



HAL
open science

Préférences et croyances pendant le “ Grand confinement ” : les attitudes vis-à-vis du risque de l'épargnant

Luc Arrondel, Fabrice Etilé

► To cite this version:

Luc Arrondel, Fabrice Etilé. Préférences et croyances pendant le “ Grand confinement ” : les attitudes vis-à-vis du risque de l'épargnant. 2023. halshs-04075720

HAL Id: halshs-04075720

<https://shs.hal.science/halshs-04075720>

Preprint submitted on 20 Apr 2023

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

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



PARIS SCHOOL OF ECONOMICS
ECOLE D'ECONOMIE DE PARIS

WORKING PAPER N° 2023 – 16

Préférences et croyances pendant le « Grand confinement » : les attitudes vis-à-vis du risque de l'épargnant

Luc Arrondel
Fabrice Etilé

JEL Codes: J12, D63, D31, D12.

Keywords: Préférence de l'épargnant, Aversion au risque, Choc, Demande d'actions

anr®
agence nationale
de la recherche
AU SERVICE DE LA SCIENCE





ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS

**Préférences et croyances pendant le
« Grand confinement » :
les attitudes vis-à-vis du risque de l'épargnant**

L. Arrondel (CNRS-PSE)

et

F. Etilé (INRAE-PSE)

Mars 2023

Remerciements :

Cette recherche a bénéficié du soutien de l'axe « Économie publique et redistribution » du Cepremap. L'Institut Europlace de Finance (EIF) a également soutenu financièrement ce travail. Nous remercions également les participants à la 11ème École thématique CNRS : Évaluation des politiques publiques à Aussois (14-18 mars 2022), en particulier P. Petit, F. Langot et O. Lharidon. Les remarques de deux rapporteurs de la revue ont permis de grandement améliorer le texte.

Résumé :

La psyché des individus est-elle susceptible de changer pendant les « crises » ? Ou inversement, pour paraphraser Stigler et Becker (1977), les préférences individuelles sont-elles « solides comme un roc », en d'autres termes, stables temporellement ? Même si théoriquement, les économistes privilégient la stabilité des préférences à l'instabilité, savoir si des « chocs », qu'ils soient démographiques, sanitaires, naturels, conflictuels ou économiques, sont susceptibles de modifier les paramètres de goût des individus et en conséquence leurs comportements, est une question importante en matière de politique publique.

De nombreux travaux empiriques cherchent aujourd'hui à tester si les préférences évoluent ou non dans le temps, ou encore si elles sont durablement modifiées par des événements de la vie ou des chocs structurels auxquels sont confrontés les individus. Les conclusions dépendent de l'origine des chocs, de la méthodologie adoptée pour mesurer les préférences et de la nature des questions posées. Le choc de la pandémie du Covid-19 de 2020 est une nouvelle opportunité pour étudier cette question de la stabilité des goûts. Il existe déjà de nombreuses études qui ont analysé l'impact de la crise du Covid sur les épargnants mais qui n'aboutissent à aucun consensus sur le sens de l'impact de la crise sanitaire sur les préférences.

Pour la France, les traitements statistiques réalisés ici à partir de l'enquête Pat€r 2020 montrent plutôt une stabilité des préférences vis-à-vis du risque : le « grand confinement » n'aurait ainsi eu que peu d'impact sur les préférences de l'épargnant.

Abstract :**Preferences and beliefs during the « Great Confinement »: the saver's attitudes towards risk**

Is the psyche of individuals susceptible to change during "crises"? Or conversely, to paraphrase Stigler and Becker (1977), are individual preferences "rock solid," in other words, stable over time? Even if, theoretically, economists favor preference stability over instability, knowing whether "shocks," whether demographic, health, natural, conflict or economic, are likely to modify the parameters of individuals' tastes and, consequently, their behavior, is an important question for public policy.

Many empirical studies now seek to test whether or not preferences change over time, or whether they are durably modified by life events or structural shocks faced by individuals. The conclusions depend on the origin of the shocks, the methodology adopted to measure preferences and the nature of the questions asked. The 2020 Covid-19 pandemic shock is a new opportunity to study this question of taste stability. There are already many studies that have analyzed the impact of the Covid crisis on savers, but they do not reach a consensus on the meaning of the impact of the health crisis on preferences.

For France, the statistical treatments carried out here on the basis of the Pat€r 2020 survey show a stability of risk preferences: the "great containment" would thus have had little impact on savers' preferences.

Codes JEL / JEL codes : J12, D63, D31, D12

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

L'analyse économique « standard » postule généralement que les préférences d'un individu sont *données*. Lorsqu'ils étudient les choix d'un consommateur qui achète différentes quantités d'un certain bien à différents moments du temps, les économistes supposent que la contrainte budgétaire varie en fonction de l'évolution des prix ou des revenus, mais affirment la plupart du temps que les préférences sont *stationnaires*. Cette hypothèse de *stabilité* des préférences permet alors d'identifier sans ambiguïté les effets des prix et du revenu sur les choix individuels ; la relâcher revient à admettre que l'analyse en statique comparative n'est alors qu'un test conjoint de l'effet des variations de l'environnement et des préférences.

La référence incontournable de ce postulat conceptuel de stationnarité des préférences est indubitablement le célèbre article de Stigler et Becker (1977) dont le message est déjà dans le titre : « *De gustibus non est disputandum* ». Selon eux (p. 89), les changements de comportement peuvent et doivent être expliqués par des changements dans les prix, les incitations ou les contraintes, sans avoir besoin d'envisager des variations des préférences « avec le degré infini de liberté » que cela implique. Ce message rejoignait celui de Samuelson qui, dans son article de 1937 sur les fondements de l'utilité escomptée supposait, que « les goûts conservent une certaine invariance pendant toute la période considérée » : la cohérence temporelle implique que la préférence pour le présent de l'individu ne dépend pas de son horizon décisionnel. Stigler et Becker s'opposent ainsi à une modélisation des préférences qui changeraient en fonction de facteurs tels que la consommation de biens « addictifs », l'influence des coutumes et des traditions, de la mode et de la publicité. Ils s'inscrivent donc en faux contre les analyses d'A. Marshall (1923, p. 94) sur la consommation « addictive » de musique (« *Il n'y a donc pas d'exception à la loi selon laquelle plus un homme entend de la bonne musique, plus son goût pour celle-ci est susceptible de se renforcer*»), du rôle des coutumes et des habitudes sur les actions évoqué par J.S. Mill (1872, p. 484 : « *Elles [les actions] sont également très influencés par les maximes et les traditions qui leur ont été transmises par d'autres souverains, leurs prédécesseurs* ») ou encore de l'influence de la publicité chez K. Galbraith (1958, p. 155 : « *...car leur fonction centrale [des agences de publicité] est de créer des désirs...* »)¹.

Pourtant, vingt ans après, Becker (avec Mulligan, 1997) modélisera une préférence pour le présent, rationnelle et endogène qui fait intervenir « le temps et l'énergie consacrés à imaginer ou à anticiper le futur et à résister à la pression des plaisirs courants », et les efforts d'apprentissage, d'éducation ou d'information, dans lesquels les parents pourraient jouer un rôle formateur essentiel. Cette idée d'endogénéité des goûts a été reprise récemment dans les cas des préférences « environnementales et climatiques » sensées dépendre des comportements de son réseau social : l'effet d'une taxe carbone serait de ce fait renforcée par les changements de consommation dans son réseau et de l'interdépendance des préférences (Mattauch *et al.*, 2022).

Plus largement, en dehors de ces facteurs structurels qui sont susceptibles d'altérer la stabilité des préférences dans le temps (mis à part un effet d'âge), la question de savoir si des « chocs » importants, qu'ils soient sanitaires, naturels, conflictuels ou économiques, peuvent aussi modifier les paramètres de goût des individus et en conséquence leurs comportements, est une question importante en matière de politique publique notamment en matière de prévisions : la psyché des individus est-elle susceptible de changer pendant les « crises » ? Ou inversement, pour paraphraser Stigler et Becker (1977), les préférences individuelles sont-elles « solides comme un roc », en d'autres termes, stables temporellement ?

Dans cet article, plutôt que les arguments conceptuels en faveur de la stabilité des préférences de Stigler et Becker (1977), nous considérerons cette stationnarité davantage comme une question empirique qu'un critère de réfutabilité de la théorie au sens de Popper. Nous nous concentrerons

¹. Les citations sont reprises de l'article de Stigler et Becker (1977). Il existe une littérature plus récente qui envisage le rôle des habitudes sur les décisions individuelles notamment en matière de risque (Sunderasan, 1989 ; Constantinides, 1990 ; Campbell et Cochrane, 1999) : cet argument s'appuie sur une fonction d'utilité qui présente une non-séparabilité temporelle où les habitudes de consommation passées affectent les consommations futures.

sur un des paramètres essentiels des goûts des individus : l'attitude face au risque. La littérature empirique concernant l'impact de chocs exogènes sur les préférences face au risque est déjà relativement abondante (Schildberg-Horisch, 2018) et s'est récemment beaucoup nourrie des études sur l'impact de la pandémie du Covid-19 (Drichoutis et Nayga Jr, 2022). Notre étude empirique sera basée sur les différentes vagues du Panel Pat€r (Arrondel et Masson, 2017), et notamment sur les données de la dernière enquête menée pendant le confinement dû à la crise sanitaire du Covid-19.

Les domaines d'applications de l'analyse des choix en univers risqué sont nombreux : marché du travail, décision en matière de santé, comportements addictifs, arbitrage intertemporel consommation-épargne, investissement... A titre d'illustration, nous nous intéresserons ici à une des facettes des comportements de l'épargnant face au risque : les choix de portefeuille et notamment la demande d'actifs risqués. Les différentes crises des années 2000 (« Grande récession » de 2008, crise des dettes souveraines de 2011, crise sanitaire de 2020) nous permettront de mesurer l'impact des chocs sur les différentes dimensions expliquant les décisions d'investissement des ménages (ressources, préférences, anticipations). Même si l'enquête utilisée interroge les ménages trop tôt pour mesurer l'impact réel de la crise sanitaire sur les choix d'épargne, cette analyse des portefeuilles permet de s'interroger sur l'orientation que prendra le surplus d'épargne de la période du confinement estimé à environ 150 milliards d'euros par la Banque de France fruit bien évidemment d'une épargne forcée mais aussi d'une épargne de précaution.

I. Les concepts de stabilité temporelle

Deux concepts doivent être préalablement définis : la notion de stabilité temporelle et la méthode de mesure des préférences.

Stabilité des préférences : définition

Dans la théorie microéconomique, la *stabilité des préférences* est définie au niveau de l'individu par rapport à la stabilité de la distribution des préférences dans une population donnée. Il est alors possible de définir la stabilité temporelle des préférences vis-à-vis du risque de deux manières (Andersen *et al.*, 2008) : soit elle signifie que les individus présentent les mêmes attitudes face au risque au cours du temps (stabilité non conditionnelle), soit que ces attitudes sont une fonction stable d'états de la nature et d'opportunités qui changent temporellement (stabilité conditionnelle). La première définition implique qu'en l'absence d'erreur de mesure, on devrait observer les mêmes attitudes face au risque lorsqu'on évalue les préférences d'un individu à différents moments du temps. Dans la seconde, on admet que, même en supposant des préférences stationnaires, les choix de l'individu peuvent varier en fonction de divers états de la nature à condition qu'ils soient exogènes aux choix de l'agent : l'effet de l'âge en est un exemple puisque l'aversion au risque augmente sur le cycle de vie (Arrondel et Masson, 2014). Cette dernière hypothèse pose cependant des problèmes empiriques, la frontière séparant les préférences contingentes aux états de la nature mais stationnaires des préférences non stationnaires n'étant pas toujours clairement identifiée. Dans ce contexte, la question de la persistance des changements pose aussi question : des variations ponctuelles avec retour « à la normale », vont plutôt dans le sens de la stationnarité conditionnelle.

En psychologie, les « *traits* » de *personnalité* sont définis comme des modèles durables de comportement, de pensée et d'émotion qui sont relativement stables dans le temps mais différent d'un individu à l'autre (Roberts, 2009). Les traits de personnalité et les préférences économiques ont ceci en commun qu'ils constituent chacun un ensemble de caractéristiques individuelles supposées être des déterminants de la décision. Préférences et traits de personnalités ne sont

cependant pas totalement indépendants et parfois reliés entre-elles (Almlund *et al.*, 2011, Frey *et al.*, 2017).

La définition de la stabilité en psychologie est cependant moins restrictive qu'en économie. Les traits de personnalité sont considérés comme stables s'ils vérifient le critère de « *rank-order stability* » : cette stabilité implique simplement une cohérence temporelle dans le classement des individus selon un trait donné. Généralement mesurée par des corrélations dans le temps, elle signifie qu'un individu relativement plus averse au risque à un moment donné aura tendance à l'être plus ultérieurement. Le concept de « *Mean-level stability* » fait lui référence à la stabilité du niveau *moyen* d'un trait de personnalité dans le temps et non à une valeur de paramètre constante. Les psychologues de la personnalité admettent l'existence de variations temporelles d'un trait au niveau individuel, variations pouvant s'expliquer par l'âge, de nouvelles expériences ou des chocs traumatiques (Schildberg-Horisch, 2018).

Les différentes mesures des préférences face au risque

Les mesures des attitudes vis-à-vis du risque se différencient tout d'abord selon le domaine de la vie considéré : finance, revenu, santé, sport... La question de savoir si les préférences face au risque sont générales ou spécifiques à un domaine particulier (« convergence validity ») est ancienne et alimente depuis longtemps les débats entre psychologie et économie (Mata *et al.*, 2018).

Certaines mesures ne s'intéressent donc qu'à un seul domaine, d'autres se veulent plus synthétiques, qu'elles concernent la vie de l'individu « en général » ou qu'elles résument les réponses apportées à une série de questions relatives à divers domaines, à l'instar de ce qui est fait dans les questionnaires psychologiques (Weber *et al.*, 2002). Ces dernières mesures supposent une homogénéité des attitudes face au risque dans les différents choix de l'existence, comme s'il existait une sorte de disposition comportementale générale à l'égard de situations aléatoires, plus ou moins indépendante du domaine de la vie envisagé : cette hypothèse admet l'absence de substitution entre les risques, ce qui peut être contestable.

Dans les enquêtes, la mesure de l'attitude à l'égard du risque la plus connue et la plus utilisée est celle initiée par Barsky *et al.* (1997). Elle est fondée sur des choix hypothétiques de *loteries* concernant le revenu permanent de l'individu. Ce dernier se voit offrir différents contrats de travail à la place de celui actuel, générant un revenu de cycle de vie R : par exemple, un contrat où il a une probabilité $1/2$ de doubler ce revenu et une probabilité $1/2$ de gagner seulement une fraction de ce revenu (λR ($\lambda < 1$)). Replacée dans le cadre standard de l'utilité espérée, cette loterie permet de mesurer précisément l'aversion relative au risque d'un individu : avec une fonction d'utilité isoélastique V d'élasticité γ , il préférera conserver son revenu R si et seulement si : $1/2V(2R) + 1/2V(\lambda R) \geq V(R)$. En faisant varier la valeur de λ , il est alors possible d'en déduire un intervalle pour l'aversion relative pour le risque γ : par exemple, si l'individu refuse le contrat pour $\lambda=2/3$ mais l'accepte pour $\lambda=4/5$, la valeur de γ se situe dans l'intervalle $[2 ; 3,76[$. Sahm (2012) utilise les données du HRS pour étudier les changements temporels de cette mesure sur la période 1992-2002. Les résultats révèlent des variations systématiques de la tolérance au risque au cours du temps en fonction de l'âge (effet négatif) et des évolutions macroéconomiques favorables (effet positif). Par contre, les autres changements dans les situations individuelles (chômage, divorce, maladies...) n'affectent pas la propension à prendre des risques. Par ailleurs, la plus large part de la variation transitoire dans les réponses à la loterie reste inexplicée. Les préférences individuelles vis-à-vis du risque apparaissent donc plutôt stables au cours de la période considérée.

Des *mesures expérimentales* sont de plus en plus utilisées parce qu'elles sont issues, comme précédemment, de choix de loteries relativement simples, la différence étant qu'elles sont réalisées selon un protocole et peuvent comporter de réelles incitations financières – « les conditions du direct ». Elles permettent aussi un meilleur contrôle des effets de « formulation » ou de contexte

(*framing effect*). Enfin, elles mesurent a priori un paramètre de préférence spécifique tiré directement de la théorie (aversion au risque proprement dite, aversion à la perte, aversion à l'ambiguïté, etc.). Les mesures expérimentales de l'aversion au risque sous forme de loteries rémunérées sont basées le plus souvent sur une procédure de type Holt et Laury (2002) : le choix entre un gain certain et une loterie risquée est répété en augmentant les enjeux de la loterie jusqu'à ce que les individus acceptent la loterie.

Enfin, d'autres mesures sont fondées sur des échelles auto-déclarées (*échelles de Likert*) où l'on demande aux individus d'évaluer leur propension à prendre des risques sur une échelle de 0 à 10. La méthode est relativement courante et facile à mettre en place dans les enquêtes. Ces échelles peuvent être posées « en général » ou concerner des domaines spécifiques de la vie : la santé, le sport et les loisirs, les domaines professionnel ou financier, etc. Purement subjectives, elles mesurent une attitude indifférenciée à l'égard du risque.

Les limites de ces mesures usuelles pour tester la stabilité des préférences

Ces mesures présentent cependant des défauts importants (Arrondel et Masson, 2014). Les loteries sur les choix professionnels souffrent d'un manque de constance dans le temps, les réponses fournies par un même individu étant susceptibles de beaucoup varier, et de manière incohérente, d'une enquête à l'autre ; 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 davantage de culture financière. Les échelles de Likert présentent quant à elles des biais d'ancrage bien connus (autour de la valeur centrale) ; elles sont également instables d'une enquête à l'autre, mais à un degré moindre que les choix de loterie des protocoles expérimentaux.

Compte tenu de la variabilité des conclusions relatives à la stationnarité des préférences, la question de la pertinence des mesures adoptées se pose : les biais évidents dont souffrent ces « proxy » font que leurs résultats pourraient ne pas être robustes, ceux-ci pouvant être imputables à des variations parasites de l'exposition au risque ou des anticipations. Comme nous le verrons, ils ne permettent pas de conclure définitivement quant à la stationnarité ou non des préférences.

II. Les préférences vis-à-vis du risque sont-elles stables ?

Bien avant la crise sanitaire, de nombreux travaux empiriques ont cherché à tester si les préférences évoluaient ou non dans le temps, ou encore si elles étaient 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 étaient confrontés les individus.

État de l'art

Chuang et Schechter (2015) recensent les études sur la stabilité des préférences concernant l'aversion au risque (19 études), la préférence pour le présent (huit études) et les préférences sociales (quatre études). En ce qui concerne les préférences face au risque, le bilan est contrasté. Les mesures expérimentales montrent une certaine stabilité temporelle (mesurée par le coefficient de corrélation). Les conclusions concernant l'impact des chocs économiques, des catastrophes naturelles et des conflits sont beaucoup moins claires : pas d'effets du chômage, de l'état de santé ou des changements familiaux ; une diminution de la tolérance au risque après des chocs économiques, notamment la « grande dépression » de 2008 ; une augmentation de l'aversion au risque ou pas d'effets après des catastrophes naturelles (tremblements de terre, inondations,

ouragans, tsunamis) et les famines ; une augmentation ou une diminution de la tolérance au risque après les conflits (guerres, violence politique) !

Schildberg-Hörisch (2018) aboutit au même constat. Les conclusions sur la stabilité temporelle des préférences face au risque dépendent de l'origine des chocs, de la méthodologie adoptée pour mesurer les préférences (expérience, enquête) et de la nature des questions posées (loterie, échelle, score...) : elles peuvent tout aussi bien augmenter, diminuer ou rester stable.

De quelques chocs : « Grande dépression », « Grande récession », « Guerre en Afghanistan », « Tremblement de terre au Japon »...

Pour expliquer l'excès de prudence dans les choix de portefeuille des ménages depuis la crise de 2008 (en France, la demande d'actions a ainsi baissé de 50%), de nombreux observateurs avancent le fait que l'aversion au risque aurait augmenté pendant la « Grande récession ». Cet effet fait écho aux expériences menées en neuro-économie qui montrent que les « émotions » négatives peuvent accroître l'aversion au risque (Kuhnen et Knutson, 2005, 2011 ; Knutson *et al.*, 2008) : un choc négatif, par exemple la « peur », serait susceptible d'expliquer une diminution de la tolérance au risque pendant la crise et donc une décroissance de la demande d'actifs risqués des ménages. Guiso *et al.* (2018) exploitent 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, 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 résultat. 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.

Pour tester la stabilité des préférences, Chanel *et al.* (2022) utilisent une enquête réalisée auprès de soldats danois déployés en Afghanistan en 2011. Au niveau agrégé, les résultats montrent des préférences stables avant et après la mission. Les auteurs trouvent des erreurs de prévision affectives (A.F.E. : différence entre l'émotion anticipée et l'émotion réellement ressentie) positives pour les trois émotions étudiées (peur, anxiété et excitation), les émotions anticipées étant plus fortes que celles réellement ressenties. Les A.F.E. positives concernant la peur augmentent significativement la tolérance au risque. Par contre, l'émotion immédiate ou le traumatisme n'ont aucun impact sur ces préférences.

Une des questions importantes sous-jacente à ces travaux concerne la persistance de ces effets. Sont-ils conjoncturels ou permanents ? Hanaoka, Shigeoka et Watanabe (2018) cherchent à savoir si les préférences des japonais en matière de risque ont changé après avoir subi le tremblement de terre de 2011 dans le Grand Est du Japon. Ils ont constaté que les hommes étaient devenus plus tolérants au risque un an après la catastrophe et que ces effets étaient persistants cinq ans plus tard. Par contre, il n'y avait aucun effet à court ou à moyen terme pour les femmes.

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. Sur la période 1960-2007, ils montrent que les américains 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. 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.

Le choc sanitaire du Covid-19

La pandémie du Covid-19 est une opportunité pour étudier cette question de la stabilité des goûts. Si l'on se réfère à la littérature, les préférences des individus sont susceptibles d'être affectées par deux chocs de nature différente : le choc sanitaire et le choc économique qui a suivi. La littérature sur cette question est déjà très abondante (Drichoutis et Nayga Jr, 2022 et Tableau 1).

Le tableau 1 recense dix-neuf études sur le sujet depuis 2020 qui correspondent à vingt et une mesures d'attitudes face au risque. Si l'on fait le bilan de la question qui nous intéresse, à savoir la stabilité des préférences face au risque, force est de constater qu'il est encore là, difficile de se faire une idée claire : sept mesures permettent de conclure à une diminution de l'aversion au risque après le Covid, quatre trouvent des préférences stables et dix obtiennent une moindre tolérance. Comme dans les études citées précédemment, les conclusions dépendent du support des études (expérience, enquête...) et surtout des mesures et des domaines utilisées pour approcher les préférences individuelles.

A ce titre, deux études méritent d'être regardées plus précisément. Zhang et Palma (2022) envisagent quatre mesures des préférences face au risque. Le « *Balloon Analogue Risk Task* » (test de BART) qui consiste à gonfler virtuellement un ballon en échange d'une rémunération croissante du nombre de gonflages s'il n'explose pas ; le choix d'un jeu plus ou moins risqué (loteries) ; des échelles d'auto-évaluation (« *Domain-Specific Risk Taking* ») dans cinq domaines (finance, santé, loisirs, éthique, relations sociales) ; un score qualitatif (« *Sensation Seeking Scale* ») construit à partir d'une quarantaine de questions couvrant quatre domaines de la vie (sports, loisirs et style de vie, relations sociales et sexuelles, sensibilité à l'ennui). L'expérience a été menée sur une plateforme en ligne (*MTurk*) aux États-Unis où les individus répondent aux questions moyennant rémunération. Quatre vagues ont été réalisées, la première avant la déclaration de l'état d'urgence sanitaire (déclaré le 13 mars 2020 par le président Trump), les trois autres après. Au final, 331 individus ont répondu aux différentes vagues. Les résultats quant à la stabilité des préférences diffèrent entre les mesures mais également entre les hommes et les femmes. Les hommes deviennent plus averses au risque d'après le test BART, les femmes moins tolérantes au risque avec les échelles et le score. Par contre, la préférence pour le risque des hommes et des femmes est stable quand elle est mesurée à partir de loteries. Ces conclusions vont donc plutôt dans le sens d'un comportement face au risque spécifique au domaine concerné et remettent en cause les études de la stabilité reposant sur une seule mesure de préférence. Ce constat est également vérifié dans le cas de l'étude de Adema *et al.* (2022) portant sur environ 600 étudiants dans une enquête en panel sur plusieurs pays (République tchèque, Inde, Mexique, Espagne) : la propension à vouloir prendre des risques, mesurée par une échelle autoévaluée diminue pendant la pandémie du Covid mais augmente si elle est approchée par des loteries.

Tableau 1
Littérature sur les attitudes vis-à-vis du risque pendant la pandémie du Covid-19

| | <i>Article</i> | <i>Données</i> | <i>Stratégie</i> | <i>Résultats</i> |
|---|---|---|---|---|
| 1 | Goossens et Knoef (2020) | Expérience avec incitations monétaire sur un Panel représentatif aux Pays-Bas (LISS) en Mars 2020 (environ 2 000 observations) | Aversion au risque mesurée par la méthode « Convex Time Budget » (CTB). | Diminution de l'aversion au risque. |
| 2 | Ideka et al. (2020) | Enquête au Japon auprès d'environ 4 000 individus pour chacune des cinq vagues | Choix de prime d'assurance | Diminution de l'aversion au risque (de perte). |
| 3 | Angrisani et al. (2020) | Jeu répété sur environ 100 étudiants et traders avant et après la pandémie au Royaume-Uni (Londres) | « Bomb Risk Elicitation Task » (BRET) | Stabilité des préférences face au risque |
| 4 | Bu et al. (2020) | Enquête en ligne avec incitations monétaires avant (décembre 2019) et après le confinement (de février à mars 2020) auprès d'environ 250 étudiants en Chine (Wuhan). | Aversion au risque mesurée par une échelle de Likert . | Augmentation de l'aversion au risque. |
| 5 | Shachat, Walker et Wei (2021) | Expériences pré-épidémique (mai 2019) et de cinq vagues réalisées pendant le confinement strict de Wuhan (Chine) sur une population d'étudiants (206 individus). | Aversion au risque mesurée par des loteries avec incitations monétaires (sur les pertes et les gains). | Diminution de l'aversion au risque. |
| 6 | Lohmann et al. (2021) | Panel (2019, et Mars 2020) d'environ 800 étudiants en Chine (Pékin) | Aversion au risque mesurée par des loteries avec incitations monétaires et des jeux d'investissement. | Stabilité des préférences face au risque |
| 7 | Müller et Rau (2021) | Enquête en Allemagne sur 197 individus en mars 2020. | Aversion au risque mesurée par une échelle de Likert | Corrélation positive entre peur du Covid et aversion au risque |
| 8 | Harrs, Müller et Rockenbach (2021) | Expérience en ligne (Mai 2020) en Allemagne sur 423 sujets. | Aversion au risque mesurée par des loteries avec incitations monétaires. | Corrélation positive entre confrontation à des discours pessimistes sur le covid-19 et aversion au risque. |
| 9 | Bogliacino et al. (2021) | Enquête longitudinale multi-pays : Italie (N = 1652), Espagne (N = 1660) et Royaume-Uni (N = 1578). | Aversion au risque mesurée par des loteries . | Les chocs dus à la pandémie (marché du travail, santé, stress, psychologique) impliquent une diminution de l'aversion au risque. |

| | | | | |
|--------------|---|---|--|--|
| 10 | Goossens et Knoef (2022) | Expérience avec incitations monétaire sur un Panel représentatif aux Pays-Bas (LISS) en Mars 2020 et décembre (environ 2 500 observations) | Aversion au risque mesurée par la méthode « Convex Time Budget » (CTB). | Augmentation de l'aversion au risque. |
| 11 | Gassmann et al. (2022) | Expérience sur environ 300 étudiants en France (Bourgogne) avant la pandémie (2019) et environ 200 étudiants pendant (deux vagues) et après le confinement (une vague) | Aversion au risque mesurée par des loteries avec incitations monétaires. | Diminution de l'aversion au risque. |
| 12 | Zhang et Palma (2022) | Utilisation de la plateforme <i>Amazon's Mechanical Turk</i> (Mturk) pour les réponses rémunérées de 331 individus aux États-Unis en février 2020 et trois autres vagues après la déclaration de l'état d'urgence. | Quatre mesures d'aversion au risque : Balloon Analogue Risk Task (BART) ; choix de loteries (GC) ; échelles de Likert (DOSPERT) dans cinq domaines (finance, santé, loisirs, éthique, relations sociales) ; scores qualitatifs construits à partir de quarante questions (Sensation Seeking Scale, SSS). | Augmentation de l'aversion au risque chez les hommes avec BART ; Augmentation de l'aversion au risque chez les femmes avec DOSPERT et SSS ; Stabilité des préférences face au risque avec les loteries (GC) |
| 13 | Li et al. (2020) | Expérience en ligne avant et après la pandémie sur environ 300 individus en Chine . | Aversion au risque mesurée par des loteries avec incitations monétaires. | Augmentation de l'aversion au risque. |
| 14 | Tsutsui et Tsutsui-Kimura (2022) | Enquête au Japon sur près de 4 500 personnes de mars à juin 2020. | Propension à payer pour une assurance contre les pertes. | Diminution de l'aversion au risque (de perte). |
| 15 | Boutin, Petifour et Megzari (2022) | Panel réalisé en janvier et en juin 2020 auprès d'environ 850 femmes travaillant dans le secteur informel au Burkina Faso . | Aversion au risque mesurée par des loteries . | Augmentation de l'aversion au risque sur les gains et une diminution sur les pertes. |
| 16 | Adema et al. (2022) | Enquête répétée (2019, 2020, 2021) dans quatre pays (République tchèque, Inde, Mexique, Espagne) sur environ 600 étudiants | Aversion au risque mesurée par des loteries avec incitations monétaires et une échelle de Likert . | Diminution de l'aversion au risque mesurée par la loterie mais augmentation avec l'échelle de Likert autoévaluée. |
| 17 | Drichoutis et Nayga (2022) | Enquêtes à Athènes (2017, 2019 et Mars 2020) sur une population d'environ 1 100 étudiants. | Aversion au risque mesurée par des loteries avec incitations monétaires. | Stabilité des préférences face au risque |
| 18 | Harrison et al. (2022) | Enquête en ligne comprenant cinq vagues entre mai et octobre 2019 et entre mai et octobre 2020 sur environ 600 étudiants aux États-Unis (Atlanta). | Aversion au risque mesurée par des loteries avec incitations monétaires. | Augmentation de l'aversion au risque. |
| Bilan | 21 tests | 7 diminutions | 4 stabilités | 10 augmentations |

III. Les préférences des Français sont-elles stables ?

Parmi toutes les études recensées dans le tableau 1, une seule concerne la France (Gassmann *et al.*, 2022) : 200 étudiants de l'Université de Bourgogne ont été interrogés avant et après la pandémie. Ce travail conclut à une diminution de l'aversion au risque pendant la crise sanitaire avec des préférences mesurées par des loteries. Nous nous proposons ici de compléter ce tableau francophone en tenant compte des critiques méthodologiques ou autres relatives à ces études empiriques : domaine abordé, choix de la mesure, population concernée, etc.

Le panel Pat€r : 2007-2020

Les données utilisées seront celles du Panel Pat€r (PATrimoine et préférences vis-à-vis du TEMps et du Risque) initiée en 2007 afin de compléter les enquêtes Patrimoine de l'INSEE sur des aspects plus subjectifs (préférences, anticipations, opinions). Les vagues du panel ont été construites à notre initiative et réalisées par l'institut Tns-Sofres (Arrondel et Masson, 2014). Ces données uniques en France permettent de suivre les épargnants au cours d'une période relativement longue d'une quinzaine d'années.

Cinq enquêtes sont aujourd'hui disponibles : 2007, 2009, 2011, 2014 et 2020 pour lesquelles entre trois et quatre mille personnes ont été interrogées (*cf.* Tableau 2). La dernière vague a été réalisée durant le confinement de mars 2020. La forte dimension de panel et le calendrier des différents vagues permettent de couvrir une période de fortes instabilités économiques, notamment celles de la « grande récession » et celles du « grand confinement » : chute de *Lehman Brothers* en septembre 2008, crise des dettes souveraines en août 2011, crise sanitaire en mars 2020.

Tableau 2 : Le Panel Pat€r

| | TNS-Sofres 2007 | TNS-Sofres 2009 | TNS-Sofres 2011 | TNS-Sofres 2014 | TNS-Sofres 2020 |
|--------------------------|-----------------|----------------------------------|---------------------------------------|---|--|
| Date | Mai | Juin | Novembre | Décembre | Avril |
| Caractéristique du Panel | | | Panel 2007-2009-2011 (1087 panelisés) | Panel 2007-2009-2011-2014 (807 panelisés) | Panel 2007-2009-2011-2014-2020 (371 panelisés) |
| | | Panel 2007-2009 (2234 panelisés) | Panel 2009-2011 (1970 panelisés) | Panel 2011-2014 (2204 panelisés) | Panel 2014-2020 (1465 panelisés) |
| Nombre d'observations | 3 825 | 3 782 | 3 616 | 3 670 | 3 183 |

Source : Panel Pat€r, vagues de 2007 à 2020.

Au-delà de l'information recueillie habituellement dans les enquêtes patrimoniales de l'Insee, les enquêtes Pat€r comportent un ensemble de questions qualitatives et subjectives visant à mesurer, par différentes méthodes, les préférences des individus en matière d'épargne, ainsi que leurs anticipations concernant leurs ressources futures. Il est alors possible de comparer différentes méthodes pour mesurer les préférences, celles usuelles (loterie à la Barsky et échelle de *Likert*) mais aussi une mesure plus originale de scoring construite à partir d'un grand nombre de questions.

Une méthode originale de scoring

Pour remédier aux défauts des mesures traditionnelles exposés plus haut, nous proposons de les comparer avec une approche nouvelle pour évaluer les préférences des épargnants (Arrondel et Masson, 2014) : celle-ci est fondée sur une procédure de « scoring » agrégeant les réponses à un ensemble de questions diverses, concernant des choix de loteries, mais aussi des attitudes, opinions,

ou intentions dans différents domaines de la vie (santé, famille, professionnel, loisirs, consommation, retraite...).

Cette méthode de mesure des préférences individuelles consiste à élaborer un score pour « profiler » les individus suivant leur appétence pour le risque. 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 cinq vagues Patêr de 2007, 2009, 2011, 2014 et 2020.

Ce score synthétique et ordinal est calculé à partir de tout un ensemble 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... Nous avons volontairement exclu les questions concernant des choix financiers explicites puisque ce sont ces choix que nous cherchons à expliquer. Ces questions sont de différente nature : elles sont souvent concrètes ou relatives à la vie de tous les jours, questions de comportement, d'opinion ou d'intention auxquelles il est relativement facile de répondre ; d'autres concernent aussi bien les réactions à des scénarios fictifs que des choix de loterie plus abstraits. Ainsi, dans les scores utilisés dans cet article, une cinquantaine de questions ont été retenues pour mesurer les attitudes vis-à-vis du risque dont nous donnons des exemples ci-dessous. À partir de ces questions, l'objectif a été de construire pour chaque enquêté un indicateur relatif cohérent ou « score » de sa préférence ou son attitude vis-à-vis du risque. Le score se veut donc une mesure agrégée, qualitative et ordinale, supposée représentative des réponses fournies par l'enquêté à un ensemble de questions diverses.

Donnons quelques exemples de questions. On trouve aussi bien des cas anecdotiques, du genre : « Prenez-vous un parapluie lorsque la météo est incertaine », ou « Garez-vous votre véhicule en état d'infraction », que des choix de loteries (« placement plus ou moins risqué d'un gain »), ou encore des pratiques de consommation : « Avez-vous pratiqué ou pratiquez-vous des sports à risque ? » ou aussi bien des opinions : « Êtes-vous d'accord avec l'affirmation que le "mariage est une assurance" ? ». Certaines questions peuvent être sensibles au contexte : attentats, épidémie... Ainsi, la « peur du terrorisme » a fortement baissé entre 2014 et 2020 (28,5% vs. 16,8%) mais moins de Français adhèrent à la vaccination (vaccination non obligatoire et rappels systématique : 27,5% vs. 22,0%). Le score est donc susceptible d'évoluer au fil des enquêtes.

Aucune question prise isolément n'est en soi satisfaisante pour mesurer l'attitude vis-à-vis du risque. 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 à coder les réponses en quatre modalités : risquophile : -2 ou -1 ; neutre : 0 ; risquophobe : +1 ou +2; 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.

Le fait que cette méthode ait pu être reproduite à l'identique dans différentes vagues de Patêr nous a permis d'en tester la robustesse et d'en conclure que les scores se sont montrés supérieurs aux mesures traditionnelles sur un certain nombre de critères (Arrondel et Masson, 2014). Les scores présentent une cohérence statistique satisfaisante dans toutes les enquêtes et sont relativement homogène quant aux questions retenues d'une enquête à l'autre. Les corrélations temporelles individuelles des scores sont supérieures à celles des autres mesures (cohérence temporelle supérieure). L'accumulation et la composition du patrimoine des ménages sont mieux expliqués

par les scores que par les autres mesures. Enfin, ils passent avec succès les tests d'exogénéité pour expliquer les choix de portefeuilles, ce qui n'est pas le cas pour les autres mesures.

La stabilité dépend de la mesure !

Comme indiqué précédemment, la méthode la plus usitée dans les enquêtes est celle de Barsky *et al.* (1997) qui propose des choix concernant le revenu permanent, R , de l'individu. Le tableau 3 présente la distribution de différentes populations pour cette loterie : échantillon total représentatif de la population française pour chacune des vagues, échantillon cylindré sur l'ensemble de la période (2007-2020 : 371 individus) et échantillon panélisté sur les deux dernières vagues (2014-2020 : 1 465 individus).

Le tableau 3a montre que la population dans son ensemble semble, avec cette mesure, devenue plus averse au risque depuis la « grande récession » (plus de risquophobes). Il est également possible que le choc sanitaire ait accentué cette moindre appétence (moins de risquophiles). Lorsque l'on restreint la distribution aux seuls individus panélistés, que ce soit sur la période totale (Tableau 3b) ou sur celle du choc sanitaire (Tableau 3c), on observe le même phénomène. Comme l'aversion au risque augmente avec l'âge, nous avons vérifié ces effets en tenant compte du vieillissement des individus (régressions économétriques en panel du tableau 4). Les conclusions dépendent alors de la population envisagée. Sur la population totale (échantillon non cylindré), la hausse de l'aversion au risque après la chute de *Lehman Brothers* est confirmée ; cet effet se poursuit en 2011 et la crise sanitaire a accentué cette tendance de manière statistiquement significative. Par contre, pour les individus suivis depuis 2007, le seul effet semble celui du choc de 2008. L'échantillon étant relativement faible (371 individus), nous avons ré-estimé le modèle sur les individus présents en 2014 et 2020 : le choc sanitaire semble alors bien avoir eu un effet négatif sur l'appétence au risque mesurée par la loterie.

Tableau 3
Stabilité des préférences face au risque : Loterie

a) Population totale

| | Réjet du contrat A | | Acceptation du contrat A | |
|--|--------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | Réjet du contrat C | Acceptation du contrat C | Réjet du contrat B | Acceptation du contrat B |
| Aversion relative pour le risque : g | $3.76 < g$ | $2 < g < 3.76$ | $1 < g < 2$ | $g < 1$ |
| 2007 | 44,2 | 25,8 | 21,9 | 8,0 |
| 2009 | 52,8 | 22,4 | 18,1 | 6,7 |
| 2011 | 57,5 | 21,8 | 15,2 | 5,5 |
| 2014 | 54,1 | 22,5 | 17,3 | 6,1 |
| 2020 | 56,4 | 23,8 | 15,6 | 4,3 |

Source : PATER 2007, 2009, 2011, 2014 et 2020

b) Panel cylindré

| | Réjet du contrat A | | Acceptation du contrat A | |
|--|--------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | Réjet du contrat C | Acceptation du contrat C | Réjet du contrat B | Acceptation du contrat B |
| Aversion relative pour le risque : g | $3.76 < g$ | $2 < g < 3.76$ | $1 < g < 2$ | $g < 1$ |
| 2007 | 50.1 | 25.4 | 19.0 | 5.5 |
| 2009 | 60.6 | 20.7 | 13.5 | 5.2 |
| 2011 | 61.3 | 22.4 | 12.9 | 3.4 |
| 2014 | 57.2 | 24.7 | 12.4 | 5.8 |
| 2020 | 63.5 | 22.7 | 10.6 | 3.2 |

Source : Panel PATER 2007, 2009, 2011, 2014 et 2020 (N= 371)

c) *Panel 2014-2020*

| | 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 : g | $3.76 < \mathbf{g}$ | $2 < \mathbf{g} < 3.76$ | $1 < \mathbf{g} < 2$ | $\mathbf{g} < 1$ |
| 2014 | 56.9 | 21.8 | 15.9 | 5.4 |
| 2020 | 62.6 | 21.5 | 12.3 | 3.6 |

Source : Panel PATER 2014 et 2020 (N=1465)

Note : Libellé de la loterie

Supposons que vous ayez la possibilité de garantir vos revenus actuels (salaire, pension, épargne...) à vie. D'autres possibilités s'offrent à vous.

La première possibilité vous donne 50% de chances de doubler vos revenus et 50% de les voir diminuer d'un tiers. Acceptez-vous cette première possibilité ?

(Réponse=« oui ») : La première possibilité n'est plus disponible. On vous propose une deuxième possibilité qui vous donne 50% de chances de doubler vos revenus et 50% de les voir diminuer de moitié. Acceptez-vous cette deuxième possibilité ?

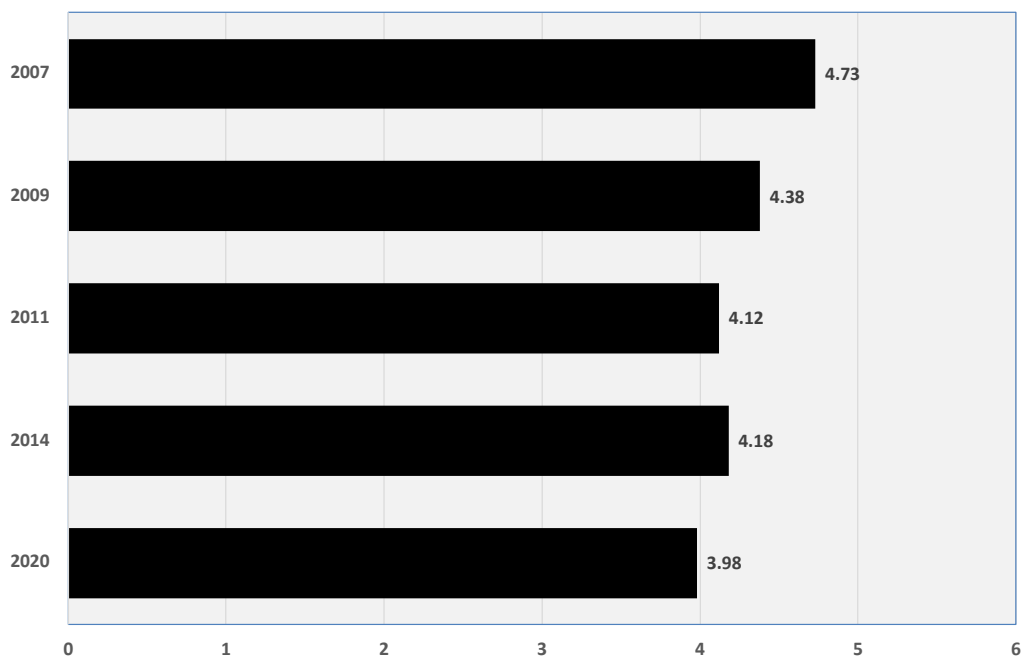
(Réponse=« non ») : Vous avez refusé la première possibilité. On vous propose une autre possibilité qui vous donne 50% de chances de doubler vos revenus et 50% de les voir diminuer de 20%. Acceptez-vous cette autre possibilité ?

Tableau 4**Stabilité des préférences face au risque (fixed effect) : Loterie (+ : aversé au risque)**

| Variables | Echantillon cylindré | | Echantillon total | | Echantillon 2014-2020 | |
|--------------|----------------------|--------|-------------------|--------|-----------------------|--------|
| | Coef. | t-stat | Coef. | t-stat | Coef. | t-stat |
| Age | 0.017 | 1.660 | 0.006 | 1.550 | 0.002 | 0.350 |
| Vague | | | | | | |
| 2007 | 0.000 | | 0.000 | | | |
| 2009 | 0.119 | 1.930 | 0.136 | 5.470 | | |
| 2011 | 0.116 | 1.600 | 0.209 | 6.680 | | |
| 2014 | 0.003 | 0.030 | 0.145 | 3.500 | 0.000 | |
| 2020 | 0.013 | 0.080 | 0.242 | 3.950 | 0.111 | 2.420 |
| Observations | 1732 | | 16592 | | 2712 | |
| Individus | 371 | | 9628 | | 1446 | |
| R2 | 0.001 | | 0.021 | | 0.014 | |

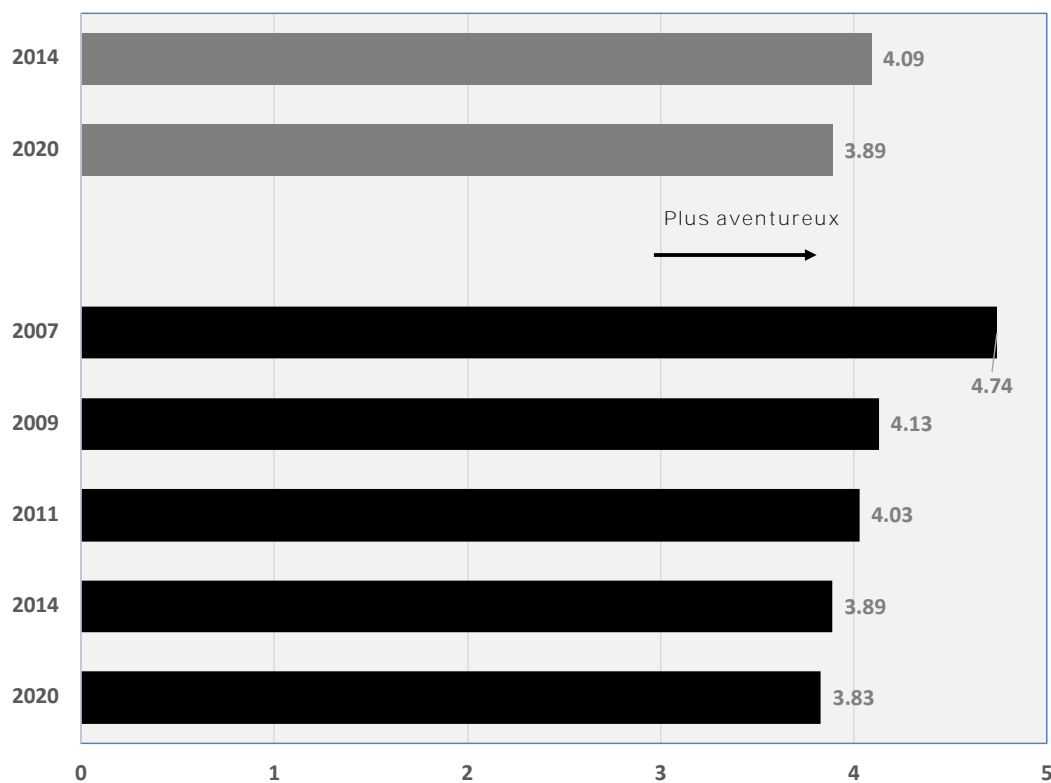
Le libellé de l'échelle de *likert* était le suivant : zéro concerne un individu « prudent, limitant au maximum les risques » et dix à une personne « qui aime prendre des risques, qui aime l'aventure et recherche la nouveauté et les défis ». Le tableau 4 indique les moyennes sur les différentes populations envisagées. Sur la population totale, on constate que les individus sont devenus globalement plus aversés au risque tout au long de la période : la crise de 2008 et celle de 2011 ont eu chacune un effet négatif et significatif sur la tolérance au risque (cf. Tableau 5). Cet effet négatif s'est atténué de manière significative en 2014 mais le choc négatif du Covid est insignifiant statistiquement (idem sur l'échantillon Panel 2014-2020). Sur l'échantillon cylindré, le seul choc négatif sur l'appétence pour le risque a été celui de la « grande récession » en 2008 (cf. Tableau 5).

Graphique 1
Stabilité des préférences face au risque : Échelle
a) Population totale



Source : PATER 2007, 2009, 2011, 2014 et 2020

b) Panels



Source : Panel PATER 2007, 2009, 2011, 2014 et 2020 (N=371) ; Panel PATER 2014 et 2020 (N=1465)

Tableau 5
Stabilité des préférences face au risque (*fixed effect*) : Échelle (+ : tolérant au risque)

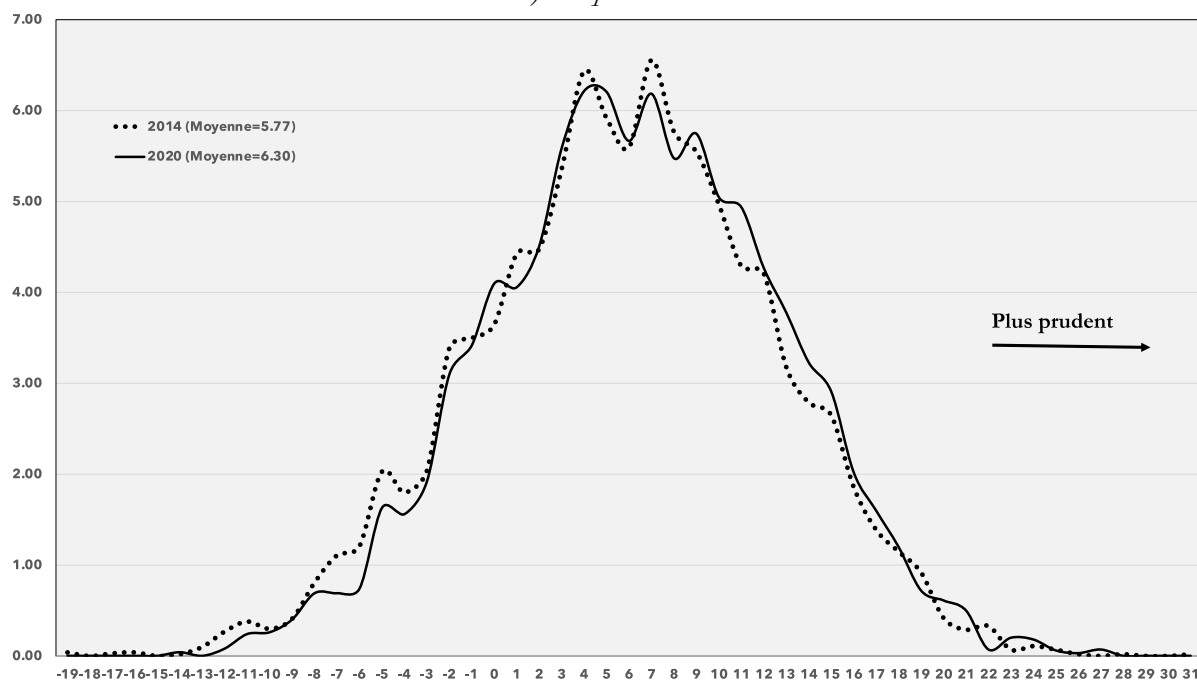
| Variables | Coef. | t-stat | Coef. | t-stat | Coef. | t-stat |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Age</i> | -0.010 | -0.430 | -0.013 | -1.700 | -0.030 | -2.140 |
| <i>Vague</i> | | | | | | |
| 2007 | 0.000 | | 0.000 | | | |
| 2009 | -0.598 | -4.330 | -0.372 | -6.950 | | |
| 2011 | -0.676 | -4.120 | -0.584 | -8.600 | | |
| 2014 | -0.768 | -3.400 | -0.423 | -4.690 | 0.000 | |
| 2020 | -0.781 | -2.320 | -0.568 | -4.250 | 0.025 | 0.240 |
| Observations | | 1821 | | 17536 | | 2855 |
| Individus | | 371 | | 9906 | | 1458 |
| R2 | | 0,001 | | 0,001 | | 0.001 |

Comme dans la plupart des études empiriques, les mesures traditionnelles de préférence face au risque aboutissent à des conclusions divergentes quant à l'effet du choc Covid : plutôt une augmentation de l'aversion au risque lorsqu'elle est mesurée par la loterie et une stagnation lorsqu'elle est approchée par une échelle. A ces mesures traditionnelles aux conclusions hétérogènes quant à la stabilité des préférences, nous préférons donc solliciter notre méthode de *scoring* (Graphique 2 et Tableau 6). Nous avons montré (Arrondel et Masson, 2014) que selon cette méthode, les attitudes vis-à-vis du risque étaient restées stables durant la « grande récession », entre 2007 et 2014 : la psyché des individus n'avait pas changé durant la crise (Arrondel et Masson, 2011). Nous nous intéressons ici plus spécifiquement à l'impact potentiel de la crise du Covid sur les préférences face au risque.

Le graphique 2 trace la distribution de la population selon l'attitude vis-à-vis du risque mesurée par la valeur du score, un score plus important indiquant moins d'appétence chez l'individu.

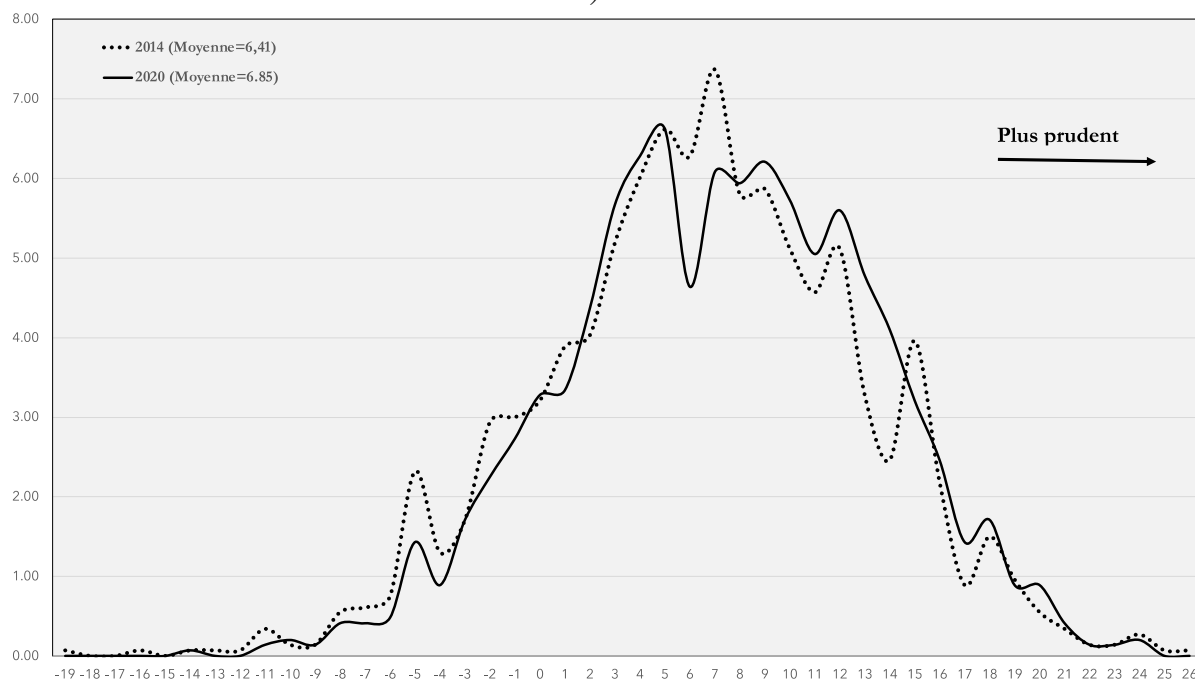
Graphique 2
Stabilité des préférences face au risque : Score

a) Population totale



Source : PATER 2014 et 2020

b) Panel



Source : Panel PATER 2014 et 2020 (N=1465)

Les histogrammes concernant les deux vagues (2014 et 2020) sont très proches l'un de l'autre, que ce soit pour la population totale (représentative) ou l'échantillon panélisé. Des tests de Kolmogorov-Smirnov permettent de vérifier que les distributions ne sont pas significativement différentes. Par ailleurs, la corrélation entre le score d'attitude vis-à-vis du risque mesuré en 2014 et celui mesuré en 2020 est de 0,66 pour les individus ayant été interrogés aux deux dates. Enfin, l'étude économétrique permet de tester la stabilité temporelle du score d'attitudes vis-à-vis du risque : comme pour les chocs économiques de 2008 et 2011, les préférences sont restées stables pendant la crise du Covid. Cette conclusion est valable statistiquement pour tous les échantillons envisagés (cf. Tableau 6). La crise du Covid ne semble donc pas avoir touché la psyché des individus, tout du moins en matière d'appétence au risque.

Tableau 6
Stabilité des préférences face au risque (*fixed effect*) : Score (+ : averse au risque)

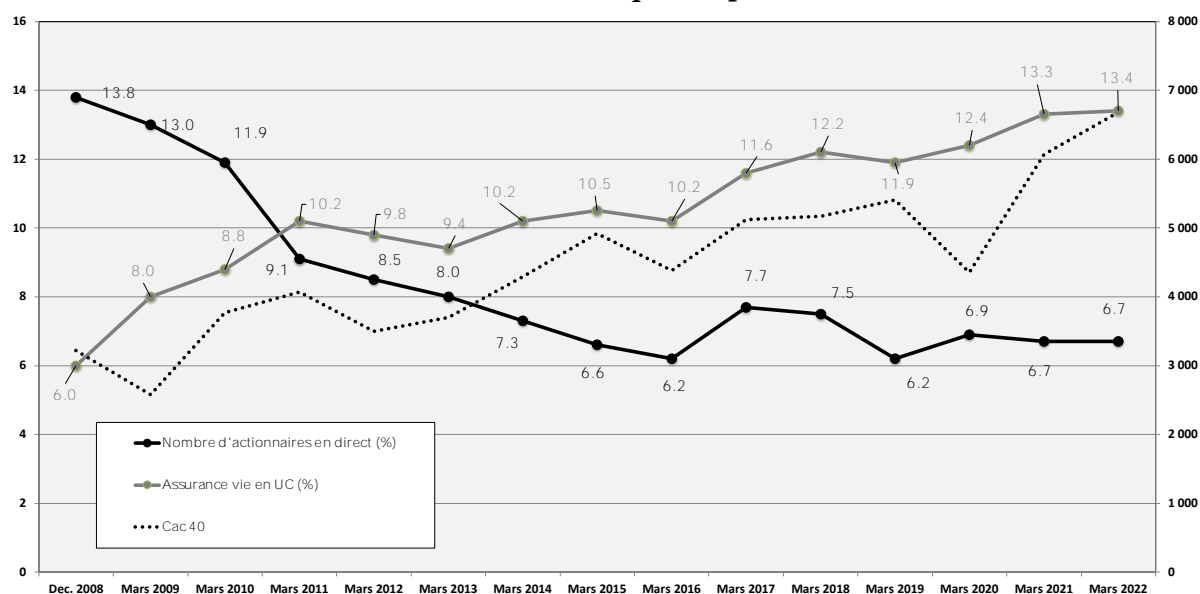
| Variables | Echantillon cylindré | | Echantillon total | | Echantillon 2014-2020 | |
|--------------|----------------------|--------|-------------------|--------|-----------------------|--------|
| | Coef. | t-stat | Coef. | t-stat | Coef. | t-stat |
| Age | 0.066 | 1.450 | 0.135 | 8.940 | 0.175 | 6.320 |
| Vague | | | | | | |
| 2007 | 0.000 | | 0.000 | | | |
| 2009 | 0.122 | 0.450 | -0,052 | -0.500 | | |
| 2011 | 0.273 | 0.850 | -0.221 | -1.680 | | |
| 2014 | 0.403 | 0.910 | -0.199 | -1,140 | 0.000 | |
| 2020 | 0.779 | 1.170 | -0.248 | -0.960 | -0.319 | -1.500 |
| Observations | 1855 | | 18078 | | 2930 | |
| Individus | 371 | | 10124 | | 1465 | |
| R2 | 0.048 | | 0.141 | | 0.088 | |

IV. La baisse de la demande d'actifs risqués depuis la crise de 2008 : plus une histoire de croyances que de préférences

Entre 2019 et 2021, le stock du patrimoine financier des ménages Français est passé de 5 781 Mds d'euros à 6 597 Mds d'euros (selon la Comptabilité Nationale), soit une augmentation de 14,1% en deux ans. Sur cette augmentation de 816 Mds d'euros, environ 146 Mds d'euros sont considérés comme un surplus d'épargne Covid (selon la Banque de France). Le taux d'épargne financière a doublé en 2020 et 2021, passant d'environ 5% du revenu disponible brut à environ 10%. Ce surplus d'épargne qui s'explique à la fois par de l'épargne forcée (confinement) et de précaution (risque sanitaire et économique) n'a pas concerné toutes les couches de la population mais a surtout été le fait des 20% les plus riches en revenu. Ce surplus d'épargne a surtout été investi dans des placements sans risque, la demande d'actifs risqués n'ayant pas été affecté.

C'est ce que l'on peut observer sur le graphique 3 qui dessine l'évolution du nombre d'actionnaires individuels et de détenteurs d'assurance-vie en unité de compte depuis la faillite de *Lehman Brothers* : la détention d'actions en direct a baissé de plus de 50% sur la période, cette baisse ayant néanmoins été en partie compensée par une croissance de la diffusion des contrats d'assurance-vie en unité de compte. Par contre, la crise sanitaire ne semble pas avoir affecté la demande d'actifs risqués. Globalement, on mesure que 24,2% des ménages Français détenaient des actifs risqués en 2004 alors qu'ils n'étaient plus que 20,0% en 2018 (Arrondel et Coffinet, 2021). Les différentes crises économiques ont donc affecté les épargnants français, moins enclins à prendre des risques dans leurs comportements financiers. Comment alors expliquer ce changement ?

Graphique 3
Demande d'actifs risqués depuis 2008



Source TNS-Sofres

Une double rationalité pour expliquer les choix de portefeuille

Les différentes crises ont semble-t-il rendu les épargnants plus précautionneux dans leurs comportements, les portant à privilégier les actifs sûrs au détriment des actifs risqués (Arrondel et Masson, 2017). Comment la théorie économique peut expliquer ce désintérêt ?

La théorie « standard de l'épargnant » (modèle de cycle de vie et choix de portefeuille) repose sur une double rationalité : comportementale tout d'abord où l'individu adopte un comportement optimal dépendant de ses préférences et de ses ressources ; rationalité de ses anticipations ensuite qui modélisent ses incertitudes futures. L'analyse des facteurs de changement des comportements pendant les crises constitue alors un « test » précieux des deux pierres angulaires de l'approche standard de l'épargnant : la stabilité temporelle des préférences et l'hypothèse d'anticipations rationnelles.

Ainsi, pour justifier des changements des comportements financiers sur la période 2007-2020, il est possible d'invoquer : une augmentation de l'aversion au risque ; des ressources réduites et/ou plus risquées ; des anticipations relatives aux caractéristiques techniques des actifs (rendements, volatilité) plus sombres. Nous avons montré dans la partie précédente que, selon nous, l'épargnant reste « stoïque » dans la tourmente, à savoir que ces préférences face au risque sont stables temporellement. Pour expliquer les changements de comportements sur le marché boursier, il faut donc plutôt se tourner vers les changements de son environnement économique et de ses croyances.

L'hétérogénéité des croyances

Dans les années 70, les économistes ont développé l'hypothèse de rationalité des anticipations selon laquelle les croyances des agents économiques représentent correctement les incertitudes futures : en moyenne, ils ne se trompent pas. Dans ce monde parfait, il n'y a que peu de place pour une hétérogénéité durable des croyances. Mais certains chercheurs remettent en cause ce modèle et se tournent vers la finance comportementale qui « autorise bien des transgressions salvatrices par rapport au vieux dogme » (Gollier, 2013) : « 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 [aigüe] », produit par une forte aversion à l'ambiguïté combinée à des anticipations de plus en plus sombres sur les prix boursiers. La littérature sur les réseaux d'informations fournit une autre analyse de la formation des anticipations (Arrondel *et al.*, 2022).

Pour évaluer l'hétérogénéité des anticipations, le mieux est encore de les mesurer dans les enquêtes comme le proposent Dominitz et Manski (2011) et tester leur impact sur les comportements patrimoniaux (Arrondel *et al.*, 2016).

Outre l'estimation des préférences, les vagues Pat€r 2007 à 2020 ont cherché à mesurer les anticipations des ménages concernant le rendement et le risque des actifs financiers sur le marché boursier. 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 rendements 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. On peut alors reconstituer la distribution de l'évolution des rendements anticipés par l'enquêté et en déduire l'espérance et la variance. Posées de manière identique en 2007, 2009, 2011, 2014 et 2020, ces questions permettent d'appréhender l'impact des crises sur les anticipations des *mêmes* épargnants, présents dans deux, trois, quatre, voire dans les cinq vagues.

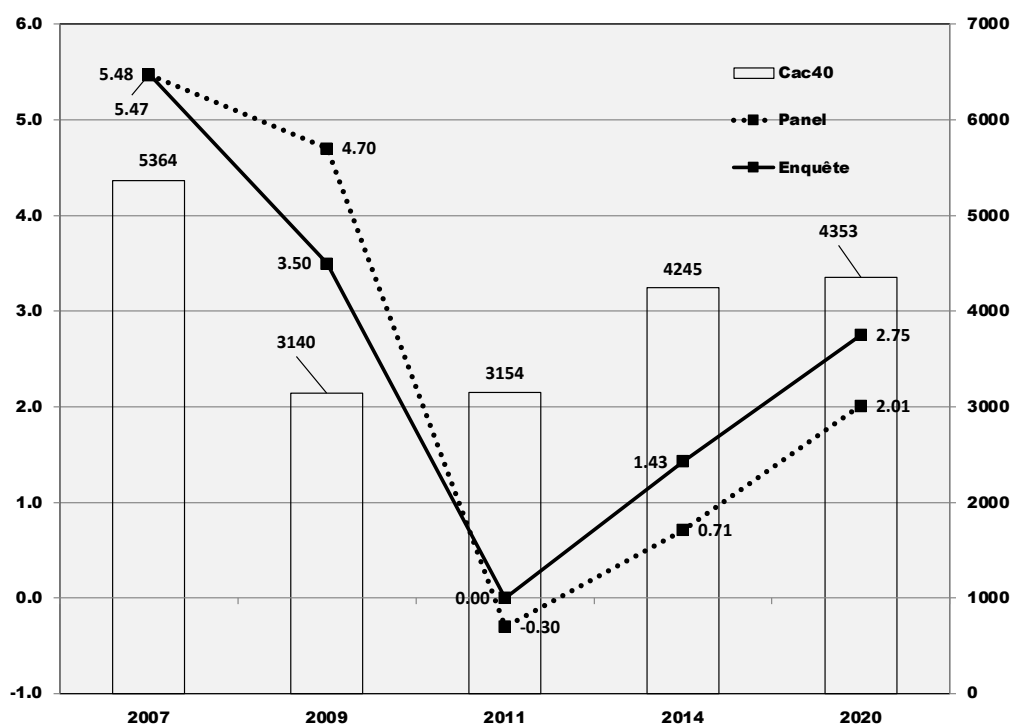
Le graphique 4 indique les valeurs obtenues pour le rendement moyen anticipé à cinq ans sur le marché boursier aux cinq dates, pour la population globale et l'échantillon cylindré. Nous avons également indiqué l'évolution du Cac40 sur la période. Environ un tiers des enquêtés anticipe une augmentation des rendements boursiers, un autre tiers une diminution, le dernier tiers regroupant

les individus prévoyant une stagnation ou ceux ne sachant pas trop comment la bourse va évoluer. Les anticipations apparaissent donc très hétérogènes.

Une première conclusion concerne la faiblesse des rendements anticipés, même en 2007. 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 2,75% en 2020 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 cinq vagues : environ 5,5% en 2007, 4,7% en 2009, -0,3% en 2011, 0,71% en 2014 et 2,0%.

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

Graphique 4
Anticipations à cinq ans sur le marché boursier et CAC40



Source : PATER 2007, 2009, 2011, 2014 et 2020

Une étude économétrique menée sur les vagues 2007 à 2014 de l'enquête Patêr confirme bien que la variation de la demande d'actions est expliquée en partie par la révision des anticipations concernant les rendements espérés des actions et aussi par les chocs sur les ressources courantes (niveau et risque), mais pas par les changements individuels de préférences (Arrondel et Masson, 2017). Les changements de comportements qui font suite aux différents chocs sont donc plus une histoire d'évolution des croyances et de ressources que de modifications de préférences.

V. Conclusion

Si le postulat conceptuel de stationnarité des préférences a été posé par Stigler et Becker (1977), la question demeure largement empirique. De nombreux travaux ont ainsi cherché à tester si les préférences vis-à-vis du risque et du temps ou sociales, évoluaient ou non dans le temps, ou encore si elles étaient durablement modifiées par des événements de la vie ou des chocs structurels. Les conclusions

dépendent de l'origine des chocs, de la méthodologie adoptée pour mesurer les préférences et de la nature des questions posées.

La pandémie du Covid-19 est une opportunité pour étudier cette question de la stabilité des goûts. Si l'on se réfère à la littérature, les préférences des individus sont susceptibles d'être affectées par deux chocs : le choc sanitaire et le choc économique qui a suivi. Il existe déjà de nombreuses études qui ont analysé l'impact de la crise du Covid sur les épargnants, notamment leurs attitudes vis-à-vis du risque mais qui n'aboutissent à aucun consensus sur le sens de l'impact de la crise sanitaire sur les préférences. Ces études concernent des impacts potentiels à court terme.

Pour la France, les traitements statistiques que nous avons réalisés à partir de l'enquête Pat€r 2020 réalisée pendant le confinement et en adoptant une méthodologie de mesure des préférences originale basée sur des scores qualitatifs et ordinaux, montrent plutôt une stabilité des attitudes vis-à-vis du risque : le « grand confinement » n'aurait donc eu que peu d'impact sur les préférences de l'épargnant à court terme.

Les comportements patrimoniaux récents, que ce soit le surplus d'épargne de précaution observé en 2020 ou encore la baisse de la demande d'actions depuis la « grande récession », sont davantage expliqués par une évolution des croyances qu'un changement de préférences.

Références

- J. Adema, T. Nikolka, P. Poutvaara et U. Sunde [2022] : *On the stability of risk preferences: Measurement matters*, **Economics Letters**, Vol. 210.
- M. Almlund, A. Duckworth, L., J. Heckman et T. Kautz [2011] : *Personality Psychology and Economics*, in E. Hanushek, S. Machin et L. Woessmann (ed.), **Handbook of the Economics of Education**, edition 1, volume 4, chapter 1, 1-181, Elsevier.
- S. Andersen, G. W. Harrison, M. I. Lau et E. E. Rutström [2008] : *Lost in State Space: are Preferences Stable?*, **International Economic Review**, 49(3), 1091–1112.
- M. Angrisani, M. Cipriani, A. Guarino, R. Kendall, et, J. Ortiz de Zarate Pina [2020] : *Risk Preferences at the Time of COVID-19 : An Experiment with Professional Traders and Students* », **CEPR Discussion Papers 15108**, C.E.P.R. Discussion Papers.
- L. Arrondel et J. Coffinet [2021] : *Preparing for the tax reform: the risky French households' portfolio in 2018*, (**halshs-03322577**).
- L. Arrondel et A. Masson : [2014] : *Mesurer les préférences des épargnants : comment et pourquoi (en temps de crise) ?*, **Économie et Statistique**, 467-468, 5-49.
- L. Arrondel et A. Masson [2017] : *Why does household demand for shares decline during the crisis ? The French case*, **Economics and Statistics**, 494-495-496, 155-178.
- L. Arrondel, J. Brun, L. Gautier, M. Larguem, A. Lemonnier, R. Mahieu et L. Soulat [2021] : *Caractérisation des intentions d'épargne induites par le premier confinement » une première exploitation de l'enquête PATÉR 2020*, **mimeo CdC**.
- L. Arrondel, H. Calvo Pardo et D. Tas, [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.
- L. Arrondel, H. Calvo Pardo, C. Giannitsarou et M. Haliassos [2022] : *Informative social interactions*, **Journal of Economic Behavior & Organization**, 203, 246-263,
- R. B. Barsky, M. Kimball, S. F.T Juster et M. D Shapiro [1997] : *Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Survey*, **Quarterly Journal of Economics** 112 (2), 537–580.
- G.S. Becker et C.S. Mulligan [1997] : *On the Endogenous Determination of Time Preference*, **Quarterly Journal of Economics**, 112 (3), p. 729-758.
- F. Bogliacino, C. Codagnone, F. Montealegre, F. Folkvord, C. Gómez, R. Charris [2021] : *Negative Shocks Predict Change in Cognitive Function and Preferences: Assessing the Negative Affect and Stress Hypothesis*, **Scientific Reports**, 11, 1–10. 10.1038/s41598-021-83089-0
- D. Boutin, L. Petifour et H. Megzari [2022] : *Instability of preferences due to Covid-19 Crisis and emotions: a natural experiment from urban Burkina Faso*, (**hal-03623601**).
- D. Bu, T. Hanspal, Y. Liao et Y. Liu [2020] : *Risk Taking During a Global Crisis: Evidence from Wuhan*, <https://ssrn.com/abstract=3559870>.
- O. Chanel, S. Vincent Lyk-Jensen et J. C. Vergnaud [2022] : *Does Affective Forecasting Error Induce Changes in Preferences? Lessons from Danish Soldiers Anticipating Combat in Afghanistan*, **Defence and Peace Economics**, DOI: 10.1080/10242694.2022.2037829
- Y. Chuang, et L. Schechter [2015] : *Stability of Experimental and Survey Measures of Risk, Time, and Social Preferences: A Review and Some New Results*, **Journal of Development Economics** 117, 151–70

- C. J. Y. Campbell et J. H. Cochrane [1999] : *By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior*, **Journal of Political Economy**, 107, 205–51.
- G. M. Constantinides [1990] : *Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle*, **Journal of Political Economy**, 98, 519–43.
- J. Dominitz, et C. Manski [2011] : *Measuring and Interpreting Expectations of Equity Returns*, **Journal of Applied Econometrics**, 26(3), 352–370.
- A. C. Drichoutis et R. M. Nayga [2022] : *On the Stability of Risk and Time Preferences amid the COVID-19 Pandemic*, **Experimental Economics**, 25(3), 759-794.
- L. G. Epstein et M. Schneider [2010] : *Ambiguity and asset markets*, **Annual Review of Financial Economics**, 2(1), 315–346.
- R. Frey, A. Pedroni, R. Mata, J. Rieskamp, et R. Hertwig [2017] : *Risk Preference Shares the Psychometric Structure of Major Psychological Traits*, **Science Advances** 3(10): e1701381.
- X. Gassmann, A. Malézieux, E. Spiegelman, et J.-C. Tisserand [2020] : *Preferences after Pandemics: Time and Risk in the Shadow of Covid-19*, WP Burgundy School of Business.
- C. Gollier [2013] : Édito. **Les cahiers Louis Bachelier**, 8, 1.
- J. Goossens, et M. Knoef [2020] : *Preferences, Disposition Effect and COVID-19*, **mimeo**.
- J. T.G. Goossens et M. Knoef [2022] : *COVID-19 Crisis: Do Extreme Events Affect Preferences and Trading Behavior?*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4109220>
- L. Guiso, P. Sapienza, et L. Zingales [2018] : *Time Varying Risk Aversion*, **Journal of Financial Economics**, 128(3), 403-421
- C. Hanaoka, H. Shigeoka, et Y. Watanabe [2018] : *Do Risk Preferences Change? Evidence from the Great East Japan Earthquake*, **American Economic Journal: Applied Economics**, 10(2), 298–330
- G.W. Harrison, A. Hofmeyr, H. Kincaid [2022] : *Subjective Beliefs and Economic Preferences during the COVID-19 Pandemic*, **Experimental Economics**, 25, 795–823.
- S. Harrs, L. Müller et B. Rockenbach [2021] : *How Optimistic and Pessimistic Narratives About COVID-19 Impact Economic Behavior*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3849035>
- C. A. Holt, et S. K. Laury [2002] : *Risk aversion and incentive effects*, **American Economic Review**, 92(5), 1644–1655.
- S. Ikeda, E. Yamamura et Y. Tsutsui [2020] : *COVID-19 Enhanced Diminishing Sensitivity in Prospect-Theory Risk Preferences: a Panel Analysis*, DP No. 1106, **The Institute of Social and Economic Research**, Osaka University.
- C. Kuhnen, et B. Knutson [2005] : *The Neural Basis of Financial Risk Taking*, **Neuron**, 47, 763-770.
- C. Kuhnen et B. Knutson [2011] : *The Influence of Affect on Beliefs, Preferences, and Financial Decisions*, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 46(3), 605-626.
- Z. Li, P.-H. Lin, S.-Y. Kong, D.Wang et J. Duffy [2021] : *Conducting Large, Repeated, Multi-game Economic Experiments using Mobile Platform*, **PLOS ONE**, 16(4), e0250668.
- P. Lohmann, E. Gsottbauer, J. You et A. Kontoleon, [2020] : *Social Preferences and Economic Decision Making in the Wake of COVID-19: Experimental Evidence from China*, <https://ssrn.com/abstract=3705264>.
- U. Malmendier, et S. Nagel. [2011] : *Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk Taking?*, **Quarterly Journal of Economics**, 126(1), 373–416.

- R. Mata, R. Frey, D. Richter, J. Schupp, et R. Hertwig [2018] : *Risk Preference: A View from Psychology*, **Journal of Economic Perspectives**, 32(2), 155-72.
- L. Mattauch, C. Hepburn, F. Spuler et N. Stern [2022] : *The Economics of Climate Change with Endogenous Preferences*, **Resource and Energy Economics**, 69, 101312.
- S. Müller et H. A. Rau [2021] : *Economic Preferences and Compliance in the Social Stress Test of the COVID-19 crisis*, **Journal of Public Economics**, 194.
- H. Schildberg-Hörisch [2018] : *Are Risk Preferences Stable?*, **Journal of Economic Perspectives**, 32(2), 135-54.
- C. Sahm [2012] : *How Much does Risk Tolerance Change?*, **Quarterly Journal of Finance**, 8(2), 141–160.
- J. Shachat, M. J. Walker et L. Wei, [2021] : *The Impact of an epidemic: experimental evidence on preference stability from wuhan*, **AEA Papers and Proceedings**, 111, 302–06.
- G. J. Stigler, et G. S. Becker [1977] : *De Gustibus Non Est Disputandum*, **American Economic Review**, 67(2), 76–90.
- B. W. Roberts [2009] : *Back to the Future: Personality and Assessment and Personality Development*, **Journal of Research in Personality**, 43(2), 137–45.
- S. M. Sundaresan [1989] : *Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth*, **Review of Financial Studies**, 2, 73–88.
- Y. Tsutsui et I. Tsutsui-Kimura [2022] : *How does risk preference change under the stress of COVID-19? Evidence from Japan*, **Journal of Risk and Uncertainty**, 64, 191–212.
- M. Weber, E. Weber et A. Nosi [2013] : *Who Takes Risks When et Why: Determinants of Changes in Investor Risk Taking*, **Review of Finance**, 17(3), 847–883.
- P. Zhang et M. A. Palma [202] : *Stability of Risk Preferences During COVID-19: Evidence From Four Measurements*, **Frontiers in Psychology**., doi: 10.3389/fpsyg.2021.702028.