

Les Français sont-ils prudents ? Patrimoine et risque sur le marché du travail

Luc Arrondel* et Hector Calvo Pardo**

« Constituer une réserve contre les circonstances imprévues », voilà comment Keynes (1936) commençait sa liste des « huit motifs principaux, ou raisons de caractère subjectif, qui poussent les individus à s'abstenir de dépenser leur revenu ». Cette épargne de *précaution* — notamment contre les aléas des ressources futures — modélisée trente ans plus tard par Leland (1968), Sandmo (1970) ou Drèze et Modigliani (1972) et renouvelée par Kimball (1993), a toujours été une des motivations principales avancées pour expliquer l'accumulation du patrimoine, à côté de la préparation de la retraite et de la transmission intergénérationnelle.

La quantification de la *prudence* des épargnants face au risque de revenu futur a fait l'objet d'une abondante littérature empirique, cependant loin d'aboutir à un consensus. Pour résumer, d'un côté les méthodes de simulation calibrant (sur données réelles de revenu) des modèles théoriques de cycle de vie pour expliquer l'épargne des ménages aboutissent à un chiffre de l'ordre de 50 % pour la part du patrimoine de précaution dans le total, alors que de l'autre, les travaux économétriques proposent une fourchette allant de 1 % à 20 %. Ces dernières évaluations semblent plus raisonnables puisqu'en d'autres termes, quantifier le motif de précaution au-delà de 50 % signifierait que la moitié des inégalités de patrimoine pourrait être expliquée uniquement par la prudence des épargnants.

L'objectif de notre travail est de quantifier le motif de précaution des épargnants français face à des risques portant sur leurs revenus futurs à partir des données de l'enquête *Patrimoine 2004* de l'Insee. Les mesures de ces aléas sont subjectives, directement anticipées par un membre du ménage pour les cinq années futures. Elles concernent soit la probabilité de perdre son emploi, soit les évolutions possibles du revenu.

Au final, le motif d'épargne de précaution apparaît limité chez les Français. Bien qu'elle dépende de la nature de la richesse envisagée, de la population considérée, de la mesure des risques de revenu futur et de la méthode d'estimation, la part du patrimoine de précaution due au risque de revenu dépasse en effet rarement 10 % de la richesse, financière ou globale.

* CNRS-PSE (Unité mixte de recherche CNRS-EHESS-ENPC-ENS, 48 Bd Jourdan, 75014 Paris, France) et Banque de France (DEMS-SAMIC).

** School of Social Sciences, Economics division, University of Southampton, Highfield, Southampton SO17 1BJ, Royaume-Uni.

Les auteurs remercient trois rapporteurs anonymes et les éditeurs de la revue pour la pertinence de leurs commentaires sur les versions antérieures de l'article. André Masson et Daniel Verger ont aussi été des lecteurs perspicaces. Luc Arrondel a bénéficié du soutien de la chaire « Risque et chances de la transition démographique » (Fondation du risque).

Pour étudier le comportement des épargnants, la théorie économique « standard » se référant aux modèles de cycle de vie (Modigliani et Brumberg, 1954), met l'accent sur trois motifs d'accumulation. La *prévoyance*, désir de lisser sa consommation au cours du temps, permet d'expliquer comment les individus préparent leur retraite. La *prudence*, réaction de l'épargnant face à un environnement risqué (revenu, santé, durée de vie...), justifie leurs comportements de précaution. L'*altruisme*, volonté de laisser un patrimoine à ses descendants, traite des logiques de transmission intergénérationnelle du patrimoine. À ressources de cycle de vie et à préférences données, l'âge, le risque subi et la présence d'enfants seraient donc des déterminants primordiaux pour expliquer la distribution des fortunes. La richesse et le taux d'épargne élevés que l'on observe chez les travailleurs indépendants, par exemple, pourraient alors s'expliquer, au moins en partie, à la fois par le caractère aléatoire de leurs revenus et leur couverture retraite moins importante.

L'étude empirique de ces différents motifs a fait l'objet d'une importante littérature ces dernières années (Browning et Lusardi, 1996) : adéquation de l'épargne aux besoins de consommation des vieux jours, test de la décroissance du patrimoine en fin de vie, diffusion des rentes viagères, mesure du motif de précaution face aux risques divers (revenu, santé, chômage...), analyse des pratiques de transferts intergénérationnels (Arrondel et Masson, 2006)... En particulier, l'épargne de précaution a été abondamment traitée au cours des deux dernières décennies tant du point de vue des modèles théoriques qui cherchent à la justifier qu'à celui des travaux empiriques qui tentent de la quantifier (Kennickell et Lusardi, 2004).

Outre le simple test des modèles d'épargne, évaluer le patrimoine de précaution est intéressant à plus d'un titre. En effet, les différentes formes d'épargne (retraite, précaution, transmission) ne répondront pas de la même manière à des réformes fiscales. De plus, isoler un motif de précaution permet de juger de l'impact des politiques publiques qui jouent sur les risques de revenu (familiaux, chômage, incapacités, maladie...) au niveau du taux d'épargne global. Enfin, mesurer le motif de précaution s'inscrit dans le débat sur l'explication des inégalités : conclure à la prédominance de ce motif signifierait qu'une société de « certitudes » n'engendrerait que peu de disparités patrimoniales.

L'épargne de précaution dans le patrimoine des ménages : les éléments du débat

Le souci d'évaluer l'impact de l'incertitude des revenus sur les comportements d'épargne n'est pas récent puisqu'il y a plus de cinquante ans, on en trouvait traces chez Fisher (1956) et Friedman (1957). En proposant des mesures du taux d'épargne par catégorie sociale, ces deux précurseurs mettaient en évidence une relation positive entre le fait de subir un risque important sur le revenu et l'accumulation patrimoniale. Les principales avancées théoriques apparaîtront peu de temps après (cf. *infra*).

Analyser les comportements d'épargne et de consommation face au risque fait appel à la notion de *prudence* rationnelle : est prudent, tout individu qui augmente son niveau d'épargne pour diminuer le risque subi dans le futur. Théoriquement, et contrairement à l'aversion pour le risque qui était décrite comme une préférence, cette notion est initialement partie de l'analyse d'une décision optimale, à savoir l'arbitrage consommation-épargne (cf. encadré 1). Des études plus récentes ont montré cependant qu'il était également possible de définir la prudence en termes de préférences.

Le motif de précaution : quelques éléments théoriques

Bien qu'il soit déjà analysé chez Marshall (1920), souligné chez Boulding (1966) et qu'il apparaisse au premier rang des motifs d'épargne chez Keynes (1936), les premiers développements théoriques du motif de précaution ne datent que d'une quarantaine d'années. Ils sont le fait des analyses, presque simultanées, de Leland (1968), Sandmo (1970) et Drèze et Modigliani (1972) qui raisonnent tous dans le cadre de l'espérance d'utilité (EU).

Tous ces auteurs envisagent un modèle de cycle de vie (à deux périodes, présent et futur) dans lequel le seul risque auquel les individus ont à faire face concerne leur revenu futur. On suppose que ce risque ne peut être ni assuré complètement, ni évité (risque non diversifiables et non assurable « *background risk* »). Par conséquent, l'hypothèse d'équivalence à la certitude n'est plus valide et les comportements d'épargne ne dépendent alors plus seulement du revenu anticipé, mais aussi de sa variabilité. Le patrimoine

Encadré 1

PRUDENCE ET ÉPARGNE DE PRÉCAUTION

Cet encadré présente brièvement les déterminants du montant d'épargne de précaution selon la théorie de l'utilité espérée (EU).

Le modèle intertemporel à deux périodes

Envisageons le modèle canonique à deux périodes suivant. Soit un individu disposant d'une richesse certaine en première période, W_t , et d'un revenu aléatoire du travail en deuxième période, \tilde{Y}_{t+1} . L'individu choisit le niveau de consommation à chaque période (C_t, C_{t+1}) qui maximise son bien-être, sous sa contrainte de budget intertemporelle :

$$\begin{aligned} \max_C & U(C_t) + \beta E_t U(\tilde{C}_{t+1}) \\ \text{s.c.} & \begin{cases} C_t = W_t - S_t \\ \tilde{C}_{t+1} = RS_t + \tilde{Y}_{t+1} \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

où $U(.)$ représente les préférences de l'individu en première et en deuxième période, E_t indique l'espérance mathématique conditionnelle à l'information en première période, β concerne les facteurs d'actualisation temporelle (égale à $\frac{1}{1+\delta}$ où δ est le taux de dépréciation du futur ou taux de préférence pour le présent) et

$R = (1+r)$ avec r le taux d'intérêt du marché des capitaux supposé parfait. S_t indique le montant du revenu épargné en première période. L'épargne optimale S^* est déterminée par la résolution du programme (1) :

$$\underbrace{U'(W_t - S^*)}_{\text{Terme à gauche (TG)}} = \underbrace{\beta RE_t U'(RS^* + \tilde{Y}_{t+1})}_{\text{Terme à droite (TD)}} \quad (2)$$

Dès lors que $U''(.) < 0$, on montre aisément que S^* est un optimum global. Cette condition du premier ordre signifie que l'individu épargne jusqu'au moment où la perte de bien-être en période 1 due à l'épargne d'une unité supplémentaire (TG) égalise le surcroît actualisé de bien-être espéré en période 2 provenant de la consommation de cette unité augmentée de son rendement (TD). L'épargne de précaution est alors définie comme le surcroît d'épargne (par rapport à la situation certaine) dû au caractère aléatoire du revenu en deuxième période.

Prenons la valeur espérée du revenu du travail comme étant le niveau de revenu de référence en situation de certitude, $E_t \tilde{Y}_{t+1}$, et soit S^C le niveau d'épargne optimale correspondant. Dès lors que l'utilité marginale de la consommation est convexe ($U'''(.) > 0$), d'après l'inégalité de Jensen - l'inégalité de Jensen énonce que $E_t f(x) \geq (\leq) f(E_t x)$ si et seulement si la fonction $f(.)$ est convexe (concave) -, le surplus d'épargne dû à l'aléa sur le revenu sera positif (Leland, 1968) si :

$$\beta RE_t U'(RS^* + \tilde{Y}_{t+1}) \geq \beta U'(RS^* + E_t \tilde{Y}_{t+1}) \Rightarrow S^* \geq S^C \quad (3)$$

Pour rétablir l'égalité entre la perte et le surcroît de bien-être qui caractérise l'épargne optimale avec un revenu maintenant certain et égal à $E_t \tilde{Y}_{t+1}$, l'individu a intérêt à réduire le montant épargné S^* jusqu'à S^C .

Ce faisant, il accroît son utilité marginale en deuxième période, tout en la réduisant en période 1.

L'importance de l'épargne de précaution

Kimball (1990) montre que pour de « petits » risques, le surcroît d'épargne est proportionnel au degré de convexité de l'utilité marginale — mesuré par un paramètre défini comme la *prudence absolue*, $P(.) = -U'''(.) / U''(.)$ — et à la variance de l'aléa, σ_y^2 . L'auteur définit alors la *prime de prudence* $\Psi(.)$ à partir de l'expression (2) :

$$U'(W_t - S^*) = \beta RE_t U'(RS^* + \tilde{Y}_{t+1}) = \beta RU'(RS^* + E_t \tilde{Y}_{t+1} - \Psi)$$

En approximant cette expression par un développement en série limitée de Taylor d'ordre 2, on obtient :

$$\Psi(S^*; \tilde{Y}_{t+1} - E_t \tilde{Y}_{t+1}) = P(S^*) \times \frac{\sigma_y^2}{2} + o(\sigma_y^2)$$

Notons, toujours d'après (3), qu'à incertitude sur le revenu donnée, des individus plus « impatient » (β plus petit, i.e. $\beta' \leq \beta$) vont épargner moins, toutes choses égales par ailleurs, $S^*(\beta') \leq S^*(\beta)$. De même, des individus confrontés à des revenus « plus incertains » (\tilde{Y}_{t+1}) au sens de Kimball (1993), vont épargner davantage, $S^*(\tilde{Y}_{t+1}') \geq S^*(\tilde{Y}_{t+1})$.

Pour une extension de ce modèle à plus de deux périodes, on peut consulter Huggett (2004). L'auteur obtient les conditions nécessaires et suffisantes pour qu'un accroissement de risque sur le revenu augmente la trajectoire espérée d'accumulation patrimoniale dans un modèle inter-temporel où : les aléas sur le revenu sont *indépendamment et identiquement distribués* dans le temps ; les préférences de l'individu admettent une représentation à utilité espérée additivement séparable dans le temps et à aversion absolue ou relative au risque constante. Sous ces conditions, l'épargne augmentera avec le risque revenu et plus que proportionnellement par rapport à la richesse (*convexité* de l'épargne par rapport au niveau de richesse).

L'existence d'une contrainte future de liquidité

Examinons maintenant l'effet d'une contrainte de liquidité future (en période 2) sur le niveau d'épargne de précaution (Deaton, 1992) en spécifiant l'aléa sur les revenus du travail d'après Zeldes (1989) ou Carroll (1997). Une hypothèse supplémentaire sur les préférences est nécessaire, à savoir : $\lim_{C \rightarrow 0} U'(C) = +\infty$ (Michaelides, 2003) :

$$\tilde{Y}_{t+1} = \begin{cases} Y_{\min} \text{ avec probabilité } P(\tilde{Y}_{t+1} = Y_{\min}) = p \\ \tilde{w}_{t+1} \cdot \text{LogN}\left(\frac{E_t \tilde{Y}_{t+1} - p Y_{\min}}{1-p}, s_w^2\right) \text{ sinon} \end{cases} \quad (4)$$

Dès lors qu'il n'y a pas de revenu minimum, $Y_{\min} = 0$, l'individu épargne un montant strictement positif pour éviter de ne rien consommer avec une probabilité p :



de précaution est alors défini comme le surplus d'épargne généré par ce risque futur (1). Plus précisément, la précaution correspond à un comportement d'auto-assurance contre les aléas futurs que Kimball (1990), vingt ans plus tard, synthétisa sous la notion de *prudence*, concept lié aux propriétés des préférences de l'agent (convexité de l'utilité marginale). Tout individu *prudent* face à un risque futur sur son revenu augmentera alors ses avoirs courants pour un motif de précaution (2).

Plus récemment, Crainich et Eeckhoudt (2005) et Eeckhoudt et Schlesinger (2006) ont montré qu'il est possible de définir la prudence non pas à partir des décisions optimales de l'individu contrairement à Kimball, mais en termes de préférences. Ils supposent, dans un cadre théorique général (EU ou non), que les individus ont une préférence intrinsèque pour la *désagrégation des peines*. Selon ce principe, tout individu face à des choix risqués évitera de cumuler perte de consommation et risque de richesse : épargner par précaution consiste alors à augmenter la partie certaine de sa consommation future risquée. Crainich et Eeckhoudt montrent que dans un cadre standard (EU), le principe de désagrégation des peines correspond à une prudence positive (convexité de l'utilité marginale).

En résumé, les modèles d'épargne de précaution étudient les effets des risques sur le montant de l'épargne et du patrimoine : un ménage prudent dont le revenu futur est risqué accroîtra, toutes choses égales par ailleurs, son niveau d'épargne pour se protéger contre ce risque. Le montant de patrimoine dépendra ainsi, outre des variables traditionnelles comme la préférence pour le présent, l'âge et le revenu, de son goût pour la précaution (sa prudence) et de l'importance du risque qu'il subit sur le marché du travail (son exposition au risque).

L'étude de ce motif de précaution dans les comportements d'épargne occupant une place prépondérante dans la littérature théorique récente, de nombreux travaux ont tenté de quantifier son importance dans l'accumulation du patrimoine des ménages, grâce notamment aux développements des bases de données microéconomiques.

L'importance de l'épargne de précaution des ménages : un débat controversé

Selon une enquête récente (PSE-TNS-Sofres, Arrondel et Masson, 2008), lorsqu'on demande aux Français de classer leurs motifs d'épargne, la constitution d'une réserve pour se couvrir contre les aléas futurs (travail, santé) arrive en première position, devant la préparation de la retraite et les transferts intergénérationnels. Ce résultat ne préjuge cependant en rien de la mesure de la part du patrimoine qui correspond à chacun de ces motifs et qui est la question qui va nous intéresser maintenant.

Le bilan des travaux empiriques montre que les écarts de chiffrage, parfois au sein des mêmes pays, sont parfois très importants (Browning et Lusardi, 1996, Kennickell et Lusardi, 2004, Carroll et Kimball, 2008). Aux deux extrêmes, certaines études, plutôt basées sur des analyses économétriques, concluent à l'absence totale du motif de précaution dans les comportements d'épargne alors qu'inversement d'autres, plutôt issues de méthode de simulation, affirment que

1. Ce motif peut en fait être généralisé à tout risque futur exogène (santé, longévité, etc.).
2. Il est possible de généraliser ce modèle au cas où le taux d'intérêt serait incertain (Langlais, 1995). Les prédictions qui isolent les prêteurs et les emprunteurs sont plus complexes puisqu'alors la convexité de l'utilité marginale n'est plus suffisante pour justifier d'un comportement d'épargne de précaution (épargner davantage entraîne aussi une exposition au risque plus élevée).

Encadré 1 (suite)

$$\lim_{Y_{\min} \rightarrow 0} \hat{\beta} R E_t U'(RS^* + \tilde{Y}_{t+1}) = \lim_{Y_{\min} \rightarrow 0} \underbrace{\hat{\beta} R p U'(RS^* + Y_{\min})}_{\rightarrow +\infty} +$$

$$\hat{\beta} R (1-p) E_t U'(RS^* + \tilde{w}_{t+1}) \Rightarrow S^* > 0$$

De même et sous ces mêmes hypothèses, l'individu averse au risque épargne d'autant plus que sa probabilité de toucher le revenu minimum est forte $p' > p$, toutes choses égales par ailleurs, i.e. $S^*(p') \geq S^*(p)$. En effet, en différenciant (2) par rapport à p , on trouve :

$$\frac{dS^*}{dp} = \frac{\hat{\beta} R \{U'(RS^* + Y_{\min}) - E_t U'(RS^* + \tilde{w}_{t+1})\}}{-U''(W_t - S^*) - \hat{\beta} R^2 E_t U''(RS^* + \tilde{Y}_{t+1})} \geq 0$$

dès lors que :

$$U''(\cdot) \leq 0 \text{ et } U'(RS^* + Y_{\min}) \geq U'(RS^* + \min_s w_{t+1}(s))$$

On retrouve là le fait que l'existence de contraintes de liquidité renforce les comportements de précaution. Ainsi, un individu ne pouvant emprunter librement dans le futur épargnera davantage pour se couvrir sur sa consommation future.

cette motivation constituerait la part essentielle de l'accumulation du patrimoine.

Les différentes méthodologies empiriques rendent parfois, il est vrai, la comparaison difficile (Kennickell et Lusardi, 2004, Carroll *et al.*, 2003). Même si on se limite aux travaux portant sur l'épargne et le patrimoine et non sur la consommation, on peut différencier les études selon : la nature des données (coupe instantanée, panel) ; les techniques d'évaluation utilisées (méthode de simulation, modèle de calibration, économétrie) ; la définition de la richesse prise en compte (totale, financière, non professionnelle...) ; la méthode de construction des variables de risque (évaluation subjective du revenu futur, processus stochastique des revenus passés, probabilité de chômage) ; les spécifications et les techniques d'estimation économétrique (moindres carrés ordinaires, variables instrumentales, estimateurs médians...) ; les populations étudiées (totale, actifs, retraités, salariés, indépendants...). Un tableau récapitulatif (cf. tableau 1) recense les études empiriques les plus importantes depuis les deux dernières décennies en les différenciant selon les critères précédents.

Les auteurs utilisant des techniques de calibration pour simuler un modèle de cycle de vie en estimant le risque de revenu sur des séries passées concluent à la prédominance du patrimoine de précaution. Ainsi Skinner (1988) et Caballero (1991) suggèrent que plus de 60 % du patrimoine aux États-Unis s'expliquerait par des motifs de précaution. C'est également le chiffre avancé plus récemment par Gourinchas et Parker (2001) pour le patrimoine financier aux États-Unis. Hubbard *et al.* (1995) obtiennent une grandeur similaire de l'ordre de 50 % (3).

Les conclusions issues des travaux économétriques montrent par contre une certaine disparité dans leurs estimations. Skinner (1988), en utilisant la profession pour approximer le risque de revenu, ne trouve aucune évidence en faveur de l'existence d'un motif de précaution aux États-Unis au début des années soixante-dix. Dynan (1993) conclut de manière similaire en affirmant que le coefficient de prudence des Américains au milieu des années quatre-vingt serait trop faible pour justifier d'une quelconque épargne de précaution. Guiso *et al.* (1992) et Lusardi (1997), à partir d'une mesure subjective du risque de revenu futur, concluent que la part de l'épargne de précaution représenterait 2 % de l'accumulation du patrimoine en Italie

pour la fin des années quatre-vingt. Arrondel (2002), avec une mesure du risque similaire aux études italiennes, obtient des résultats comparables pour la France de 1998, situant la part du patrimoine de précaution autour de 5 %. En utilisant une mesure subjective de la probabilité de perdre son emploi dans l'année issue du *Health and Retirement Study*, Lusardi (1998) affirme que « l'importance de l'accumulation de précaution varie entre 1 à 3,5 % » pour les Américains au début des années quatre-vingt dix (4).

Mais d'autres analyses menées sur les États-Unis nuancent les résultats économétriques précédents. Dardanoni (1991) estime que 60 % du taux d'épargne américain du milieu des années quatre-vingt peut être expliqué par l'incertitude sur les revenus futurs (5). Kazarosian (1997) obtient, pour des données longitudinales couvrant la période 1966-1981, que si l'on double la variance du revenu, on augmente le ratio richesse/revenu permanent de 24 % (6). Carroll et Samwick (1998) estiment pour leur part que ces motifs détermineraient environ 40 % de l'accumulation de la richesse américaine pour les années quatre-vingt. Engen et Gruber (2001) montrent que si l'on divisait le montant des indemnités de chômage aux États-Unis par deux à la fin des années quatre-vingt, le patrimoine financier augmenterait de 14 %. Carroll *et al.* (2003) concluent que « si les ménages à faible revenu permanent ne semblent pas épargner pour un motif de précaution, cette motivation devient significative, en termes économique et statistique, à mesure que le revenu permanent augmente » : par exemple, si sa probabilité de chômage augmente de un point de pourcentage de probabilité, un ménage des années quatre-vingt disposant du revenu médian augmentera son patrimoine de l'équivalent de 3,5 mois de revenu (14 % de la richesse).

Hurst *et al.* (2004) tentent de réconcilier les résultats des travaux américains en montrant qu'une des raisons pour expliquer la diver-

3. Laitner (2004) est le seul, à partir des mêmes techniques, à trouver que le patrimoine de précaution ne représente que 5 à 6 % de la richesse totale.

4. De manière similaire, Starr-McCluer (1996) n'obtient aucun lien entre le fait de disposer d'une assurance-santé et le niveau de patrimoine des ménages.

5. Jianakoplos *et al.* (1986) étudient la relation entre l'épargne américaine et les programmes gouvernementaux de revenu minimum et trouvent aussi un motif de précaution important.

6. Le revenu permanent est un indicateur des ressources à long terme du ménage (moyenne actualisée des revenus sur le cycle de vie), sensé corriger en particulier les évolutions du revenu courant avec l'âge.

Tableau 1
Les mesures de l'épargne de précaution

Étude	Enquête et méthode statistique	Type de données	Variable de risque utilisée	Résultat du test ou estimation du volume de l'épargne de précaution
Skinner (1988)	États-Unis : Simulation d'un modèle de cycle de vie stochastique		Variance estimée sur les revenus passés	56 % de l'épargne de cycle de vie
Skinner (1988)	États-Unis : <i>Consumer Expenditure Survey</i> 1972-1973	Coupe instantanée	Taux d'épargne par catégorie sociale	Les catégories les plus exposées épargnent moins
Dardadoni (1991)	Royaume-Uni : <i>Family Expenditure Survey</i> 1984	Coupe instantanée	Variance du revenu estimée par groupe d'individu selon la catégorie sociale, le secteur d'activité, le taux d'activité etc.	4 % des dépenses de consommation et 60% du taux d'épargne
Caballero (1991)	États-Unis : Simulation de modèles de cycle de vie stochastique (avec incertitude sur la durée de vie, avec legs)		Variance estimée sur les revenus passés	60 % de l'épargne de cycle de vie
Guiso, Japelli & Terlizzese (1992)	Italie : <i>Survey of Household Income and Wealth (SHIW)</i> 1989	Coupe instantanée	Variance du revenu anticipé par le ménage	2 % du patrimoine net
Dynan (1993)	États-Unis : <i>Consumer Expenditure Survey</i> 1985	Coupe instantanée	Estimation du coefficient de prudence des individus	La prudence n'est pas significativement différente de zéro
Hubbard, Skinner & Zeldes (1995)	États-Unis : Simulation de modèles de cycle de vie stochastique		Variance estimée sur les revenus passés	50 % du patrimoine de cycle de vie
Merigan & Normandin (1996)	Royaume-Uni : <i>Family Expenditure Survey</i> 1968-1986	Coupes instantanées	Estimation du coefficient de prudence des individus	La prudence est positive et est plus forte au sein des catégories les plus exposées au risque de revenu
Lusardi (1997)	Italie : <i>Survey of Household Income and Wealth (SHIW)</i> 1989	Coupe instantanée	Variance du revenu anticipé par le ménage	3 % du patrimoine net (moindres carrées ordinaires) ; 20-25 % du patrimoine net (variables instrumentales)
Kazarosian (1997)	États-Unis : <i>National Longitudinal Survey</i> 1966	Données longitudinales	Variance estimée sur les revenus passés	Doubler l'incertitude augmente la richesse nette de 24 %
Caroll & Samwick (1998)	États-Unis : <i>Panel Study of Income Dynamics</i> 1981-1987	Données longitudinales	Variance estimée sur les revenus passés	Une augmentation de 1 point de la variance du revenu transitoire accroît la richesse nette de 4 % . 39 à 46 % du patrimoine net
Lusardi (1998)	États-Unis : <i>Health Retirement Survey</i> 1992	Coupe instantanée	Probabilité anticipée d'être au chômage l'année suivante	2 % à 4,5 % du patrimoine net
Engen & Gruber (2001)	États-Unis : <i>Survey of Income and Program Participation</i> (1984-1990)	Données longitudinales	Assurance chômage	Diviser l'assurance chômage par deux augmente la richesse financière de 14 %
Gourinchas & Parker (2001)	États-Unis : Simulation d'un modèle de cycle de vie stochastique		Variance estimée sur les revenus passés	65 % du patrimoine liquide
Arrondel (2002)	France : Enquête patrimoine 1998	Coupe instantanée	Variance du revenu anticipé par le ménage	5 % du patrimoine net
Caroll & Dynan & Krane (2003)	États-Unis : <i>Survey of Consumer Finance</i> (1983-1989-1992)	Données longitudinales	Probabilité anticipée d'être au chômage l'année suivante	Une augmentation de 1 point de probabilité de chômage accroît la richesse nette de 14 % (pour le ménage médian).
Laitner (2004)	États-Unis : Simulation d'un modèle de cycle de vie stochastique		Variance estimée sur les revenus passés	5 % du patrimoine de cycle de vie
Guariglia & Kim (2004)	Russie : <i>Russian Longitudinal Monitoring Survey</i> 1994-2000	Données longitudinales	Probabilité anticipée d'être au chômage l'année suivante	Une augmentation de 10 % du risque revenu accroît le montant de l'épargne de 6,12 %
Fuchs-Schündeln & Schündeln (2005)	Allemagne : <i>German Socio-Economic Panel</i> 1984-2000	Données longitudinales (avant et après la réunification allemande)	Catégorie socioprofessionnelle (public-privé)	20 % de la richesse nette
Alan (2006)	Canada : Enquête sur la sécurité financière (1999)	Coupe instantanée	Variance estimée sur les revenus passés	Une augmentation de 10 % du risque revenu accroît la richesse nette de 2 semaine et demi de revenu.
Hurst, Kennickell, Lusardi & Torralba (2008)	États-Unis : <i>Panel Study of Income Dynamics</i> (1984-1994)	Données longitudinales	Variance estimée sur les revenus passés	moins de 10 % du patrimoine net

Source : compilation des auteurs (cf. bibliographie).

gence des résultats réside dans le fait d'estimer le patrimoine sur la population globale. En séparant les salariés des indépendants, les auteurs mettent en évidence la faiblesse de la part de l'épargne de précaution sur la période 1984-1994 (moins de 10 %) alors qu'une analyse globale conduit à un patrimoine de précaution représentant 40 % de l'accumulation totale.

Sur des données du Royaume-Uni, Merrigan et Normandin (1996) suggèrent eux aussi, que le motif de précaution aurait un rôle non négligeable dans l'explication des comportements d'épargne des ménages britanniques dans le milieu des années quatre-vingt. Au Canada, Alan (2006) détecte la présence d'un fort motif de précaution pour expliquer l'accumulation du patrimoine à la fin des années quatre-vingt dix : une augmentation de 10 % du risque revenu augmenterait la richesse des Canadiens de 2,5 semaines de revenu. De même, Guariglia et Kim (2004) observent que les ménages russes des années 2000 sont plutôt prudents. Fuchs-Schündeln et Schündeln (2005), à partir d'une expérience naturelle menée sur l'Allemagne avant et après la réunification, estiment que plus de 20 % de la richesse pourrait être expliqué par la prudence des allemands.

Deux enseignements peuvent être tirés de cette revue de la littérature empirique sur l'épargne de précaution. Les méthodes de simulation de modèles de comportements basés sur le calibrage des données de revenus passés conduisent à un chiffrage très important, sans doute trop important, du patrimoine de précaution. Croire que 50 à 60 % de l'épargne peut ainsi être expliqué par des comportements prudents revient à dire qu'une politique publique visant à réduire l'incertitude des revenus conduirait à elle seule à une diminution considérable des inégalités de patrimoine. Même si les résultats des travaux économétriques basés sur des données d'enquête ne concordent pas sur le chiffrage, ce qui se justifie parfois par des contextes économiques et de couverture sociale différents, les estimations avancées correspondent davantage à notre vision de la distribution des patrimoines, très concentrée dans le haut de la distribution (les 1 % les plus riches, sans doute moins prudents, possèdent le quart de la fortune totale) : selon les pays et les techniques utilisées, la part du patrimoine accumulé que l'on pourrait attribuer à un motif de précaution contre les aléas du revenu futur se situerait entre un et 20 %.

Les Français et le risque

Nous disposons de plusieurs mesures d'attitude vis-à-vis du risque et des comportements prudents : loterie, échelle, questions qualitatives (cf. annexe). Comme ces dernières étaient trop peu nombreuses pour construire un score pertinent de préférence (Arrondel *et al.*, 2004), nous n'utiliserons et ne comparerons que les deux premières mesures.

Des Français peu « risquophiles »

Pour mesurer leur aversion au risque, les individus ont été interrogés quant à leur propension à prendre des risques sur leur revenu, selon la méthode initiée par Barsky *et al.* (1997) sur le panel américain *Health and Retirement Survey*. En invitant les individus à choisir entre des loteries enchaînées qui ont pour enjeu leur revenu permanent, on peut inférer de leurs réponses, sous certaines hypothèses (maximisation de l'espérance d'utilité, préférences temporellement additives et iso-élastiques) (7), la valeur de leur aversion relative pour le risque – ou plutôt leur appartenance à un intervalle de valeurs pour ce paramètre (8).

Le protocole consiste à déterminer *séquentiellement* si l'enquêté serait prêt à renoncer à son revenu actuel (supposé être le revenu sur le reste de sa vie) pour accepter d'autres contrats, proposés sous forme de loteries : soit une chance sur deux de doubler son revenu, et une chance sur deux de le voir diminuer d'un tiers (contrat A), de moitié (contrat B), et d'un cinquième (contrat C) – C est donc plus avantageux que A qui est plus avantageux que B. L'aversion relative pour le risque est inférieure à 1 si l'individu accepte successivement les contrats A et B ; comprise entre 1 et 2 s'il accepte A mais refuse B ; comprise entre 2 et 3,76 s'il refuse A mais accepte C ; et enfin supérieure à 3,76 s'il refuse aussi bien C que A.

Ce jeu de loteries a été proposé à l'ensemble des individus lors de la première interview de l'enquête *Patrimoine 2004* (cf. encadré 2). Sur les 3 872 retours (cf. tableau 2), 3 488 individus avaient répondu à cette loterie. Le taux de refus qui demeure un des problèmes inhérents à ce

7. Sous ces hypothèses, on notera « qu'aversion relative pour le risque » et « prudence relative » sont équivalents à une constante près.

8. Pour plus de détails sur cette mesure d'aversion au risque, on se référera à Arrondel *et al.* (2004).

type de questionnement est relativement élevé, de l'ordre de 10 %.

Comme cette loterie était déjà disponible dans l'enquête de 1998, nous pouvons comparer les deux distributions des répondants selon la valeur estimée de leur aversion relative pour le risque (cf. tableau 3). Pour les deux années, la grande majorité des répondants refusent le contrat A : 82,5 % en 1998 et 84,9 % en 2004. Néanmoins, ils sont davantage à refuser le contrat C en 2004 : seuls 26,5 % acceptent ce contrat en 2004 alors qu'ils étaient près de 40 % dans ce cas six ans auparavant. À l'autre extrême de l'échelle des risques, en revanche, la répartition des individus selon qu'ils acceptent ou refusent le contrat B est proche pour les deux dates : seuls 5 à 6 % des individus auraient ainsi une aversion relative pour le risque inférieure à 1.

Si l'on met en relation les pratiques de jeux et la réponse à cette loterie (cf. tableau 4), on peut vérifier qu'en général, les individus les plus risquophiles jouent plus fréquemment, ce qui tendrait à valider ce type de questionnement pour mesurer la tolérance au risque des agents économiques. On constate aussi qu'entre 1998 et 2004, les Français sont devenus globalement moins joueurs (9). Cela signifierait-il, comme pour la loterie, que nos compatriotes sont devenus plus frileux vis-à-vis des pratiques à risque (10) ?

9. Cette conclusion est à prendre avec précaution puisque les données macroéconomiques semblent montrer que les sommes mises par les Français étaient à l'époque en augmentation.

10. À noter que l'environnement économique a pu les inciter aux pratiques prudentes et moins récréatives : durant la période 1998-2004, le taux de chômage après avoir baissé jusqu'en 2001 était de nouveau en augmentation et les prix des actions ont connu une forte baisse entre 1999 et 2002 (« explosion » de la bulle internet).

Encadré 2

L'ENQUÊTE PATRIMOINE 2004 ET LES MESURES DU RISQUE

Notre étude empirique utilise les données de l'enquête *Patrimoine 2004* de l'Insee à partir d'un échantillon représentatif de 9 692 ménages français. Elle contient :

- des informations détaillées sur les caractéristiques socio-économiques et démographiques du ménage (diplôme, catégorie sociale, statut marital, caractéristiques des enfants...), une biographie professionnelle de chacun des conjoints (carrière, périodes d'activité ou de chômage), des renseignements sur la jeunesse et les parents de chaque membre du ménage ;
- des données sur les différentes composantes du revenu du ménage et une description complète de leurs actifs patrimoniaux (y compris l'endettement et les biens professionnels) ;
- un récapitulatif des transferts intergénérationnels reçus et versés (aides financières, donations *inter vivos*, héritages) ainsi que des informations plus générales sur l'historique du patrimoine détenu (plus ou moins values, divorce, etc.).

Une partie du questionnaire cherche à appréhender les préférences de l'épargnant en matière de risque et de temps, ainsi que ses anticipations concernant le revenu futur du ménage. Il s'agit d'un questionnaire *recto-verso* déjà proposé dans l'enquête précédente de 1998, qui est distribué aux enquêtés à la fin de l'interview (cf. annexe). Cette partie (auto-administrée) de l'enquête concerne la totalité de l'échantillon et doit être remplie individuellement par la personne enquêtée ou son conjoint qui doit retourner le tout par courrier à l'Insee. Au final, 3 872 questionnaires *recto-verso* ont pu être utilisés pour le travail empirique.

Plus spécifiquement, en matière de risque, on interroge le ménage sur sa probabilité de perdre son emploi

et sur l'évolution de son revenu dans les cinq ans à venir. Une loterie permet aussi de classer les individus en quatre catégories suivant le degré d'aversion au risque (selon la méthode de Barsky *et al.*, 1997). Plusieurs échelles sont également proposées aux individus afin qu'ils s'attribuent eux-mêmes une note allant de zéro pour les plus prudents à dix pour les plus aventureux. Ces échelles concernent soit la prise de risque en général, soit les risques dans différents domaines de la vie (santé, carrière, finance). Enfin, des questions qualitatives sont posées sur la participation à certaines pratiques de jeux (Loto, PMU, machine à sous, casino) et les comportements de consommation lors des problèmes sanitaires liés à la maladie de la « vache folle »

En matière de préférence temporelle, une échelle est proposée avec, à un extrême, les individus qui se sentent très préoccupés par leur avenir (position 10) et à l'autre, ceux qui privilégient l'instant présent (position 0). Deux questions qualitatives sont également posées. La première concerne l'éventuel report de vacances d'une année sur l'autre avec, à la clé, des jours de congé supplémentaires en cas de repos différé. La seconde, qui concerne aussi les attitudes face au risque, apprécie la conception de la vie en matière de comportements ludiques (faire bombance, fumer, mener une vie mouvementée...).

Si l'on compare les caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon global avec celles de la population ayant répondu à ce questionnaire spécifique (cf. tableau 2), on recense très peu de différences entre les deux populations. Ceci accrédite le fait qu'il y ait peu de biais de sélection à utiliser l'échantillon restreint. Tout au plus note-t-on que les individus qui ont répondu au questionnaire *recto-verso* sont plus éduqués que la population globale.

Quoi qu'il en soit, cette mesure de l'aversion relative pour le risque a fait l'objet de plusieurs critiques (Kapteyn et Teppa, 2002). La question posée, relative à des choix entre contrats serait trop compliquée et abstraite pour certains enquêtés. De plus, l'interprétation des résultats en termes d'une mesure cardinale de l'aversion relative pour le risque repose sur des hypothèses restrictives (cadre EU et isoélasticité) ; elle conduit d'ailleurs, chez Barsky *et al.* (1997), à une valeur moyenne (supérieure à quatre) sans doute trop élevée (11). La dernière objection

peut toutefois être levée : il n'est pas illégitime d'interpréter cette mesure de l'aversion relative au risque comme un simple indicateur ordinal, en quatre modalités, des préférences (aversion ou autre) à l'égard du risque (cf. Arrondel et Masson, 2007b).

11. Gollier (2001) note ainsi qu'une valeur raisonnable pour l'aversion relative pour le risque se situerait entre 1 et 4 : un individu ayant une aversion égale à 4 est déjà prêt à perdre 2 % de sa richesse pour éviter un risque où il a autant de chance de perdre ou de gagner 10 % de sa richesse.

Tableau 2
Structures (pondérées) des échantillons

En %

Variables	Échantillon ayant répondu au questionnaire recto-verso	Enquête Patrimoine 2004
Sexe du répondant au questionnaire recto-verso		
Homme	58,2	
Femme	41,8	
Âge de la personne de référence		
Moins de 25 ans	4,0	3,9
De 25 à 29 ans	6,5	6,3
De 30 à 34 ans	9,8	8,9
De 35 à 39 ans	9,5	9,6
De 40 à 44 ans	9,7	10,1
De 45 à 49 ans	10,0	9,8
De 50 à 54 ans	10,7	9,7
De 55 à 59 ans	8,3	8,1
De 60 à 64 ans	7,4	6,7
De 65 à 69 ans	6,4	6,4
De 70 à 74 ans	6,6	6,7
75 ans et plus	11,3	13,8
Niveau social de la personne de référence		
Agriculteur	4,2	4,6
Artisan, commerçant	6,4	7,7
Industriel	1,1	1,1
Profession libérale	1,2	1,3
Cadre	17,5	13,6
Profession intermédiaire	22,2	19,5
Employé	17,5	19,3
Ouvrier qualifié	20,5	22,0
Ouvrier non qualifié	7,5	9,0
Inactif	2,0	2,0
Diplôme de la personne de référence		
Aucun diplôme	14,9	20,6
CEP-DEFO	16,0	16,9
CAP- BEP	27,0	25,8
BEPC	5,2	5,1
Bac technique	5,5	4,9
Bac général	8,1	7,6
1 ^{er} et 2 ^{ème} cycle univ., DUT, BTS	10,0	8,0
3 ^{ème} cycle univ., grandes écoles	13,3	11,1
Type de ménage		
Personne seule	26,8	30,1
Couple sans enfant (au domicile)	30,0	27,6
Couple avec 1 enfant (au domicile)	13,8	12,6
Couple avec 2 enfants (au domicile)	14,4	12,7
Couple avec 3 enfants ou + (au domicile)	6,1	6,5
Famille monoparentale	6,2	7,7
Autre ménage	2,7	2,8
Nombre de ménages	3 872	9 692

Lecture : l'échantillon recto-verso comprend 14,9 % de ménage dont la personne de référence n'a aucun diplôme alors que l'échantillon global en dénombre 20,6 %.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 et des répondants au questionnaire recto-verso (cf. encadré 2).

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee.

Comment l'aversion relative pour le risque varie-t-elle avec les caractéristiques des individus ? En fait, comme il est courant avec des mesures de préférence subjective, peu d'attributs influencent les attitudes vis-à-vis du risque (cf. tableau 5) (12). On retrouve d'ailleurs les effets habituellement observés (cf. Arrondel *et al*, 2004) : on est plus « risquophobe » avec l'âge (plus de 60 ans) et si l'on est une femme ; on est plus risquophile si son père était chef d'entreprise ou enseignant et si ce dernier détenait des valeurs mobilières dans son patrimoine : les enfants de risquophile seraient plus à même de l'être eux-mêmes.

Des prises de risques différentes suivant les domaines

les individus sont invités dans le questionnaire à se placer sur des échelles de prise de risque allant de zéro à dix, globalement et selon différents domaines : santé, travail, placements (les histogrammes de ces échelles sont représentés sur les graphiques I à IV).

12. Ces effets sont issus d'un modèle de régression (Probit ordonné) dans lequel les effets sont estimés toutes choses égales par ailleurs.

Tableau 3
Aversion relative pour le risque

En % de la population

	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	$3.76 = < \gamma$	$2 = < \gamma < 3.76$	$1 = < \gamma < 2$	$\gamma < 1$
1998	43,1	39,4	11,2	6,3
2004	58,3	26,6	10,2	4,8

Le choix est entre un revenu certain et plusieurs contrats. Contrat A : une chance sur deux de doubler son revenu mais une chance sur deux de le voir diminuer d'un tiers. Contrat B : une chance sur deux de doubler son revenu, une chance sur deux de le voir diminuer de moitié. Contrat C : une chance sur deux de doubler son revenu, une chance sur deux de le voir diminuer d'un cinquième.

Lecture : en 2004, 4,8 % des français acceptent à la fois le contrat A et le contrat B.

Champ : échantillon des enquêtes Patrimoine ayant répondu au questionnaire recto-verso.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta, Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

Tableau 4
Aversion relative pour le risque et pratiques de jeux

En % de la population

	$3.76 = < \gamma$	$2 = < \gamma < 3.76$	$1 = < \gamma < 2$	$\gamma < 1$	Total 2004	Total 1998
PMU						
Oui souvent	3,2	3,8	3,0	11,1	4,4	5,6
Oui rarement	3,1	5,4	6,7	3,1	5,3	8,1
Non	93,7	90,9	90,8	85,8	90,3	86,3
Loto						
Oui souvent	9,7	21,7	24,7	24,8	21,5	23,3
Oui rarement	17,8	26,9	31,6	27,7	27,7	29,2
Non	72,4	52,1	43,7	47,5	50,8	47,6
Machines à sous						
Oui	2,5	10,6	12,3	8,6	7,9	8,7
Non	97,5	89,4	87,7	91,4	92,1	91,3
Casino						
Oui	1,2	4,0	6,9	8,6	3,4	2,9
Non	98,8	96,0	93,1	91,6	96,6	97,1

Lecture : 11,1 % des individus ayant accepté les deux contrats ($\gamma < 1$) jouent souvent au PMU.

Champ : échantillon des enquêtes Patrimoine ayant répondu au questionnaire recto-verso.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta, Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

Tableau 5
Attitudes vis-à-vis du risque : qui est le plus risquophobe ?

Caractéristiques du répondant	Coefficient positif : plus risquophobe (1)			
	Variable dépendante : Aversion relative au risque en 4 modalités		Variable dépendante : Échelle de risque en 4 modalités	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Constantes				
Constante 1	- 0,05	- 0,39	0,38	3,15
Constante 2	0,88	34,71	-0,63	- 32,13
Constante 3	1,58	40,13	-1,31	- 48,32
Revenu lié à l'activité du ménage (Référence : premier quartile)				
Deuxième quartile	0,049	0,76	0,030	0,52
Troisième quartile	0,127	1,90	- 0,068	- 1,11
Quatrième quartile	0,067	0,91	- 0,169	- 2,49
Âge (Référence : inférieur ou égal à 30 ans)				
De 30 à 40 ans	0,052	0,66	0,208	2,71
De 40 à 50 ans	0,075	0,87	0,125	1,51
De 50 à 60 ans	0,053	0,57	0,309	3,52
De 60 à 70 ans	0,336	3,28	0,580	6,20
Plus de 70 ans	0,522	4,96	0,918	9,61
Milieu social des parents (Référence : agriculteur ou salarié agricole)				
Commerçant, artisan	0,007	0,08	- 0,081	- 1,06
Chef d'entreprise	- 0,402	- 3,08	- 0,268	- 2,15
Profession libérale	- 0,132	- 0,93	- 0,032	- 0,24
Enseignant	- 0,191	- 1,90	- 0,234	- 2,58
Cadre (non enseignant)	0,025	0,23	- 0,143	- 1,52
Employé	0,051	0,52	- 0,060	- 0,70
Ouvrier	0,033	0,36	- 0,002	- 0,03
Autres : pas de parents, parents inactifs, etc.	- 0,078	- 0,52	- 0,107	- 0,80
Homme (Référence : femme)	- 0,152	- 3,44	- 0,243	- 6,03
Diplôme (Référence : aucun diplôme)				
CEP, CAP	0,141	1,73	- 0,060	- 0,86
BEP, BEPC	0,111	1,16	- 0,100	- 1,20
Baccalauréat	0,039	0,43	- 0,173	- 2,12
Au-delà du Baccalauréat (troisième cycle et Grandes Écoles exclus)	0,017	0,18	- 0,201	- 2,37
Troisième cycle et Grandes Écoles	- 0,040	- 0,42	- 0,263	- 3,11
Situation familiale (Référence : personne seule)				
Couple marié	0,122	1,56	0,278	3,78
Couple non marié, ayant cohabité plus de 5 ans	0,020	0,18	0,180	1,74
Couple non marié, ayant cohabité 5 ans ou moins	0,010	0,10	0,061	0,61
Veuf	0,266	2,36	0,284	2,97
Divorcé	0,118	1,22	0,093	1,04
Nombre d'enfants au domicile (Référence : pas d'enfant au domicile)				
Un enfant au domicile	0,030	0,38	0,098	1,34
Deux enfants au domicile	0,012	0,15	0,037	0,49
Trois enfants au domicile ou plus	- 0,119	- 1,23	- 0,020	- 0,21
Nombre d'enfants hors domicile (Référence : pas d'enfant hors domicile)				
Un enfant hors domicile	0,063	0,82	0,027	0,39
Deux enfants hors domicile ou plus	0,161	2,13	- 0,003	- 0,04
Commune urbaine (Référence : moins de 20 000 habitants)	- 0,063	- 1,38	- 0,020	- 0,49
Parents actionnaires	- 0,133	- 2,18	- 0,145	- 2,45
Parents détenteurs de leur outil de travail	- 0,022	- 0,30	- 0,081	- 1,25
Log-vraisemblance	- 3 520		- 4 775	
Nombre d'observations	3 488		3 704	

1. Les variables dépendantes comprennent quatre modalités correspondant aux différentes valeurs des mesures d'attitude vis-à-vis du risque (des plus aux moins risquophobes). Les estimateurs sont issus d'un modèle *Probit* ordonné.

Lecture : on utilise ici un modèle *Probit* ordonné dans lequel les effets sont estimés toutes choses égales par ailleurs.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 ayant répondu au questionnaire recto-verso.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

L'examen de ces histogrammes soulève deux problèmes. Le premier concerne la forte proportion d'individus qui se positionne à 0, et ceci pour toutes les échelles envisagées : ainsi, par exemple, près d'un quart des Français s'estimerait globalement très prudent (cf. graphique I). Ce constat est d'autant plus surprenant que nous ne l'avions pas observé dans l'expérience précédente de 1998 (cf. Arrondel *et al.*, 2004). La seule différence de protocole entre les deux enquêtes réside dans le positionnement de cette question : dans l'enquête précédente, la demande de positionnement sur les échelles subjectives intervient après un grand nombre de questions cherchant à apprécier l'attitude vis-à-vis du risque des individus. Preuve que pour s'évaluer soi-même en matière d'aléas, les individus ont intérêt à être en « situation » ou à savoir « de quoi on parle ». Le second incon-

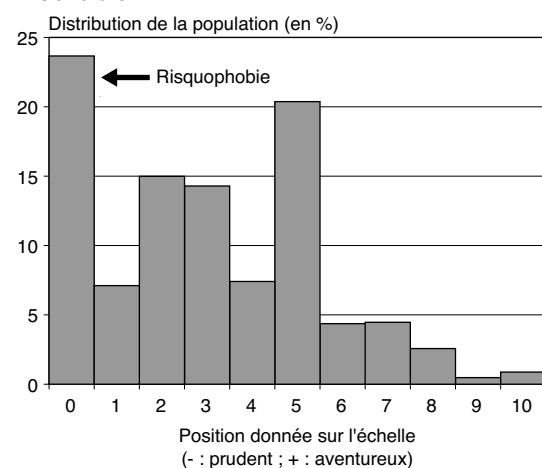
véniement concerne la focalisation trop forte des déclarations sur la valeur moyenne cinq pour la majorité des échelles de risque : le dernier quartile de l'échelle globale, par exemple, est égal à cette valeur.

Les histogrammes des échelles locales révèlent aussi une certaine hétérogénéité des attitudes à l'égard du risque jugées par les enquêtés eux-mêmes selon le domaine envisagé (graphiques II à IV). C'est dans le domaine de la gestion du patrimoine que les individus pensent prendre le moins de risque : 41,5 % des individus se déclarent prudents dans ce domaine au niveau 0 ou 1 et plus des deux tiers (68,3 %) se positionnent à un niveau inférieur à 4. Vient ensuite le domaine de la santé (respectivement 38,7 % et 65,6 %). C'est en matière d'emploi ou de carrière professionnelle (29,5 % et 51,6 %) que les individus

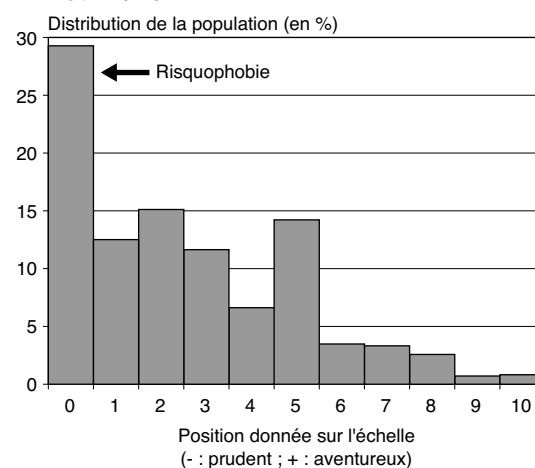
Graphiques

Histogramme des échelles d'attitude vis-à-vis du risque

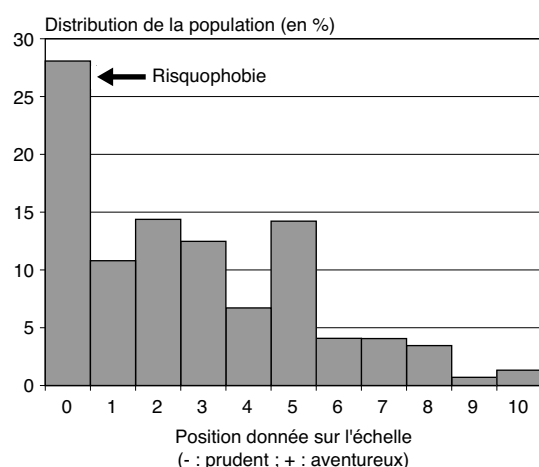
I - Générale



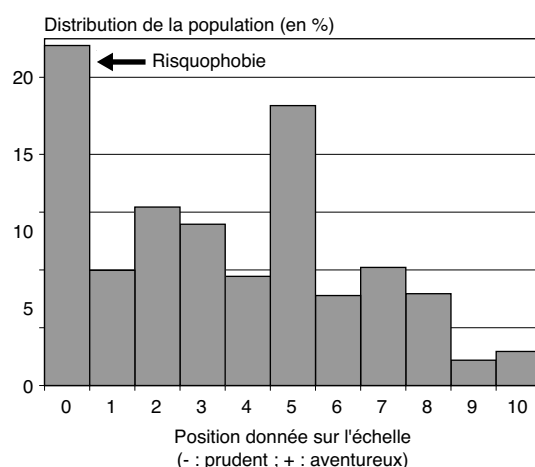
III - Patrimoine



II - Santé



IV - Travail



Lecture : 15 % des français se positionnent à 2 sur l'échelle des risques globale.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 ayant répondu au questionnaire recto-verso.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

se voient le plus aventureux. Cette hiérarchie qui ne s'est pas modifiée entre 1998 et 2004 apparaît donc robuste (cf. Arrondel *et al.*, 2004).

Cette variabilité des réponses fournies par les enquêtés selon le domaine considéré n'empêche pas que les échelles locales soient toutes bien corrélées avec l'échelle globale, entre 0,47 pour la santé et 0,60 pour la gestion de patrimoine (cf. tableau 6). Mais les corrélations entre échelles locales sont sensiblement plus faibles, de 0,38 entre celles de la santé et du travail, 0,50 entre celles du travail et du patrimoine et 0,43 entre celles du patrimoine et de la santé. Les corrélations de rang entre la loterie de Barsky *et al.* (1997) et les échelles sont moins élevées, oscillant entre 0,16 pour la santé et 0,30 pour le patrimoine et la prise de risque globale (0,24 avec l'échelle professionnelle).

Ces résultats relatifs aux échelles montrent d'un côté, qu'une mesure de préférence établie en auscultant les individus dans un seul domaine n'offre jamais qu'une vue partielle de leurs attitudes à l'égard du risque ; mais de l'autre, ces positionnements variables d'un domaine à l'autre ne révèlent pas une hétérogénéité d'une ampleur telle qu'elle disqualifie le choix d'une mesure unique, sorte de moyenne des attitudes adoptées par l'agent dans les différents domaines. Autrement dit, pour modérer leur exposition globale aux multiples aléas de l'existence, les individus auraient typiquement davantage tendance à limiter de manière équilibrée les risques pris dans chaque domaine, plutôt qu'à s'exposer dans un ou deux domaines et à se protéger dans les autres.

Une analyse économétrique des déterminants des échelles subjectives de risque révèle des effets similaires à ceux qui expliquaient la

mesure de l'aversion relative pour le risque. Pour l'échelle globale, ce sont les « jeunes » (âgés de moins de 50 ans) et les hommes qui sont les moins risquophobes (cf. tableau 5). À l'inverse, on est plus risquophile si son père était chef d'entreprise ou enseignant et si ce dernier détenait des valeurs mobilières dans son patrimoine. Des effets supplémentaires apparaissent dans le cas de l'échelle : avoir des diplômes incite à prendre des risques, tout comme disposer d'un revenu important. Enfin, les couples mariés ou cohabitant de longue date (les veufs également) s'estiment moins aventureux que les autres, notamment les célibataires.

Les Français et leurs perspectives sur le marché du travail

Pour construire une mesure subjective du risque du revenu futur, nous disposons de deux variables. L'une, posée aux ménages non retraités concerne l'éventualité de perdre son emploi, l'autre porte directement sur les évolutions possibles du revenu futur du ménage.

La première mesure consiste donc à interroger les individus non retraités sur leur probabilité de chômage (pour les salariés) ou de faillite (pour les indépendants) dans les cinq prochaines années : pas de risque de perdre son emploi, faible risque, risque assez fort, risque fort (cf. annexe). Seuls 8 % estiment qu'ils n'ont aucun risque sur le marché du travail (cf. tableau 7) alors qu'ils sont près de 13 % à considérer que leur probabilité de chômage ou de faillite est importante (risque assez fort ou fort).

Pour calculer la variance du revenu futur à partir de la probabilité de chômage ou de faillite, nous avons dans un premier temps affecté arbitraire-

Tableau 6
Corrélation entre les échelles de risque

	Échelle générale	Échelle santé	Échelle carrière professionnelle	Échelle gestion du patrimoine	Loterie
Échelle générale	1,00	0,47	0,55	0,60	0,30
Échelle santé		1,00	0,38	0,43	0,16
Échelle carrière professionnelle			1,00	0,50	0,24
Échelle gestion du patrimoine				1,00	0,30
Loterie					1,00

Lecture : La corrélation de rang entre les risques pris en matière de santé et ceux pris en matière de carrière professionnelle est de 0,38.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 ayant répondu au questionnaire recto-verso.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

ment une valeur quantitative pour ces probabilités : $p = 0$ pour l'absence de risque, $p = 0,1$ pour un risque très faible, $p = 0,3$ pour un risque faible, $p = 0,7$ pour une probabilité assez forte et enfin $p = 0,9$ pour une probabilité forte. La variance du revenu futur à 5 ans, sensée représenter le risque, y_{t+5} , peut alors être calculée à partir de la formule :

$Var(y_{t+5}) = p*(1-p)*(1-a)^2*y_t^2$ où a désigne le taux de remplacement du revenu en cas de chômage (13).

Certaines caractéristiques individuelles sont liées à la probabilité de perdre son emploi (cf. tableau 8). Les variables explicatives introduites concernent d'une part les caractéristiques des individus (sexe, âge, catégorie sociale, diplôme, échelle de risque en matière de carrière professionnelle), d'autre part celles du marché de l'emploi (secteur d'activité, lieu de résidence, taux de chômage départemental).

Toutes choses égales par ailleurs, l'emploi est perçu comme plus sûr si l'on a plus de 50 ans, si l'on travaille dans le secteur énergétique, de la banque et de l'assurance, de l'éducation et de l'administration. Inversement, on anticipe une probabilité de perdre son emploi plus forte si l'on habite Paris ou l'Île-de-France et lorsqu'on se considère comme plutôt aventureux sur les choix concernant sa carrière professionnelle. Enfin, les agriculteurs sont moins exposés à la perte d'emploi (chômage ou faillite).

La seconde méthode pour mesurer la variance subjective du revenu futur du ménage, plus complexe mais déjà rôdée sur l'enquête similaire de 1998 (cf. Arrondel, 2002), s'inspire de celle utilisée par Guiso *et al.* (1992). Elle consiste, pour chaque individu, à distribuer 100 points entre différentes évolutions possibles du revenu du ménage pour les cinq années qui viennent (cf. annexe). Il était là encore possible de calculer la variance de ce revenu futur à partir de cette information (14).

La distribution de la population selon la valeur relative du risque mesuré par le coefficient de variation (cf. tableau 7) indique que globalement, le risque moyen du revenu futur s'élève à 4,3 % pour une évolution moyenne anticipée de l'ordre de 1,1 % (15) .

Près de 46 % des individus n'anticipent aucun risque sur leur revenu futur. À l'inverse, un

13. En fait, les estimations économétriques ne sont pas sensibles à la valeur de α (Lusardi, 1998). Dans nos estimations, nous l'avons donc fixé à la valeur nulle.

14. Supposons que le revenu anticipé dans cinq ans s'exprime : $y_{t+5} = y_t(1+x)$. La formule de la variance s'écrit alors : $var(y_{t+5}) = \sigma_x^2 * y_t^2$, où y_t désigne le revenu courant, x le taux d'évolution moyen du revenu d'ici cinq ans et σ_x^2 sa variance.

15. Si l'on prend l'évolution du revenu disponible des ménages sur les cinq dernières années (2000-2004), on obtient une évolution moyenne de l'ordre de 4,8 %. Ceci signifierait que les Français, « pessimistes », anticipent une moins bonne conjoncture sur les cinq prochaines années.

Tableau 7
Les mesures du risque de revenu

	En % de la population	
	Population totale	Population non retraitée
Probabilité de perdre son emploi (chômage ou faillite)		
Pas concerné (inactifs)		8,0
Risque très faible		41,3
Risque faible		37,9
Risque assez fort		7,7
Risque fort		5,1
Nombre d'observations		1 990
Coefficient de variation du revenu futur anticipé σ/y (1)		
0 %	45,8	38,2
0-5 %	17,0	17,3
5 %-7,5 %	14,0	16,1
7,5 %-12,5 %	13,1	16,3
12,5 %-17,5 %	7,0	8,7
Plus de 17,5 %	3,3	3,5
Nombre d'observations	3 666	2 495
Total (en %)	100	100
1. La méthode consiste, pour chaque individu, à distribuer 100 points entre différentes évolutions possibles du revenu du ménage pour les cinq années qui viennent (cf. annexe).		

Lecture : 41,3 % de la population des ménages dont le chef n'est pas retraité estiment que le risque de perdre leur emploi est très faible. 14 % de la population totale présentent un coefficient de variation du revenu futur anticipé entre 5 et 7,5 %.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 ayant répondu au questionnaire recto-verso.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

Tableau 8

Les mesures du risque de revenu futur : qui est le plus exposé au risque ?

Caractéristiques du répondant	Coefficient positif : plus exposé au risque			
	Probabilité de perdre son emploi en 5 modalités (1)		Évolutions du revenu (2)	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Constantes				
Constante 1	2,01	6,47		
Constante 2	- 1,62	- 32,68		
Constante 3	- 2,89	- 48,55		
Constante 4	- 3,41	- 50,02	- 0,01	- 0,30
Homme (Référence : femme)	0,01	0,20	0,01	2,57
Âge (Référence : inférieur ou égal à 30 ans)				
De 30 à 40 ans	0,039	0,46	- 0,002	- 0,40
De 40 à 50 ans	- 0,030	- 0,34	- 0,010	- 1,55
De 50 à 60 ans	- 0,386	- 4,24	- 0,027	- 4,35
De 60 à 70 ans	- 1,289	- 6,81	- 0,047	- 6,55
De 70 à 80 ans	- 1,986	- 6,52	- 0,064	- 8,32
Plus de 80 ans			- 0,077	- 7,32
Niveau social de la personne de référence (Référence : artisan, commerçant, industriel)				
Agriculteur	- 0,577	- 2,07	0,038	2,24
Profession libérale	- 0,193	- 0,95	0,010	0,78
Cadre	- 0,074	- 0,63	0,009	1,35
Profession intermédiaire	- 0,002	- 0,02	0,009	1,37
Employé	- 0,132	- 1,08	0,004	0,52
Ouvrier qualifié	- 0,116	- 0,95	0,005	0,70
Ouvrier non qualifié	- 0,156	- 0,97	0,009	1,03
Inactif	- 0,925	- 3,30	- 0,079	- 3,85
Diplôme (Référence : aucun diplôme)				
CEP	- 0,064	- 0,43	0,005	0,66
CAP, BEP	0,052	0,47	- 0,006	- 1,02
BEPC	0,115	0,76	- 0,002	- 0,19
Bac technique	- 0,032	- 0,22	0,011	1,30
Bac général	0,059	0,44	0,001	0,06
Au-delà du Baccalauréat (troisième cycle et Grandes Écoles exclus)	- 0,005	- 0,04	0,010	1,36
Troisième cycle et Grandes Écoles	0,054	0,42	0,014	1,91
Secteur d'activité (Référence : Agriculture)				
Énergie	- 0,645	- 2,29	0,041	2,43
Industrie	- 0,024	- 0,10	0,037	2,55
Bâtiment	- 0,285	- 1,18	0,030	1,99
Commerce, transport	- 0,241	- 1,04	0,042	2,92
Banque, Assurance	- 0,556	- 2,23	0,046	2,94
Immobilier	0,060	0,25	0,041	2,68
Éducation	- 0,799	- 3,39	0,018	1,17
Hostellerie, restauration	0,116	0,41	0,054	2,98
Services	0,002	0,01	0,025	1,59
Administration	- 0,856	- 3,63	0,021	1,41
Taille d'agglomération (Référence : Commune rurale)				
Unité urbaine de moins de 20 000 h	0,191	2,16	- 0,002	- 0,35
UU de 20 à 100 000 h	0,050	0,51	0,003	0,48
UU de plus de 100 000 h	0,173	2,29	- 0,008	- 1,91
Agglomération parisienne	0,250	2,58	0,002	0,31
Ville de Paris	0,303	2,43	0,015	1,87
Taux de chômage départemental	0,010	0,79	0,002	2,14
Échelle de risquophilie vis-à-vis de sa carrière (Référence : aventureux)				
Non-réponse	- 0,638	- 4,28	- 0,031	- 5,07
Aventureux modéré	- 0,126	- 1,87	- 0,018	- 3,89
Prudence modérée	- 0,152	- 2,27	- 0,018	- 4,18
Prudent	- 0,102	- 1,23	- 0,032	- 6,20
Log-vraisemblance	- 2 320		- 20 641	
Nombre d'observations	1 978		3 582	
1. La variable dépendante comprend quatre modalités correspondant aux différentes anticipations concernant la probabilité de chômage (de la plus faible à la plus forte). Les estimateurs sont issus d'un modèle <i>Probit</i> ordonné. L'échantillon retenu correspond à la population non retraitée.				
2. La variable dépendante est le coefficient de variation du revenu futur anticipé. Les estimateurs sont issus d'un modèle <i>Tobit</i> .				

Lecture : Pour la probabilité de perdre son emploi, on utilise un modèle de *Probit* ordonné. Pour les évolutions du revenu, la régression est estimée par un modèle *Tobit*. Les effets sont estimés toutes choses égales par ailleurs.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 ayant répondu au questionnaire recto-verso.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

individu sur dix (10,3 %) estime que son risque de revenu est supérieur à 12,5 %. Comme avec la probabilité de perdre son emploi, ces chiffres dépendent de la situation vis-à-vis du marché du travail : 38 % des non retraités considèrent qu'ils n'ont aucun risque sur leur revenu futur alors qu'ils sont plus de 12 % à se situer dans la catégorie la plus exposée.

Comme précédemment, nous pouvons étudier les caractéristiques qui influent sur le risque de revenu futur anticipé par les individus (cf. tableau 8). Être âgé (de plus de 50 ans) et une femme chef de ménage sont des facteurs de certitude, être agriculteur et diplômé du supérieur, un facteur d'incertitude. Se considérer comme aventureux sur l'échelle des risques professionnels est également synonyme de plus d'aléas sur son revenu dans cinq ans. Par ailleurs, les secteurs d'activité les plus risqués en matière de revenu sont l'hôtellerie et la restauration, la banque et l'assurance, le commerce et les transports, l'énergie et l'industrie. Les habitants de l'agglomération parisienne subissent également plus d'incertitude sur leurs revenus du travail, tout comme ceux qui résident dans les départements les plus sujets au chômage.

On constate que les déterminants des deux mesures du risque de revenu diffèrent parfois du tout au tout. Ces résultats ne sont cependant pas incompatibles. Par exemple, les agriculteurs n'anticipent pas de faire faillite, mais sont sujets à plus d'aléas sur leurs ressources. On observe ce même phénomène pour les individus travaillant dans la banque ou l'assurance.

Le patrimoine de précaution en France

Après avoir présenté la méthodologie économétrique reposant sur l'estimation d'une équation de patrimoine inspirée par la littérature théorique, nous décrivons dans un premier temps les principaux effets obtenus avant de nous intéresser de manière plus exhaustive à la mesure du patrimoine de précaution.

La méthodologie économétrique

Pour mesurer le patrimoine de précaution en France, nous estimerons l'équation économétrique « standard » qui est directement inspirée

de la théorie du cycle de vie (cf. King et Dicks-Mireaux, 1982) :

$$\ln(W/Y_p) = f(\text{Age}, \sigma^2, X, p, \delta) + \varepsilon \quad (1)$$

où (W/Y_p) est le ratio patrimoine/revenu permanent de l'individu, σ^2 la variance subjective du revenu futur, p et δ respectivement les préférences individuelles en matière de prudence et de préférence temporelle, X un vecteur de variables qui complètent la détermination du profil âge-patrimoine et ε le terme d'erreur (16). Selon la théorie du cycle de vie, le patrimoine doit suivre une courbe en cloche avec l'âge, être proportionnel avec le revenu permanent (l'épargne n'est que de la consommation différée) et diminuer avec la préférence pour le présent. Pour le paramètre p , nous ne disposons pas d'une mesure directe de la prudence des individus mais seulement de leurs attitudes vis-à-vis du risque (cf. *supra*) (17). En conséquence, nous avons préféré utiliser l'échelle subjective sur la propension à prendre des risques de manière générale, dont l'intitulé recoupe aussi bien des comportements à risque que des attitudes prudentes (Arrondel et Masson, 2007b).

Au sein des variables X figurent au premier rôle et comme le prédisent les modèles théoriques, le revenu permanent (18) et l'âge (19). En plus de ces deux facteurs clé, nous introduisons des variables qui peuvent influencer le profil âge-patrimoine dû à des besoins sociaux ou familiaux hétérogènes : statut social, situation matrimoniale, nombre d'enfants, ou à des environnements

16. La spécification logarithmique permet de tenir compte en partie des phénomènes d'hétéroscédasticité plutôt courants en matière d'épargne et de certaines hétérogénéités individuelles des préférences (Masson et Arrondel, 1989).

17. Sous certaines hypothèses (EU et isoélasticité de l'utilité), l'aversion pour le risque et la prudence sont néanmoins équivalentes à une constante près.

18. Le vecteur X inclut le revenu permanent si l'on suppose que les préférences sont non-homothétiques (Masson et Arrondel, 1989) : si cette variable sort significativement, la proportionnalité entre le patrimoine et le revenu permanent n'est plus observée comme le prédit la théorie standard du cycle de vie, et l'épargne peut alors être un bien de luxe si le coefficient est positif.

Ce revenu permanent a été approximé à partir de la valeur prédite de l'estimation d'une équation de revenu en fonction d'une série de caractéristiques du ménage : âge de la personne de référence, composition du ménage, nombre d'actifs, existence de périodes de chômage, catégorie sociale, diplôme, lieu de résidence. Pour les couples, les caractéristiques des deux conjoints ont été introduites. Afin de tenir compte des différences de taux d'épargne en fonction du niveau de ressources, le revenu permanent a été introduit à partir d'une fonction linéaire par morceaux dont les nœuds correspondent à un écart type de part et d'autre de sa moyenne (Masson et Arrondel, 1989).

19. La relation entre l'âge et le patrimoine est introduite dans l'équation en utilisant une fonction linéaire par morceaux jusqu'à l'âge de 60 ans, une fonction quadratique entre 60 et 75 ans et une fonction linéaire après 75 ans. Les coefficients mesurent alors directement les taux d'accumulation sur le cycle de vie (Masson et Arrondel, 1989).

économiques différents (domiciliation en milieu rural ou en milieu urbain). Enfin, nous incluons aussi des variables indicatrices des périodes de chômage (courte ou de longue durée) pour tenir compte du fait que les chômeurs ont pu puiser dans leurs réserves pour faire face à leurs besoins de consommation (ils détiennent alors moins de patrimoine, toutes choses égales par ailleurs). La présence de périodes de maladie ayant entraîné une inactivité temporaire est également introduite pour traduire le fait que ces ménages ont peut-être désespéré dans le passé et que vraisemblablement ils ont une plus forte probabilité de rencontrer à nouveau des problèmes de santé dans le futur.

Cette équation de patrimoine (1) a été estimée à partir de plusieurs définitions de la richesse des ménages et sur différentes populations (cf. tableaux 9 et 10), et ceci pour l'une et l'autre des mesures du risque sur le revenu futur (probabilité de perdre son emploi, évolutions du revenu futur).

Trois mesures du patrimoine ont été utilisées : le patrimoine brut global (20) (somme de tous les actifs détenus par le ménage à l'exception des droits à la retraite), le patrimoine financier et le patrimoine domestique (les biens utilisés dans le cadre de son activité professionnelle sont alors exclus). Ces trois mesures des avoirs de ménages sont supposées répondre différemment aux besoins de précaution des ménages (Hurst *et al.*, 2004).

L'équation de patrimoine a tout d'abord été estimée sur la population globale que nous avons éventuellement tronquée aux deux extrémités de la distribution pour éviter le problème des points « aberrants » (les 1 % les plus et les moins riches). D'autres groupes d'individus ont ensuite été considérés isolément pour éviter certains problèmes de mesures (Hurst *et al.*, 2005) : population active vs. population retraitée ; population salariée vs. population non salariée. Dans le cas de la mesure du risque calculée à partir de la probabilité de perdre son emploi (chômage ou faillite), nous n'avons retenu que la population des ménages dont la personne de référence était en activité.

L'équation de patrimoine : résultats de l'estimation

L'estimation de l'équation de patrimoine total sur la population globale (tronquée aux deux extrêmes de la distribution) montre les effets suivants (cf. tableau 9). La relation entre la richesse et le revenu permanent n'apparaît homogène que pour les revenus moyens ou élevés, où le patrimoine augmente alors dans la même proportion que les

20. Dans l'idéal, la mesure du patrimoine conforme à la théorie concerne la richesse nette (Masson et Arrondel, 1989) qui retranche de l'actif brut la somme actualisée en termes réels de l'ensemble des remboursements (en intérêts et en capital). Cette définition du patrimoine est en fait beaucoup plus proche du patrimoine brut que ne l'est l'actif net au sens juridique (montant du patrimoine brut moins capital restant dû).

Tableau 9
Le patrimoine de précaution (mesure de risque : évolutions du revenu futur)

Variables	Patrimoine brut		Patrimoine financier		Patrimoine domestique	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Constante	- 2,008	- 5,570	- 1,667	- 4,670	- 1,952	- 5,360
Revenu Permanent (1) (2) (10E-05)						
YP1	- 8,767	- 3,420	- 3,743	- 1,470	- 8,453	- 3,260
YP2	8,179	3,210	3,013	1,200	8,109	3,150
YP3	- 0,646	- 1,140	- 0,215	- 0,380	- 0,735	- 1,290
Risque du revenu futur (σ^2/y_p) (10E-04)	0,742	3,630	1,009	4,980	0,683	3,300
Retraité	- 0,076	- 0,640	0,075	0,650	- 0,008	- 0,070
Catégorie sociale (Indépendant = 1)	0,659	8,980	0,369	5,090	0,321	4,320
Chômage présent	0,297	1,730	0,510	3,000	0,382	2,190
Chômage passé (longues périodes)	- 0,346	- 3,790	- 0,190	- 2,110	- 0,315	- 3,420
Petites périodes de chômage	- 0,233	- 2,690	- 0,204	- 2,380	- 0,222	- 2,530
Maladies passées (longues interruptions)	- 0,130	- 0,820	- 0,229	- 1,450	- 0,087	- 0,540
Diplôme (Référence : aucun diplôme)						
CEP	0,040	0,400	- 0,019	- 0,190	0,023	0,220
CAP, BEP	0,294	3,200	0,102	1,120	0,234	2,510
BEPC	0,392	3,080	0,187	1,490	0,368	2,860
Bac technique	0,356	2,680	0,396	3,010	0,326	2,420
Bac général	0,550	4,440	0,511	4,160	0,502	4,000
Au-delà du Baccalauréat (troisième cycle et Grandes Écoles exclus)	0,601	5,150	0,434	3,750	0,566	4,790
Troisième cycle et Grandes Écoles	0,731	6,060	0,788	6,600	0,699	5,740

Tableau 9 (suite)

Variables	Patrimoine brut		Patrimoine financier		Patrimoine domestique	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Âge (3)						
AGE1	0,185	8,000	0,055	2,390	0,177	7,560
AGE2	0,070	5,360	0,046	3,570	0,071	5,400
AGE3	0,029	2,400	0,017	1,480	0,029	2,410
AGE4	0,023	1,580	0,016	1,130	0,022	1,460
AGE5	- 0,044	- 1,180	- 0,034	- 0,930	- 0,039	- 1,030
AGE6	0,003	1,130	0,003	1,070	0,003	1,040
AGE7	- 0,105	- 0,580	0,152	0,850	- 0,088	- 0,480
Situation maritale (Référence : célibataire)						
Marié	0,563	5,520	0,046	0,450	0,509	4,920
Couple non marié (cohabitation > = 5 années)	0,330	2,360	0,099	0,720	0,286	2,020
Couple non marié (cohabitation < 5 années)	0,165	1,180	0,069	0,500	0,139	0,990
Veuf	0,369	3,100	0,030	0,250	0,353	2,930
Divorcé	- 0,071	- 0,660	- 0,190	- 1,760	- 0,069	- 0,630
Héritages et donations reçus	0,631	12,420	0,481	9,570	0,635	12,360
Transferts <i>Inter vivos</i> versés	0,146	1,610	0,537	6,000	0,195	2,130
Nombre d'enfants au domicile	- 0,032	- 1,040	- 0,165	- 5,410	- 0,034	- 1,100
Nombre d'enfants indépendants	- 0,064	- 1,860	- 0,240	- 7,070	- 0,065	- 1,870
Vit en zone urbaine	- 0,239	- 4,540	- 0,004	- 0,080	- 0,263	- 4,930
Échelle de risque globale en quartiles (Référence : prudent)						
Non-réponse	- 0,674	- 3,700	- 0,489	- 2,710	- 0,724	- 3,930
Prudent modéré	0,065	1,000	0,069	1,080	0,070	1,060
Aventureux modéré	- 0,063	- 0,940	- 0,070	- 1,060	- 0,074	- 1,090
Aventureux	- 0,213	- 3,010	- 0,268	- 3,830	- 0,201	- 2,810
Échelle de préférence pour le présent en quartiles (Référence : prévoyant)						
Pas de réponse	0,102	0,600	- 0,134	- 0,790	0,116	0,670
Prévoyance modérée	- 0,019	- 0,280	0,031	0,450	- 0,016	- 0,230
Myopie modérée	0,008	0,120	- 0,168	- 2,600	0,010	0,160
Vit au jour le jour	- 0,256	- 3,780	- 0,283	- 4,210	- 0,256	- 3,730
R ²	0,28		0,18		0,26	
Nombre d'observations	3 509		3 509		3 509	
<p>1. Pour tenir compte des variations éventuelles du taux d'épargne en fonction des ressources, on a introduit le revenu permanent à l'aide de trois variables : l'effet de cette variable est représenté par le coefficient de YP1 pour les revenus les plus faibles (inférieurs de plus d'un écart-type à la moyenne), par la somme des coefficients de YP1 et de YP2 pour les revenus intermédiaires, par la somme des coefficients de YP1, YP2 et YP3 pour les revenus les plus élevés (supérieurs d'un écart-type au moins à la moyenne).</p> <p>Revenu permanent : YP :</p> <p>YPm = 30 500 ; σ(YP) = 19 090</p> <p>YP1 = YP</p> <p>YP2 = YP - [YPm - σ(YP)] (YP2 = 0 si YP < [YPm - σ(YP)])</p> <p>YP3 = YP - [YPm + σ(YP)] (YP3 = 0 si YP < [Ypm + σ(YP)])</p> <p>2. Le revenu permanent a été approximé à partir de la valeur prédite de l'estimation d'une équation de revenu en fonction d'une série de caractéristiques du ménage : âge de la personne de référence, composition du ménage, nombre d'actifs, existence de périodes de chômage, catégorie sociale, diplôme, lieu de résidence. Pour les couples, les caractéristiques des deux conjoints ont été introduites. Le R² est 0,34.</p> <p>3. La spécification retenue pour l'âge, est une fonction linéaire par morceaux, sauf entre 60 et 75 ans où on introduit une forme quadratique. Elle permet d'interpréter les coefficients des variables « AGE » comme les taux d'augmentation annuels du rapport patrimoine/revenu permanent dans les différentes classes d'âge.</p> <p>Âge : a</p> <p>D₁ = 1 si a < 30 AGE1 = D1(a-15) + 15 $\sum_{k=2}^6$ D_k</p> <p>D₂ = 1 si 30 = < a < 40 AGE2 = D2(a-30) + 10 $\sum_{k=3}^6$ D_k</p> <p>D₃ = 1 si 40 = < a < 50 AGE3 = D3(a-40) + 10 $\sum_{k=4}^6$ D_k</p> <p>D₄ = 1 si 50 = < a < 60 AGE4 = D4(a-50) + 10 $\sum_{k=5}^6$ D_k</p> <p>D₅ = 1 si 60 = < a < 75 AGE5 = D5(a-60) + 15 D₆</p> <p>D₆ = 1 si a >= 75 AGE6 = D5(a-60)2 + 225 D₆</p> <p>AGE7 = D₆</p>						

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation de l'équation de patrimoine (1). Les caractéristiques des ménages sont celles du chef de famille, sauf dans les cas de la variance du revenu et de l'aversion relative au risque qui concerne la réponse donnée par la personne sondée.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 ayant répondu au questionnaire recto-verso, à l'exception des deux centiles extrêmes de la distribution des patrimoines.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

ressources de cycle de vie (l'épargne n'est pas un bien de luxe). Pour les revenus faibles, cette relation se révèle plutôt « sous-proportionnelle » : pour cette catégorie, le patrimoine augmente alors moins vite que les ressources vitales. Par ailleurs, les anciens chômeurs détiennent moins d'actifs, et ce d'autant plus que la période d'inactivité a été longue : les ménages ayant connu seulement de courtes périodes de chômage ont un patrimoine global (respectivement financier) inférieur de 19 % (resp. 17 %) au patrimoine moyen ; ceux ayant subi de longues périodes d'inactivité détiennent des avoirs totaux (respectivement financiers) d'une valeur inférieure de 27 % par rapport aux avoirs moyens (resp. 16 %).

Par contre, les chômeurs actuels détiennent plus de patrimoine (un tiers de patrimoine global et deux tiers de patrimoine financier en plus) (21). Ces effets traduisent déjà la présence d'un motif de précaution : si les ménages accumulent pour se protéger contre le risque de chômage futur, lorsqu'ils le sont, ils puisent dans les réserves constituées à cet effet.

21. On notera que ces effets du chômage actuel disparaissent lorsque l'on utilise la probabilité de « perdre son emploi dans les cinq prochaines années » comme variable de risque (cf. tableau 10), ce qui atteste de l'effet de précaution capté par la variable muette « chômage actuel ». Cela signifie aussi que la variable risque construite à partir des évolutions futures du revenu ne suffit pas à mesurer tous les comportements de précaution.

Tableau 10
Le patrimoine de précaution (mesure de risque : probabilité de perdre son emploi)

Variables	Patrimoine brut		Patrimoine financier		Patrimoine domestique	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Constante	- 2,141	- 4,820	- 1,580	- 3,870	- 2,074	- 4,640
Revenu Permanent (1) (2) (10E-05)						
YP1	- 11,129	- 3,010	- 7,979	- 2,340	- 10,647	- 2,860
YP2	10,557	2,900	7,169	2,130	10,317	2,810
YP3	- 0,857	- 1,150	- 0,038	- 0,060	- 0,868	- 1,160
Risque du revenu futur $[p(1-p)]y_p$ (10E-05)	0,275	3,390	0,380	5,090	0,268	3,280
Catégorie sociale (Indépendant = 1)	0,896	7,310	0,408	3,610	0,322	2,610
Chômage présent	0,114	0,540	0,229	1,190	0,211	1,000
Chômage passé (longues périodes)	- 0,484	- 3,580	- 0,285	- 2,290	- 0,486	- 3,580
Petites périodes de chômage	- 0,256	- 2,080	- 0,146	- 1,290	- 0,262	- 2,110
Maladies passées (longues interruptions)	- 0,175	- 0,610	0,099	0,380	- 0,046	- 0,160
Diplôme (Référence : aucun diplôme)						
CEP	- 0,007	- 0,030	- 0,379	- 1,860	- 0,054	- 0,240
CAP, BEP	0,542	3,260	0,099	0,650	0,475	2,840
BEPC	0,756	3,330	0,300	1,440	0,759	3,320
Bac technique	0,749	3,430	0,551	2,740	0,730	3,320
Bac général	0,696	3,310	0,510	2,630	0,630	2,970
Au-delà du Baccalauréat (troisième cycle et Grandes Écoles exclus)	0,835	4,330	0,573	3,230	0,784	4,040
Troisième cycle et Grandes Écoles	1,073	5,370	0,938	5,090	1,015	5,040
Âge (3)						
AGE1	0,178	6,130	0,065	2,450	0,172	5,880
AGE2	0,072	4,190	0,048	3,020	0,075	4,350
AGE3	0,011	0,660	0,015	1,000	0,012	0,770
AGE4	0,041	1,930	0,020	1,050	0,035	1,640
AGE5	- 0,244	- 1,830	- 0,104	- 0,850	- 0,244	- 1,820
AGE6	0,020	1,860	0,007	0,720	0,020	1,850
AGE7	- 0,622	- 0,730	0,059	0,070	- 0,522	- 0,610
Situation maritale (Référence : célibataire)						
Marié	0,714	4,610	0,153	1,080	0,643	4,120
Couple non marié (cohabitation > =5 années)	0,614	2,930	0,168	0,870	0,573	2,720
Couple non marié (cohabitation < 5 années)	0,257	1,290	0,278	1,520	0,219	1,090
Veuf	0,526	2,120	0,430	1,880	0,522	2,090
Divorcé	- 0,013	- 0,090	- 0,190	- 1,420	- 0,001	0,000
Héritages et donations reçus	0,711	8,800	0,437	5,870	0,716	8,800
Transferts <i>inter vivos</i> versés	0,320	1,480	0,484	2,440	0,362	1,660
Nombre d'enfants au domicile	- 0,031	- 0,710	- 0,150	- 3,770	- 0,040	- 0,920
Nombre d'enfants indépendants	- 0,059	- 1,240	- 0,208	- 4,780	- 0,063	- 1,330
Vit en zone urbaine	- 0,356	- 4,220	- 0,067	- 0,860	- 0,378	- 4,460

Les autres effets sont les suivants. Les salariés sont moins pourvus en capital. Les différents coefficients de la variable « âge » nous donnent les taux d'accumulation en fonction du cycle de vie du ménage : ces taux sont positifs jusqu'à 60 ans pour s'annuler ensuite. On n'observe donc pas la décroissance du patrimoine prédite par la théorie du cycle de vie. Les ménages qui se présentent comme les plus impatients sont bien ceux qui accumulent le moins. Être diplômé facilite la constitution d'un patrimoine important, tout comme le fait d'avoir bénéficié de transferts intergénérationnels dans le passé. Les couples mariés et les veufs sont plus riches que les autres, notamment les célibataires. Avoir des enfants a par contre une influence négative sur le patrimoine (les coûts d'éducation dépassent

l'effet dû au motif de transmission intergénérationnelle). Enfin, le fait d'habiter une grande ville signifie posséder moins de richesses, effet qui s'explique par le moindre taux de propriétaires dans les grandes agglomérations (pas d'effet sur la patrimoine financier).

La régression concernant la richesse domestique aboutit sensiblement aux mêmes conclusions. La plupart de ces effets se retrouvent, au moins qualitativement, dans le cas de la richesse financière. Les seules différences notables concernent les effets d'âge, de la situation matrimoniale et géographique : le patrimoine financier atteint son maximum vers 40 ans mais ne diminue pas ensuite et il n'y a pas de différence d'avoirs liquides selon la situation matri-

Tableau 10 (suite)

Variables	Patrimoine brut		Patrimoine financier		Patrimoine domestique	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Échelle de risque globale en quartiles (Référence : prudent)						
Non-réponse	- 1,165	- 3,900	- 0,446	- 1,620	- 1,306	- 4,340
Prudent modéré	0,115	1,200	0,148	1,670	0,105	1,080
Aventureux modéré	- 0,131	- 1,260	- 0,118	- 1,230	- 0,157	- 1,500
Aventureux	- 0,194	- 1,580	- 0,164	- 1,450	- 0,191	- 1,540
Échelle de préférence pour le présent en quartiles (Référence : prévoyant)						
Pas de réponse	- 0,663	- 1,730	- 0,691	- 1,960	- 0,653	- 1,690
Prévoyance modérée	- 0,074	- 0,710	0,018	0,190	- 0,067	- 0,640
Myopie modérée	- 0,023	- 0,210	- 0,229	- 2,340	- 0,034	- 0,320
Vit au jour le jour	- 0,351	- 3,270	- 0,332	- 3,360	- 0,387	- 3,590
R ²	0,30		0,16		0,27	
Nombre d'observations	1 915		1 915		1 915	
<p>1. Pour tenir compte des variations éventuelles du taux d'épargne en fonction des ressources, on a introduit le revenu permanent à l'aide de trois variables : l'effet de cette variable est représenté par le coefficient de YP1 pour les revenus les plus faibles (inférieurs de plus d'un écart-type à la moyenne), par la somme des coefficients de YP1 et de YP2 pour les revenus intermédiaires, par la somme des coefficients de YP1, YP2 et YP3 pour les revenus les plus élevés (supérieurs d'un écart-type au moins à la moyenne).</p> <p>Revenu permanent : YP :</p> <p>YPm = 32 500 ; $\sigma(YP) = 23\,300$</p> <p>YP1 = YP</p> <p>YP2 = YP - [YPm - $\sigma(YP)$] (YP2 = 0 si YP < [YPm - $\sigma(YP)$])</p> <p>YP3 = YP - [YPm + $\sigma(YP)$] (YP3 = 0 si YP < [Ypm + $\sigma(YP)$])</p> <p>2. Le revenu permanent a été approximé à partir de la valeur prédite de l'estimation d'une équation de revenu en fonction d'une série de caractéristiques du ménage : âge de la personne de référence, composition du ménage, nombre d'actifs, existence de périodes de chômage, catégorie sociale, diplôme, lieu de résidence. Pour les couples, les caractéristiques des deux conjoints ont été introduites. Le R2 est 0,31.</p> <p>3. La spécification retenue pour l'âge, est une fonction linéaire par morceaux, sauf entre 60 et 75 ans où on introduit une forme quadratique. Elle permet d'interpréter les coefficients des variables « AGE » comme les taux d'augmentation annuels du rapport patrimoine/revenu permanent dans les différentes classes d'âge.</p> <p>Âge : a</p> <p>D₁ = 1 si a < 30 AGE1 = D1(a-15) + 15 $\sum_{k=2}^6 D_k$</p> <p>D₂ = 1 si 30 = < a < 40 AGE2 = D2(a-30) + 10 $\sum_{k=3}^6 D_k$</p> <p>D₃ = 1 si 40 = < a < 50 AGE3 = D3(a-40) + 10 $\sum_{k=4}^6 D_k$</p> <p>D₄ = 1 si 50 = < a < 60 AGE4 = D4(a-50) + 10 $\sum_{k=5}^6 D_k$</p> <p>D₅ = 1 si 60 = < a < 75 AGE5 = D5(a-60) + 15 D₆</p> <p>D₆ = 1 si a >= 75 AGE6 = D5(a-60)2 + 225 D₆</p> <p>AGE7 = D₆</p>						

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation de l'équation de patrimoine (1). Les caractéristiques des ménages sont celles du chef de famille, sauf dans les cas de la variance du revenu et de l'aversion relative au risque qui concerne la réponse donnée par la personne sondée.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 ayant répondu au questionnaire recto-verso, à l'exception des deux centiles extrêmes de la distribution des patrimoines.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee, calculs des auteurs.

moniale ou entre les habitants des grandes villes et les autres.

Un patrimoine de précaution limité, inférieur à 10 % de la richesse

Dans tous les cas de figures (tableaux 9 et 10) et conformément aux prédictions du modèle de l'épargne de précaution, l'effet de la variance du revenu est positif et statistiquement significatif, indiquant en conséquence, que les personnes confrontées à un risque de revenu plus élevé épargnent davantage. De plus, les attitudes vis-à-vis du risque (notamment la prudence) mesurées par l'échelle globale de prise de risque classées en quartiles montrent que le

taux d'accumulation des ménages les plus risquophiles est plus faible : les ménages les plus risquophiles (ceux appartenant au quartile de la population la plus aventureuse) détiendront un patrimoine global (respectivement financier) inférieur de 20 % (resp. 25 %) à celui des autres épargnants (22) .

Différentes mesures de l'importance du patrimoine de précaution dans le processus d'accumulation des ménages peuvent être estimées selon que l'on retient l'une ou l'autre mesure du risque de revenu futur et pour les différentes populations envisagées (cf. tableau 11).

22. Arrondel et Masson (2007b) obtenaient des résultats similaires sur l'enquête précédente de 1998.

Tableau 11
Les mesures du patrimoine de précaution

Variable de risque utilisée	Patrimoine brut	Patrimoine financier	Patrimoine domestique
Évolutions du revenu futur anticipé (en % du patrimoine estimé détenu)			
Population totale	0,6	0,8	0,6
Population totale tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	1,7	2,3	1,6
Population salariée	2,3	2,8	2,2
Population salariée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	1,8	2,3	1,7
Population non salariée	1,2	1,5	1,2
Population non salariée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	1,7	2,7	1,7
Population non retraitée	1,0	1,3	1,0
Population non retraitée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	2,1	2,7	1,9
Population retraitée	2,0	2,2	2,0
Probabilité de perdre son emploi (en % du patrimoine estimé détenu)			
Population non retraitée	2,4	3,1	2,3
Population non retraitée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	7,5	8,9	7,2
Population salariée non retraitée	6,4	7,0	6,3
Population salariée non retraitée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	10,1	10,7	10,0
Population non salariée	3,7	7,1	4,3
Population non salariée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	9,4	11,2	7,0
Patrimoine moyen (non pondéré, en euros)			
Population totale	224 300	48 800	199 100
Population totale tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	201 100	43 400	188 800
Population salariée	185 600	43 500	182 800
Population non salariée	459 100	81 000	293 000
Population non retraitée	220 900	41 700	183 300
Population retraitée	231 100	63 100	230 600

Lecture : la part du patrimoine de précaution pour la population retraitée représente 2,2 % du patrimoine financier total (dont la moyenne est de 63 100 euros) si l'on estime le risque du revenu futur à partir de ses évolutions anticipées. La part du patrimoine de précaution pour la population non retraitée représente 2,4 % du patrimoine global (dont la moyenne est de 220 900 euros) si l'on estime le risque de revenu futur à partir de la probabilité de perdre son emploi dans les 5 années à venir.

Champ : échantillon de l'enquête Patrimoine 2004 ayant répondu au questionnaire recto-verso.

Source : enquête Patrimoine 2004, Insee, estimations économétriques des auteurs (cf. tableaux 9 et 10).

Pour cela, nous calculons, pour chaque ménage, la richesse estimée à partir des estimations de l'équation économétrique (1). Puis, nous estimons le patrimoine possédé par ces mêmes ménages s'ils ne subissent cette fois aucun risque sur le marché du travail (variance fixée à la valeur nulle). La différence entre ces deux

valeurs donne l'ampleur du comportement de précaution. Le tableau 11 recense ainsi les moyennes de ces mesures (en pourcentage du patrimoine estimé détenu).

Lorsque nous envisageons l'échantillon total et la variance du revenu issue directement des

Encadré 3

VALIDITÉ DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE L'ÉQUATION DE PATRIMOINE

Les estimations précédentes par les moindres carrés ordinaires peuvent cependant être biaisées (Lusardi, 1997). Concernant la variance du revenu, certaines valeurs nulles, en particulier quand il s'agit de donner la distribution des évolutions possibles du revenu futur, peuvent être erronées, ce qui peut entraîner des erreurs de mesure non négligeables dans les régressions économétriques. Dans ce cas, le coefficient de la variance du revenu est biaisé vers le bas et la part du patrimoine de précaution est sous-estimée. Il se peut également qu'il subsiste un biais d'endogénéité si l'on considère que les ménages avertis au risque ont pu choisir des emplois plus stables, même si dans la régression, cet effet est contrôlé par une mesure de la prudence. Pour corriger ces effets, nous avons réestimé les équations du patrimoine par la méthode des variables instrumentales.

La plupart des études empiriques instrumentent leur mesure de risque en utilisant, dans une première étape, des variables explicatives de même nature que celles que nous avons utilisées précédemment. Mais la condition d'identification de la méthode des variables instrumentales exige qu'au moins un des instruments ne soit lié à la richesse du ménage que par l'intermédiaire de sa corrélation avec la mesure du risque de revenu et en conséquence, soit exclu de l'équation de patrimoine estimé dans la seconde étape. Trouver un tel instrument est difficile car beaucoup de facteurs explicatifs jouent sur les deux variables simultanément (Caroll *et al.*, 2003) : le diplôme et la catégorie sociale, par exemple, s'ils expliquent le risque de revenu subi sont aussi susceptibles d'influencer le montant du patrimoine détenu.

En plus des variables exogènes utilisées dans l'équation de patrimoine (1), nous avons donc introduit, comme variable instrumentale supplémentaire, la tolérance vis-à-vis du risque professionnel, mesurée par la loterie de Barsky *et al.* (1997) présentée plus haut, pour expliquer la mesure de la variance calculée à partir des évolutions du revenu (on fait ainsi l'hypothèse, critiquable, que la prise de risque sur le marché du travail n'influence pas directement les comportements d'épargne du ménage, indépendance qui est cependant vérifiée statistiquement) et l'évolution du chômage départemental au cours des cinq dernières années pour expliquer celle mesurée à l'aide de la probabilité de perdre son emploi (c'est l'instrument que proposent également Lusardi (1998) et Caroll *et al.* (2003)).

Par ailleurs, l'estimation de la première étape utilise simplement la régression linéaire de la variance du revenu futur comme l'ont suggérée Angrist et Krueger (2001). En effet, même si cette variable comprend de nombreuses valeurs nulles, ces deux auteurs montrent en fait que la forme linéaire est préférable à un modèle non linéaire : elle conduit à des estimateurs convergents dans la seconde étape alors qu'un modèle non linéaire n'aboutit à cette convergence que sous la condition d'une spécification non linéaire parfaitement exacte.

En fait, il s'est avéré difficile d'instrumenter la variance du revenu futur à partir des variables en niveau : le pouvoir explicatif des instruments était trop faible pour éviter d'ajouter des problèmes d'estimation plutôt que d'en soustraire (Bound *et al.*, 1995). Nous avons été alors contraints de travailler sur une spécification alternative retenant plutôt le logarithme de la variance du revenu futur. Cette variante demeure cependant une des spécifications utilisées fréquemment dans la littérature empirique sur l'épargne de précaution (cf. Caroll et Samwick, 1998).

Le coefficient estimé des mesures du risque sur les revenus nous donne alors directement la valeur de l'élasticité du rapport (W/Y_p) en fonction de la variance du revenu futur. Estimée sur la population globale tronquée aux deux extrêmes, celle-ci est de 0,5 % pour le patrimoine global et 1,0 % pour la richesse financière si l'on retient la question relative aux évolutions du revenu futur. Elle se situe autour de 3 % avec la spécification qui porte sur la probabilité de perdre son emploi pour les ménages en activité. Autrement dit, si l'on double le risque de revenu futur par rapport à sa valeur moyenne, alors le rapport (W/Y_p) augmentera de 0,5 à 1 % avec la variable de risque calculée à partir des évolutions du revenu futur et de 3 % avec celle mesurée à l'aide de la probabilité de chômage. Ces résultats sont donc compatibles avec les mesures obtenues avec les variables de risque exprimées en niveau.

Pour les deux mesures du risque de revenu futur (évolutions du revenu futur ou probabilité de perdre son emploi), le pouvoir explicatif des instruments est satisfaisant et le test de sur-identification des restrictions ne nous permet de rejeter ni la spécification du modèle, ni les instruments choisis. Les tests d'endogénéité nous conduisent alors à rejeter l'existence d'un biais et donc à accepter les mesures du motif de précaution obtenues précédemment.

évolutions du revenu futur, la part du patrimoine de précaution est extrêmement faible, représentant moins de 1 % de la richesse et ce, quelle que soit la définition du patrimoine utilisée. Si nous tronquons la distribution des patrimoines aux deux extrêmes (le centile supérieur et inférieur étant exclus), le motif de précaution apparaît plus important se situant autour de 2 %. La mesure est donc sensible aux points extrêmes. Cette part est systématiquement plus importante pour le patrimoine financier que pour les autres formes de richesse.

Selon Hurst *et al.* (2005), séparer les salariés des non-salariés permettrait d'affiner la quantification du patrimoine de précaution. Celui-ci se situe alors entre 2 et 3 % pour les salariés, mais, contrairement aux *a priori*, est en général plus faible pour les travailleurs indépendants et les agriculteurs chez qui le motif de précaution oscille entre 1 et 3 % (23).

Enfin, si l'on isole les ménages en activité des ménages retirés du marché du travail, on obtient un patrimoine de précaution qui représente de 1 à 3 % de la richesse des actifs et autour de 2 % de celle des retraités. Cette population des ménages en activité est d'ailleurs la seule pour qui nous pouvons quantifier le motif de précaution en utilisant la variance du revenu calculée avec le risque de perdre son emploi (chômage ou faillite).

De manière générale, les estimations du patrimoine de précaution mesurées à l'aide de la probabilité de perdre son emploi sont plus élevées que les précédentes. Sur la population des

ménages non retraités, les actifs épargneraient de 2 à 3 % de leurs avoirs à des fins de protection contre les aléas du revenu futur. Cette proportion augmente fortement lorsque l'on sépare la distribution de ces deux centiles extrêmes où elle oscille alors entre 7 et 9 %.

Pour les actifs salariés, les avoirs de précaution sont de l'ordre de 6 à 7 % (10 à 11 % sans les centiles extrêmes) et, là encore, en général supérieurs à ceux de leurs homologues indépendants ou agriculteurs pour qui le patrimoine de sécurité oscillent entre 3,7 et 7,1 % (de 7 à 11,2 % sans les centiles extrêmes).

Des travaux économétriques complémentaires montrent que les résultats précédents demeurent robustes lorsqu'on envisage d'autres estimateurs, notamment pour prendre en compte l'éventuelle endogénéité de la variable risque de revenu (cf. encadré 3).

En résumé, les résultats précédents confirment le fait que les mesures du patrimoine de précaution sont sensibles à plusieurs facteurs : population étudiée, type de mesure de la variance des revenus, choix de la variable de patrimoine. Néanmoins, ils montrent que le motif de précaution est relativement limité en France, rarement supérieur à 10 % de la richesse. □

23. On notera cependant qu'en niveau, les montants du patrimoine de sécurité des indépendants sont en général supérieurs à ceux de leurs homologues salariés, puisque la richesse moyenne des indépendants et des agriculteurs représente à peu près le double de celle des salariés (cf. tableau 7).

BIBLIOGRAPHIE

Alan S. (2006), « Precautionary Wealth Accumulation : Evidence from Canadian Microdata », *Canadian Journal of Economics*, vol. 39, n° 4, pp. 1105-1124.

Angrist J. D. et Krueger A. B. (2001), « Instrumental Variables and the Search for Identification : From Supply and Demand to Natural Experiments », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 4, pp. 69-85.

Arrondel L. (2002), « Risk Management and Wealth Accumulation Behavior in France », *Economics Letters*, vol. 74, n° 2, pp. 187-194.


Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2004), « Préférences de l'épargnant et accumulation patrimoniale », (dossier de 5 articles), *Économie et Statistique*, n° 374-375.

Arrondel L. et Masson A. (2006), « Altruism, Exchange or Indirect Reciprocity : What Do the Data on Family Transfers Show ? », dans *The Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, Mercier-Ythier J. et S. C. Kolm eds., North Holland, Chapitre 14, pp. 971-1053.

- Arrondel L. et Masson A. (2007a)**, « Solidarités publiques et familiales », dans *Une jeunesse difficile : Portrait économique et social de la jeunesse française*, Cohen D. ed., Presses de l'ENS, Paris, Chapitre 3, pp. 107-190.
- Arrondel L. et Masson A. (2007b)**, *Inégalités Patrimoniales et Choix Individuels*, Economica Ed., Paris.
- Arrondel L. et Masson A. (2008)**, « Mesurer les préférences vis-à-vis du risque et du temps de l'épargnant : quelle méthode adopter ? », mimeo.
- Barsky R. B., Kimball M. S., Juster F. T. et Shapiro M. D. (1997)**, « Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity : an Experimental Approach in the Health and Retirement Survey », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 2, pp. 537-580.
- Boulding K. E. (1966)**, *Economic Analysis*, vol. 1 : Microeconomics, 4ème édition, Hamper and Row, New York.
- Bound J., Jaeger D. A. et Baker R. M. (1995)**, « Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, n° 430, pp. 443-450.
- Browning M. et Lusardi A. (1996)**, « Household Saving : Micro Theories and Micro Facts », *Journal of Economic Literature*, vol. 34, n° 4, pp. 1797-1855.
- Caballero R. J. (1991)**, « Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation », *American Economic Review*, vol. 81, n° 4, pp. 859-871.
- Carroll C. D. (1997)**, « Buffer-Stock Saving and the Life-Cycle/Permanent Income Hypothesis », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 1, pp. 1-55.
- Carroll C. D. et Kimball M. S. (2008)**, « Precautionary Saving and Precautionary Wealth » dans *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Edition, S. N. Durlauf and L. E. Blume, eds., MacMillan, London.
- Carroll C. D. et Samwick A. A. (1998)**, « How Important is Precautionary Saving ? », *The Review of Economic and Statistics*, vol. 80, n° 3, pp. 410-419.
- Carroll C. D., Dynan K. E. et Krane S. D. (2003)**, « Unemployment Risk and Precautionary Wealth : Evidence from Households' Balance Sheets », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 3, pp. 586-604.
- Cordier M., Houdré C. et Rougerie C. (2006)**, « Les inégalités de patrimoine des ménages entre 1992 et 2004 », *Les revenus et le patrimoine des ménages - Édition 2006*, Insee-Références, pp. 47-58.
- Crainich D. et Eeckhoudt L. (2005)**, « La notion économique de prudence : origine et développements récents », *Revue Economique*, vol. 56, n° 5, pp. 1021-1032.
- Dardanoni V. (1991)**, « Precautionary Savings under Income Uncertainty : a Cross-Sectional Analysis », *Applied Economics*, vol. 23, n° 1B, pp. 153-160.
- Deaton A. (1992)**, *Understanding Consumption*, Oxford University Press, Oxford.
- Drèze J. et Modigliani F. (1972)**, « Consumption Decisions under Uncertainty », *Journal of Economic Theory*, vol. 5, n° 3, pp. 308-335.
- Dynan K. E. (1993)**, « How Prudent Are Consumers ? », *Journal of Political Economy*, vol. 101, n° 6, pp. 1104-1113.
- Eeckhoudt L. et Schlesinger H. (2006)**, « Putting Risk in its Proper Place », *American Economic Review*, vol. 96, n° 1, pp. 280-289.
- Engen E. M. et Gruber J. (2001)**, « Unemployment Insurance and Precautionary Saving », *Journal of Monetary Economics*, vol. 47, n° 3, pp. 545-579.
- Fisher M. (1956)**, « Exploration in Saving Behavior », *Oxford University Institute of Statistics Bulletin*, vol. 18, pp. 201-277.
- Friedman M. (1957)**, *A Theory of the Consumption Function*, NBER, Princeton University Press.
- Fuchs-Schündeln N. et Schündeln M. (2005)**, « Precautionary Savings and Self-Selection : Evidence from the German Reunification Experiment », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, n° 3, pp. 1085-1120.
- Gollier C. (2001)**, *The Economics of Risk and Time*, MIT Press, Cambridge.
- Gourinchas P. et Parker J. A. (2001)**, « The Empirical Importance of Precautionary Saving », *American Economic Review*, vol. 91, n° 2, pp. 406-412.

- Guariglia A. et Kim B. Y. (2004)**, « Earnings Uncertainty, Precautionary Saving and Moonlighting in Russia », *Journal of Population Economics*, vol. 17, n° 2, pp. 289-310.
- Guiso L., Jappelli T. et Terlizzese D. (1992)**, « Earnings Uncertainty and Precautionary Saving », *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, n° 2, pp. 307-338.
- Hubbard R. G., Skinner J. et Zeldes S. P. (1995)**, « Precautionary Saving and Social Insurance », *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 2, pp. 360-399.
- Huggett M. (2004)**, « Precautionary Wealth Accumulation », *Review of Economic Studies*, vol. 71, n° 3, pp. 769-781.
- Hurst E., Kennickell A., Lusardi A. et Torralba F. (2005)**, « Precautionary Savings and the Importance of Business Owners », NBER Working Papers n° 11731.
- Jianakoplos N., Irvine F. O. et Menchik P. (1986)**, « Household Precautionary Savings as an Alternative to Government Maintenance Programs », Michigan State University, Mimeo.
- Kapteyn A. et Teppa F. (2002)**, « Subjective Measures of Risk Aversion and Portfolio Choice », Discussion paper n° 11, Center for Economic Research, Tilburg University.
- Kazarosian M. (1997)**, « Precautionary Savings-A Panel Study », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n° 2, pp. 241-247.
- Kennickell A. et Lusardi A. (2004)**, « Disentangling the Importance of the Precautionary Saving Mode », NBER Working Papers n° 10888.
- Keynes J. M. (1936)**, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan Cambridge University Press, New York.
- Kimball M. S. (1990)**, « Precautionary Saving in the Small and in the Large », *Econometrica*, vol. 58, n° 1, pp. 53-73.
- Kimball M. S. (1993)**, « Standard Risk Aversion », *Econometrica*, vol. 61, n° 3, pp. 589-611.
- King M. A. et Dicks-Mireaux L. D. L. (1982)**, « Assets Holdings and the Life Cycle », *Economic Journal*, vol. 92, n° 366, pp. 247-267.
- Laitner J. (2004)**, « Precautionary Saving Over the Life Cycle », Working Papers n° 083, University of Michigan.
- Langlais E. (1995)**, « Aversion au risque et prudence : le cas d'un risque de taux d'intérêt », *Revue Economique*, vol. 46, n° 4, pp. 1099-1119.
- Leland H. E. (1968)**, « Saving and Uncertainty : the Precautionary Demand for Saving », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, n° 3, pp. 465-473.
- Loisy C. (1999)**, « L'épargne des ménages de 1984 à 1995 : disparité et diversité », *Economie et Statistique*, n° 324-325, pp. 113-133.
- Lusardi A. (1997)**, « Precautionary Saving and Subjective Earnings Variance », *Economics Letters*, vol. 57, n° 3, pp. 319-326.
- Lusardi A. (1998)**, « On the Importance of the Precautionary Saving Motive », *American Economic Review*, vol. 88, n° 2, pp. 449-453.
- Marshall A. (1920)**, *Principles of Economics*, 8ème édition, Macmillan, Londres.
- Masson A. et Arrondel L. (1989)**, « Hypothèse du cycle de vie et accumulation du patrimoine : France 1986 », *Économie et Prévision*, n° 90, pp. 11-30.
- Merrigan P. et Normandin M. (1996)**, « Precautionary Saving Motives : an Assessment from U.K. Time Series of Cross-Sections », *Economic Journal*, vol. 106, n° 438, pp. 1193-1208.
- Michaelides A. (2003)**, « A Reconciliation of Two Alternative Approaches towards Buffer Stock Saving », *Economics Letters*, vol. 79, n° 1, pp. 137-143.
- Modigliani F. et Brumberg R. (1954)**, « Utility Analysis and the Consumption Function : an Interpretation of Cross-Section Data », in *Post-Keynesian Economics*, pp. 388-436, K. K. Kurihara (ed.), Georges Allen and Unwin, Londres.
- Sandmo A. (1970)**, « The Effect of Uncertainty on Savings Decisions », *Review of Economic Studies*, vol. 37, n° 111, pp. 82-114.
- Skinner J. (1988)**, « Risky Income, Life Cycle Consumption and Precautionary Savings », *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, n° 2, pp. 237-255.
- Starr-McCluer M. (1996)**, « Health Insurance and Precautionary Savings », *American Economic Review*, vol. 86, n° 1, pp. 285-95.
- Zeldes S. P. (1989)**, « Optimal Consumption with Stochastic Income : Deviations from Certainty Equivalence », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, n° 2, pp. 275-298.

QUESTIONNAIRE DE L'ENQUÊTE PATRIMOINE 2004

Cette partie est à remplir par l'enquêteur		Qui a répondu ? (entourez)		Enquête		
___ ___ ___ ___ ___ RGES ECH NUMFA CLE LE		- Personne de référence [1] - Conjoint [2]		PATRIMOINE 2003-2004		
COMMENT VOUS REPRÉSENTEZ-VOUS VOTRE AVENIR D'ICI 5 ANS ?						
1 EMPLOI (entourez la case)	Empl	2 DÉPENSES DU MÉNAGE (entourez la case)			Dep	
Vous n'avez aucun risque, ou presque, de vous retrouver sans emploi (chômage, faillite,...)	[1]	Vous n'avez aucun risque, ou presque, d'avoir à faire face à des dépenses inhabituelles importantes (voiture, logement, enfants, ...)			[1]	
Il est possible que vous vous retrouviez sans emploi (<i>risque faible</i>)	[2]	Il est possible que vous ayez à faire face à des dépenses inhabituelles importantes (<i>risque faible</i>)			[2]	
Il est probable que vous vous retrouviez sans emploi (<i>risque assez fort</i>)	[3]	Il est probable que vous ayez à faire face à des dépenses inhabituelles importantes (<i>risque assez fort</i>)			[3]	
Il est certain, ou presque, que vous vous retrouviez sans emploi (<i>risque fort</i>)	[4]	Il est certain, ou presque, que vous ayez à faire face à des dépenses inhabituelles importantes (<i>risque fort</i>)			[4]	
Vous n'êtes pas concerné (retraité, au foyer, ...)	[0]					
3 REVENU DU MÉNAGE						
Vous avez 100 points à répartir dans les 7 cases selon que vous êtes plus ou moins d'accord avec l'affirmation correspondante				EXEMPLES		
Dans 5 ans, le revenu global du ménage (déduction faite de la hausse des prix)...		Votre réponse (vérifiez que le total est égal à 100)		Situation 1	Situation 2	Situation 3
				→ 10 chances sur 100 d'augmenter de 20% → 30 chances sur 100 d'augmenter de 5% → 50 chances sur 100 de rester stable → 10 chances sur 100 de diminuer de 5%	→ Le revenu n'évoluera pas	→ Le revenu augmentera de 15%
... sera nettement plus élevé (de plus de 25%)	Rev1 à Rev7	___	___	___	___	___
... sera plus élevé (entre 10 et 25% de plus)		___	10	___	___	100
... sera légèrement plus élevé (de 0 à 10% de plus)		___	30	___	___	___
... sera au même niveau		___	50	100	___	___
... sera légèrement moins élevé (de 0 à 10% de moins)		___	10	___	___	___
... sera moins élevé (entre 10 et 25% de moins)		___	___	___	___	___
... sera nettement plus faible (de plus de 25%)		___	___	___	___	___
4 Dans l'intervalle, votre revenu risque-t-il de connaître des hauts et des bas ? (entourez la réponse choisie)						
				Oui	Non	Hb
5 Si oui, quel serait le revenu annuel atteint (indiquez un revenu annuel en euros)						
Au minimum :				___	€	Revmin
Au maximum :				___	€	Revmax
6 Vous arrive-t-il de jouer de l'argent à des jeux de hasard ? (entourez la case)						
PMU	Pmu	[1]	[1]	[1]		
Loto, millionnaire, banco, tickets à gratter, ...	Lot	[2]	[2]	[2]		
Machines à sous	Mac	[3]	[3]	[3]		
Casino (roulette, black jack, ...)	Cas	[4]	[4]	[4]		
7 Avez-vous réduit ou modifié votre consommation de viande à la suite des problèmes de la vache folle ? (entourez la réponse choisie)						
				Oui	Non	Sans objet (végétarien) Vac

VOUS ET LE RISQUE : Certains sont particulièrement prudents face à une situation risquée, d'autres sont davantage prêts à tenter leur chance. Vous-même...

8 Imaginez que votre revenu actuel R soit garanti à vie. On vous propose d'autres contrats qui ont une chance sur deux (50%) de vous procurer un revenu plus élevé et une chance sur deux (50%) de vous procurer un revenu plus faible.

On vous propose en premier lieu le contrat A. Le contrat A est tel que vous avez 50% de chances de doubler votre revenu R et 50% de le réduire d'un tiers (33%).

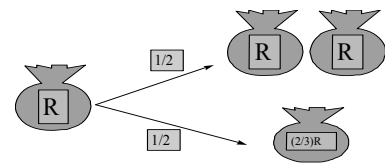


Illustration du contrat A

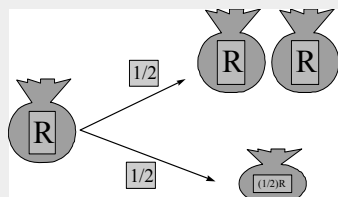
Êtes-vous prêt à accepter le contrat A ? (Entourez la réponse choisie)

ConA

Oui

Non

9 Si oui, vous avez accepté le contrat A mais il n'est plus disponible. On vous propose à défaut le contrat B. Le contrat B est tel que vous avez 50% de chances de doubler votre revenu R et 50% de le réduire de moitié.

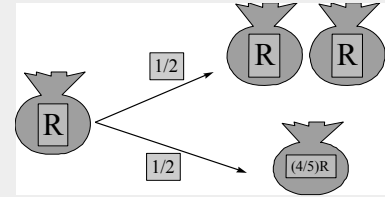


Êtes-vous prêt à accepter le contrat B ? (entourez la réponse choisie)

ConB

Oui Non

10 Si non, vous avez refusé le contrat A. On vous propose alors le contrat C. Le contrat C est tel que vous avez 50% de chances de doubler votre revenu R et 50% de le réduire de 20%.



Êtes-vous prêt à accepter le contrat C ? (entourez la réponse choisie)

ConC

Oui Non

11 En matière d'attitude à l'égard du risque, essayez de vous situer sur les échelles de 0 à 10 selon que vous vous sentez plus proche de l'un ou de l'autre portrait-type (entourez le chiffre choisi)

0 : personne très prudente, qui s'efforce de limiter au maximum les risques de l'existence et recherche une vie bien réglée, sans surprise
10 : personne attirée par l'aventure, qui recherche la nouveauté et les défis, qui aime prendre des risques et miser gros dans son existence

	Prudent										Aventureux												
En général.....	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	EchG
Pour votre santé.....	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	EchS
Pour votre carrière professionnelle.....	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	EchC
Pour la gestion de votre patrimoine.....	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	EchP

VOUS ET LE TEMPS : Certains sont particulièrement préoccupés par leur avenir, d'autres vivent davantage au jour le jour. Vous-même...

12 Imaginez la situation suivante. Vous êtes salarié. Pour faire face à une charge de travail imprévue, l'employeur demande au personnel si certains sont prêts à reporter une semaine de vacances à l'année prochaine. Les volontaires auront des jours de congé supplémentaires (en plus de la semaine à rattraper). Acceptez-vous le principe de cette offre ? (entourez la réponse choisie)

Cong

Oui Non

13 Si oui, à partir de combien de jours de congé supplémentaires acceptez-vous ?

Nbj

| _____ |

14 Pensez-vous que cela vaut la peine, pour gagner quelques années de vie, de se priver de ce qui constitue pour soi des plaisirs de l'existence (comme bien manger, boire, fumer, mener une vie mouvementée, ...) (Entourez la réponse choisie)

EchT

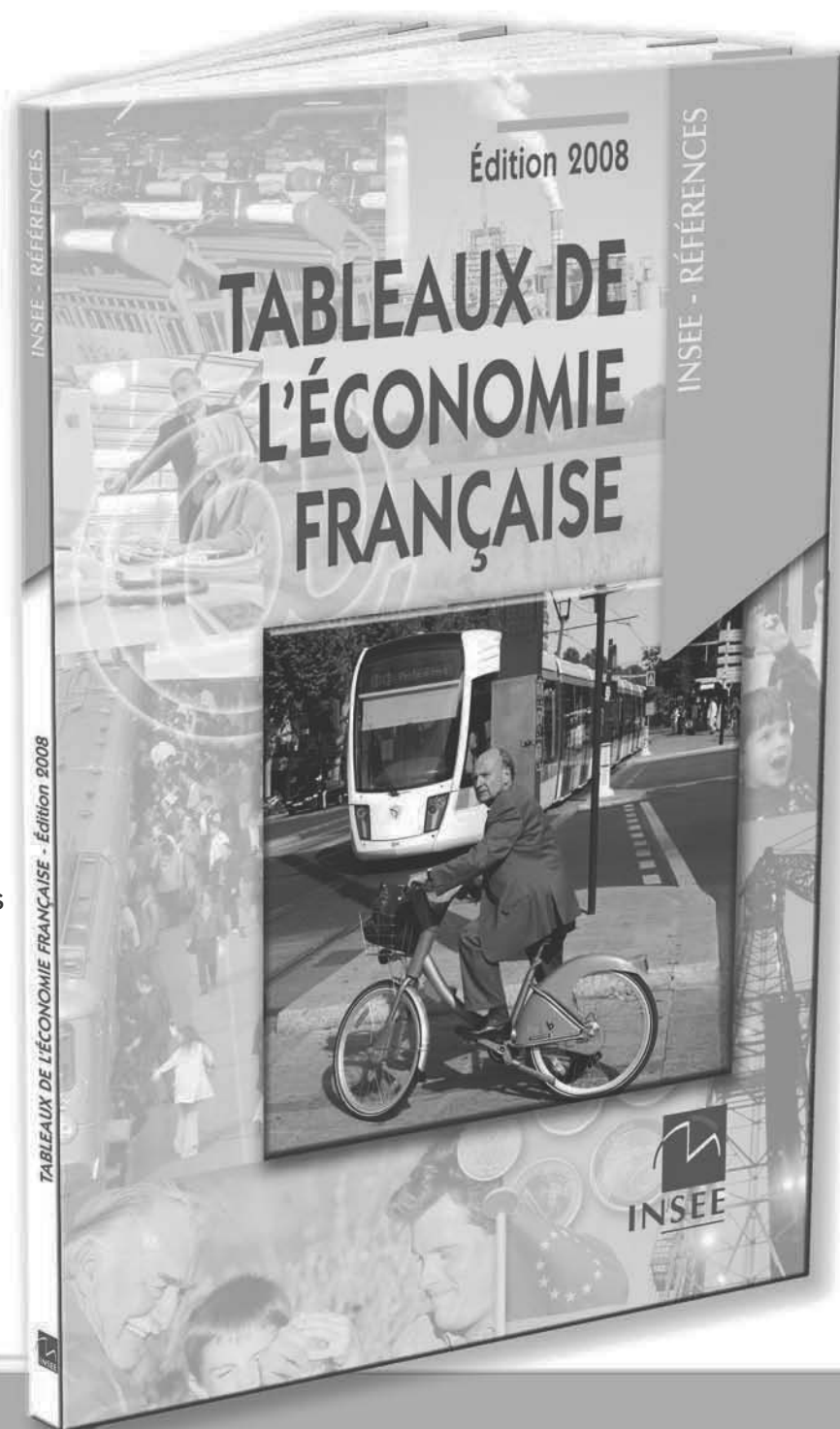
Oui Non

15 En matière d'attitude à l'égard du futur, essayez de vous situer sur une échelle de 0 à 10 selon que vous vous sentez plus proche de l'un ou de l'autre portrait-type (entourez le chiffre choisi)

0 : personne vivant au jour le jour et prenant la vie comme elle vient, sans trop songer au lendemain ni se projeter dans l'avenir
10 : personne préoccupée par son avenir (même éloigné) qui a des idées bien arrêtées ce qu'elle voudrait être ou faire plus tard

Vit au jour le jour											Préoccupé par son avenir											
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	EchT

L'essentiel de l'économie...



- > Une approche synthétique et accessible à tous de l'actualité économique avec de nombreuses données européennes : population, santé, emploi, énergie...

En vente en librairie,
par correspondance et sur www.insee.fr

16,50 € - Collection Insee-Références


INSEE