Tableau 3
Déterminants de la détention d'actions (différences)

Variables	Coef.	Robust t	Coef.	Robust t
Score de risquophobie (en différence)	- 0.002	- 1.12	- 0.0022	- 1.05
Score de préférence pour le présent (en différence)	- 0.002	- 0.73	- 0.0020	- 0.72
Rendement espéré sur le marché boursier (en différence)	0.092	1.67	0.0886	1.66
Variance espérée du revenu futur (en différence)	- 0.193	- 0.41	- 0.2232	- 0.47
Vague (ref : 2014)				
2009	- 0.021	- 1.06	- 0.0321	- 1.44
2011	0.023	0.94	0.0152	0.57
Âge	- 0.001	- 2.99	- 0.0019	- 3.28
Touché par la crise (ref : plus que la moyenne)				
Moins comme la moyenne			0.0780	2.39
Autant que la moyenne			0.0776	2.38
Non réponse			- 0.0927	- 0.69
Éducation (ref : < Bac)				
Bac			- 0.0063	- 0.36
> Bac			0.0064	0.4
Marié			0.0255	1.69
Nombre d'enfants				
au domicile parental			0.0018	0.25
indépendants (hors du domicile)			- 0.0094	- 1.11
Constante	0.037	1.11	- 0.0184	- 0.40
Nombre d'observations	2 023		2 023	
Nombre d'individus	1 231		1 231	

Note : Robust t : variances clusterisées.

Lecture : le rendement espéré sur le marché boursier a un effet positif statistiquement significatif à 10 % ($t=1.67$ dans le premier modèle) sur la demande d'actions.

Champ : échantillons d'individus ayant répondu en 2007 et au moins une fois ultérieurement.

Source : enquêtes *Pater* 2007, 2009, 2011 et 2014.

avoir eu des parents actionnaires influence positivement le fait d'en avoir soi-même ou d'avoir l'intention d'en avoir. S'agissant des variables d'anticipation, le rendement espéré des actions a un effet (positif) important, et dont la significativité est souvent comparable à celui du score de risque (mais la volatilité n'a pas d'effet)¹¹. Enfin, on vérifie que la prise de risque dans le portefeuille diminue bien de manière significative avec la période d'observation.

L'analyse des changements de comportements (équation 3) repose sur un modèle linéaire en différences (tableau 3). Les estimations montrent que les variations du score de risque n'ont pas d'effet. S'agissant des variations des anticipations

financières, seules celles concernant le rendement espéré des actions ont un impact significatif et positif (tableau 4). On note également que les individus qui s'estimaient avoir été touchés par la crise plus (ou autant) que la moyenne ont, pour certains, vendu leurs actions.

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 différences affectant les ressources disponibles (ou le revenu du travail anticipé) n'ont pas davantage de pouvoir explicatif. Seuls les ménages considérant qu'ils ont été « plus touchés par la crise que la moyenne » ont vendu leurs actions plus que les autres. En revanche, les variations individuelles concernant les anticipations relatives aux espérances de rendement boursier ont bien un effet significatif : le plus grand

11. Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus sur la demande d'actions : Arrondel, Calvo et Tas (2016) montrent par exemple, sur les données Pater de 2007, que cette dernière dépend statistiquement des anticipations de rendement 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.

Tableau 4
Propension à prendre des risques (différences)

Variables	Coef.	t	Coef.	t
Score de risquophobie (en différence)	- 0.006	- 1.55	- 0.006	- 1.53
Score de préférence pour le présent (en différence)	- 0.001	- 0.24	0.000	- 0.07
Rendement espéré sur le marché boursier (en différence)	0.293	2.88	0.295	2.92
Variance espérée du revenu futur (en différence)	0.457	0.48	0.444	0.47
Vague (ref : 2014)				
2009	- 0.080	- 4.53	- 0.107	- 1.41
2011	- 0.019	- 0.79	- 0.041	- 0.51
2014	0.028	1.13	0.001	0.01
Âge			0.000	- 0.17
Touché par la crise (ref : plus que la moyenne)				
Moins que la moyenne			0.049	0.76
Autant que la moyenne			0.049	0.75
Non réponse			0.112	1.57
Éducation (ref : < Bac)				
Bac			- 0.012	- 0.42
> Bac			0.033	1.39
Marié			- 0.007	- 0.32
Nombre d'enfants				
au domicile parental			- 0.010	- 0.95
indépendants (hors du domicile)			- 0.006	- 0.44
Nombre d'observations	1 892		1 892	
Nombre d'individus	1 164		1 164	

Note : Robust t : variances clusterisées.

Lecture : le rendement espéré sur le marché boursier a un effet positif statistiquement significatif (2.88 dans le premier modèle) sur la propension à prendre des risques dans ses choix de portefeuille.

Champ : échantillons d'individus ayant répondu en 2007 et au moins une fois ultérieurement.

Source : enquête Pater, vagues 2007, 2009, 2011 et 2014.

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.

* *

*

Avec ses quatre vagues de 2007 à 2014 et une forte dimension de panel, les données *Pater* offrent aujourd'hui la possibilité d'analyser de nombreuses questions relatives à l'épargne, au patrimoine et aux inégalités, complétant utilement les informations des enquêtes *Patrimoine* de l'Insee sur des aspects plus subjectifs et qualitatifs des comportements patrimoniaux. Comme d'autres sources, les données *Pater* mettent en évidence une moindre appétence des Français à prendre des risques dans leur épargne ou leurs choix de portefeuille pendant la crise. Notre article montre que cette évolution des comportements ne s'explique pas par un changement des préférences des épargnants que nous avons suivi dans la crise : ces préférences seraient restées – hors effet de l'âge – statistiquement stables depuis juin 2007. La moindre prise de risque tiendrait surtout à des anticipations de plus en plus sombres concernant le rendement (espéré) des actifs financiers.

La stabilité temporelle des préférences à l'égard du risque que nous observons à partir de nos scores va à l'encontre les conclusions d'autres

études empiriques mesurant les préférences par d'autres méthodes (échelle de Likert, loterie, questions qualitatives). En réfutant l'impact psychologique de la crise actuelle sur les goûts des investisseurs, ce résultat est à mettre plutôt à l'actif de la théorie standard de l'épargnant plutôt qu'à celui de l'économie comportementale qui met en parallèle les émotions – voire même la « peur » – et les préférences. Ces résultats appellent cependant des compléments dans diverses directions.

Une nouvelle vague du panel *Pater* serait susceptible de compléter notre étude sur plusieurs points. Elle nous permettrait tout d'abord de savoir si les Français reviennent peu à peu à la bourse (la demande d'actions a diminué au moins jusqu'en mars 2016) comme certains indicateurs semblaient le montrer en 2014 et pourquoi ce retard ? Elle autoriserait ensuite des tests statistiques plus robustes en raison d'un échantillon parfois limité. Concernant les préférences, il s'agira d'analyser l'évolution de la distribution de l'aversion au risque au sein d'une population vieillissante et dont les nouvelles générations seront celles de la « Grande Récession ». D'autre part, nous avons mis en évidence une dernière énigme concernant la demande d'actions des particuliers : si, dans les faits, les Français désertent la Bourse depuis 2008, la courbe de leurs intentions d'investissement sur le marché boursier s'est inversée à la hausse en 2014. Reste à comprendre pourquoi intentions et comportements financiers des ménages divergent aujourd'hui et pour combien de temps. □

BIBLIOGRAPHIE

- Arrondel, L. & Masson, A. (2014).** Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise) ? *Economie et Statistique*, 467-468, 5–49.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377942/ES467A.pdf>
- Arrondel, L. & Masson, A. (2015).** Could French and Eurozone Savers Invest More in Risky Assets? *Bankers, Markets & Investors*, 138, 4–16.
- Arrondel, L., Bartiloro, L., Fessler, P., Lindner P., Mathä, T. Y., Rampazzi, C., Savignac, F., Schmidt, T., Schürz, M. & Vermeulen, P. (2016).** How do households allocate their assets? – Stylized facts from the Eurosystem Household Finance and Consumption Survey. *International Journal of Central Banking*, 12(2), 129–220.
- Arrondel, L., Calvo Pardo, H. & Tas, D. (2016).** Subjective Stock Market Expectations, Information and Stock Market Participation: Evidence from France. *Summer Institute Economic Fluctuations and Growth*, NBER Cambridge MA, 16-20 juillet 2012.
<http://www.economics.soton.ac.uk/staff/calvo/documents/SubjectiveExpectations-16012012.pdf>
- Arrow, K. J. (1965).** *Aspect of the Theory of Risk Bearing*. Helsinki, Yrjö Johnson Lectures.
- Barberis, N., Huang, M. & Thaler, R. (2006).** Individual Preferences, Monetary Gambles, and Stock Market Participation: A Case for Narrow Framing. *American Economic Review*, 96(4), 1069–1090.
- Barsky, R. B., Kimball, M. S., Juster, F. T. & Shapiro, M. D. (1997).** Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Survey. *Quarterly Journal of Economics*, 112 (2), 537–580.
- Benartzi, S. (2001).** Excessive extrapolation and the allocation of 401(k) accounts to company stock. *Journal of Finance*, 56, 1747–1764.
- Bossaerts, P., Ghirardato, P., Guarnaschelli, S. & Zame, W. (2010).** Ambiguity in asset markets: theory and experiment. *Review of Financial Studies*, 23(4), 1325–1359.
- Chanel, O., Lyk-Jensen, S., Massoni, S. & Vergnaud, J.C. (2014).** Stabilité des préférences dans le risque après une expérience à fort impact psychologique. *mimeo*.
- Chuang, Y. & Schechter, L. (2015).** Stability of Social, Risk, and Time Preferences Over Multiple Years. *Journal of Development Economics*, 117, 151–170.
- Cohn, A., Engelmann, J., Fehr, E. & Maréchal, M. A. (2015).** Evidence for countercyclical risk-aversion: An experiment with financial professionals. *American Economic Review*, 105 (2), 860–885.
- Dohmen, T., Lehmann, H. & Pignatti, N. (2016).** Time-varying individual risk attitudes over the Great Recession: A comparison of Germany and Ukraine. *Journal of Comparative Economics*, 44(1), 182–200.
- Dominitz, J. & Manski, C. (2007).** Expected Equity Returns and Portfolio Choice: Evidence from the Health and Retirement Study. *Journal of the European Economic Association*, 5(2-3), 369–379.
- Dominitz, J. & Manski, C. (2011).** Measuring and Interpreting Expectations of Equity Returns. *Journal of Applied Econometrics*, 26(3), 352–370.
- Ellsberg, D. (1961).** Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms. *Quarterly Journal of Economics*, 75(4), 643–669.
- Epstein, L. G. & Schneider, M. (2010).** Ambiguity and asset markets. *Annual Review of Financial Economics*, 2(1), 315–346.
- French, K. R. & Poterba, J. M. (1991).** Investor diversification and international equity markets. *American Economic Review*, 81(2), 222–226.
- Gollier, C. (2001).** *The Economics of Risk and Time*. Cambridge: MIT Press.
- Gollier, C., (2013).** Édito. *Les cahiers Louis Bachelier*, 8, 1.
- Grinblatt, M., Keloharju, M. & Linnainmaa, J. (2011).** IQ and Stock Market Participation. *The Journal of Finance*, 66(6), 2121–64.
- Guesnerie, R. (2010).** Quelle est la responsabilité des économistes dans la crise actuelle ? *La Lettre de PSE*, 3, 1.
<https://www.parisschoolofeconomics.eu/fr/actualites/roger-guesnerie-responsabilite-economistes-crise2008/>
- Guiso, L. & Jappelli, T. (2005).** Awareness and Stock Market Participation. *Review of Finance*, 9(4), 537–567.
- Guiso, L. & Jappelli, T. (2007).** Information Acquisition and Portfolio Performance. *Economics Working Papers ECO2007/45*. Florence, European University Institute.
<http://www.csef.it/WP/wp167.pdf>

- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2008).** Trusting the stock market. *The Journal of Finance*, 63(6), 2557–2600.
- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2014).** Time varying risk aversion. NBER Working Papers N° 19284. <http://www.nber.org/papers/w19284>
- Guiso, L. & Sodini, P. (2012).** Household Finance: An Emerging Field. In: Constantinides, Harris & Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Volume 2, Part B, chap. 21, Elsevier.
- Hall, R. E. (2010).** Why Does the Economy Fall to Pieces after a Financial Crisis? *Journal of Economic Perspectives*, 24(4), 3–20.
- Hong, H., Kubik, J. D. & Stein, J. C. (2004).** Social Interaction and Stock Market Participation. *The Journal of Finance*, 59(1), 137–163.
- Hudomiet, P., Kézdi, G. & Willis, R. J. (2011).** Stock Market Crash and Expectations of American Households. *Journal of Applied Econometrics*, 26(3), 393–415.
- Jouini, E., Benmansour, S. & Napp, C. (2006).** Is there a “pessimistic” bias in individual beliefs? Evidence from a simple survey. *Theory and Decision*, 61(4), 345–362.
- Kahneman, D., (2012).** *Thinking, Fast and Slow*. Farrar, Straus & Giroux.
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979).** Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263–291.
- King, M. & Leape, J. (1998).** Wealth and Portfolio Composition: Theory and Evidence. *Journal of Public Economy*, 69(2), 155–193.
- Lusardi, A. (Ed.) (2009).** *Overcoming The Saving Slump: How to Increase the Effectiveness of Financial Education and Saving Programs*. Chicago: University of Chicago Press.
- Lusardi, A. & Mitchell, O. (2014).** The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of the Economic Literature*, 52 (1), 5–44.
- Malmendier, U. & Nagel, A. (2011).** Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking? *Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 373–416.
- Merton, R. C. (1971).** Optimal Consumption and Portfolio Rules in a Continuous Time Model. *Journal of Economic Theory*, 3(4), 373–413.
- Modigliani, F. (1986).** Life Cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations. *American Economic Review*, 76(3), 297–313.
- Necker, S. & Ziegelmeyer, M. (2016).** Household risk taking after the financial crisis. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 59, 141–160.
- Sahm, C. (2012).** How much does risk tolerance change? *Quarterly Journal of Finance*, 8(2), 141–160.
- Stigler, G. J. & Becker, G. S. (1977).** De Gustibus Non est Disputandum. *American Economic Review*, 67(2), 76–90.
- Stiglitz, J. E. (2011).** Rethinking Macroeconomics: What Went Wrong and How to Fix it. *Journal of the European Economic Association*, 9(4), 594–645.
- Tracol, K. (2016).** Le rôle des anticipations dans le comportement des épargnants. *Thèse EHESS*, Paris.
- Tversky, A. & Kahneman, D. (1974).** Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, 185(4157), 1124–1131.
- Van Rooij, M., Lusardi, A. & Alessie, R. (2011).** Financial Literacy and Stock Market Participation. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 449–472.
- Vissing-Jorgensen, A. (2003).** Perspectives on behavioral finance: does ‘irrationality’ disappear with wealth? Evidence from expectations and actions. In: Gertler & Rogoff (Eds), *NBER Macroeconomics Annual*, 139–194. Cambridge, MA: MIT Press. www.nber.org/chapters/c11443.pdf
- Weber, M., Weber, E. & Nosi, A. (2013).** Who Takes Risks When et Why: Determinants of Changes in Investor Risk Taking. *Review of Finance*, 17(3), 847–883.

