



**HAL**  
open science

## Les Français sont-ils prudents ? Patrimoine et risque sur les revenus des ménages

Luc Arrondel, Hector Calvo Pardo

### ► To cite this version:

Luc Arrondel, Hector Calvo Pardo. Les Français sont-ils prudents ? Patrimoine et risque sur les revenus des ménages. 2008. halshs-00585994

**HAL Id: halshs-00585994**

**<https://shs.hal.science/halshs-00585994v1>**

Preprint submitted on 14 Apr 2011

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

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



**PARIS SCHOOL OF ECONOMICS**  
ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS

**WORKING PAPER N° 2008 - 70**

**Les Français sont-ils prudents ?**

**Patrimoine et risque sur les revenus des ménages**

**Luc Arrondel**

**Hector Calvo Pardo**

**Codes JEL : D31, D12, D63**

**Mots-clés : théorie du cycle de vie, épargne de  
précaution, prudence**



**PARIS-JOURDAN SCIENCES ÉCONOMIQUES**  
**LABORATOIRE D'ÉCONOMIE APPLIQUÉE - INRA**



48, Bd JOURDAN – E.N.S. – 75014 PARIS  
TÉL. : 33(0) 1 43 13 63 00 – FAX : 33 (0) 1 43 13 63 10  
[www.pse.ens.fr](http://www.pse.ens.fr)

CENTRE NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE – ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES  
ÉCOLE NATIONALE DES PONTS ET CHAUSSÉES – ÉCOLE NORMALE SUPÉRIEURE



**Les Français sont-ils prudents ?**  
**Patrimoine et risque sur les revenus des ménages<sup>1</sup>**

**Luc Arrondel**

CNRS-PSE (Unité mixte de recherche CNRS-EHESS-ENPC-ENS)  
48 Bd. Jourdan  
75014 Paris. France.

et

**Hector Calvo Pardo**

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

Décembre 2008

---

<sup>1</sup> Les auteurs remercient trois rapporteurs anonymes pour la pertinence de leurs commentaires sur les versions antérieures de l'article.

## **Résumé :**

Le motif d'épargne de précaution a été modélisé initialement par Leland (1968), Sandmo (1970) ou Drèze & Modigliani (1972) et renouvelé par Kimball (1993). La quantification de cette *prudence* des épargnants face à un risque de revenu exogène dans les comportements d'épargne a fait l'objet d'une abondante littérature empirique qui est cependant loin d'aboutir à un consensus. Pour résumer, d'un côté les méthodes de simulation calibrant les modèles théoriques sur l'économie réelle aboutissent à une part du patrimoine de précaution de l'ordre de 50% du total alors que de l'autre, les travaux économétriques estiment cette proportion entre 1% et 20%.

L'objectif principal de ce travail était de quantifier le motif de précaution des épargnants français face à des risques portant sur leurs revenus futurs. Le travail empirique a été effectué à partir des données de l'enquête "Patrimoine 2004" de l'Insee. Les mesures de ces aléas étaient subjectives, directement anticipées par un membre du ménage pour les 5 années à venir. Elles concernaient d'une part la probabilité de perdre son emploi, d'autre part les évolutions possibles du revenu.

Nous avons montré que le motif d'épargne de précaution reste limité chez les français. Bien qu'elle dépende de la nature de la richesse envisagée, de la mesure des risques de revenu futur et de la méthode d'estimation, la part du patrimoine de précaution dépasse en effet rarement 10% de la richesse, financière ou autre.

## **Abstract :**

Precautionary saving was first modelled by Leland (1968), Sandmo (1970) and Drèze & Modigliani (1972), and then later by Kimball (1993). The measure of savers' prudence in reaction to an exogenous income risk has been the subject of a large empirical literature, which has yet to reach a consensus. One approach uses simulation methods to calibrate theoretical models on real data, and concludes that about half of all saving is precautionary, while econometric work on the same problem produces much lower figures for the share of precautionary saving of between 1% and 20%.

The main goal of this paper is to quantify the extent of precautionary saving by French savers who face risks regarding their future income. The empirical analysis is based on data from the INSEE "Patrimoine 2004" survey. The measures of income risk are subjective, and reported directly by the respondent with respect to the next five years. These cover the risk of job loss and other potential income movements.

We find only a modest degree of precautionary saving in this French sample. While the results depend to an extent on the type of wealth under consideration, the measure of the risks faced, and the estimation method, the share of precautionary saving only rarely exceeds 10%.

## Introduction

La crise financière récente n'a fait qu'assombrir davantage un avenir économique et financier des Français déjà incertain à plusieurs titres.

Le *risque de chômage*, même s'il a tendance à diminuer, reste à des niveaux élevés. Le système de retraite connaît et va connaître des réformes profondes. Les *dépenses de santé* sont appelées à être de plus en plus lourdes dans le budget des ménages, notamment en raison du coût de la dépendance. Les *jeunes générations* voient leur avenir avec appréhension (dette publique, difficultés d'insertion sur le marché du travail, valorisation des diplômes...). Pour faire face à ces perspectives difficiles, l'initiative individuelle, par l'intermédiaire de l'épargne privée, est de plus en plus sollicitée. Ce qui n'est pas sans soulever plusieurs questions. Les Français se protègent-ils suffisamment contre les aléas de la vie ? Préparent-ils leur retraite raisonnablement tôt ? Faut-il chercher à les éduquer financièrement pour les aider à mieux préparer leurs vieux jours ? Doit-on les inciter fiscalement à plus de solidarités familiales ?...

Fin 2007, selon la comptabilité nationale le patrimoine (net) des ménages représentait près de 9 400 milliards d'euros, soit près de 3 fois leurs avoirs dix ans auparavant. Parallèlement, depuis le début des années 90, le taux d'épargne financière se situe au-dessus de 5% du revenu disponible et le taux d'épargne global oscille autour de 15%. Les fourmis Françaises sont parmi les mieux placées au sein de l'Europe avec l'Allemagne et l'Italie. De son côté, l'enquête "Patrimoine 2004" de l'Insee situe le patrimoine moyen (brut) des Français autour de 170 000 euros, le patrimoine médian autour de 100 000 euros.

Au-delà de ces valeurs globales, les disparités entre ménages, que ce soit au niveau du patrimoine ou à celui du taux d'épargne, sont fortes : ainsi si l'on prend l'exemple de la catégorie sociale, ce sont les indépendants et les professions libérales qui sont les plus épargnantes (autour de 24% de leur revenu disponible selon Loisy, 1999) et les plus dotés en patrimoine (de 2 à 6 fois la médiane globale selon Cordier *et al.*, 2006).

Pour étudier le comportement des épargnants, la théorie économique "standard" se référant aux modèles de cycle de vie (Modigliani & 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 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 des non salariés évoqués plus haut pourraient ainsi 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 & 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 & 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 & 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 aussi 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.

Les études sur l'épargne de précaution en France ne sont pas légions. Pour combler cette lacune, nous étudions ici empiriquement la relation entre le comportement d'accumulation de patrimoine et les risques du revenu en nous appuyant sur les données de l'enquête "Patrimoine" Insee 2004.

Dans une première section, nous présentons les éléments du débat empirique controversé sur l'importance de l'épargne de précaution dans les comportements des ménages. Nous présentons ensuite les données utilisées, notamment les variables relatives au risque (aversion, anticipations). Après avoir explicité notre méthodologie statistique, nous proposons enfin une mesure du comportement de précaution pour la France.

## **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 nouveau puisqu'il y a cinquante ans, on trouvait déjà certains développements 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 revenu important et l'accumulation patrimoniale.

### *Le motif de précaution: quelques éléments théoriques*

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

Bien qu'il soit déjà analysé chez Marshall (1920) ou 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 & Modigliani (1972) qui raisonnent tous dans le cadre de l'espérance d'utilité (EU).

Leland (1968), Sandmo (1970) et Drèze & Modigliani (1972) 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<sup>2</sup>. 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 de précaution est alors défini comme le surplus d'épargne généré par ce risque futur<sup>3</sup>. 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*, notion liée aux propriétés des préférences de l'agent (convexité de l'utilité marginale). Tout

---

<sup>2</sup> Il est possible de généraliser ce modèle au cas où le taux d'intérêt est incertain (Langlais, 1995). Les prédictions qui isolent les prêteurs et les emprunteurs sont plus complexes puisque alors la convexité de l'utilité n'est plus suffisante pour justifier d'un comportement d'épargne de précaution (épargner davantage entraîne une exposition au risque plus élevée).

<sup>3</sup> Ce motif peut en fait être généralisé à tout risque futur exogène (santé, longévité...).

individu *prudent* face à un risque futur sur son revenu augmentera alors ses avoirs courants pour un motif de précaution.

Plus récemment, Crainich & Eeckhoudt (2005) et Eeckhoudt & 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 des 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 et risque de richesse : épargner par précaution consiste alors à augmenter la partie certaine de sa consommation future risquée. Crainich & Eeckhoudt montrent que dans un cadre standard (EU), le principe de désagrégation des peines correspond à une prudence positive (convexité de l'utilité).

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.

### *L'importance de l'épargne de précaution dans le patrimoine des ménages : un débat controversé*

Selon une enquête récente que nous avons réalisée conjointement avec l'institut TNS-Sofres, 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 (Arrondel & Masson, 2008). Résultat qui 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 sont parfois abyssaux (Browning & Lusardi, 1996, Kennickell & Lusardi, 2004, Carroll & Kimball, 2008). A l'extrême, certains travaux, plutôt basés sur des analyses économétriques, concluent à l'absence totale du motif de précaution dans les comportements d'épargne alors

qu'inversement d'autres, plutôt issus de méthode de simulation, affirment que cette motivation expliquerait une part essentielle de l'accumulation du patrimoine.

Les différentes méthodologies empiriques rendent parfois, il est vrai, la comparaison difficile (Kennickell & 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 (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 simulation et qui calibrent ensuite leur modèle de cycle de vie sur les données réelles concluent à la prédominance du patrimoine de précaution. Ainsi Skinner (1988) et Caballero (1991) suggèrent que plus de 60 % du patrimoine U.S. s'expliquerait par des motifs de précaution. C'est également le chiffre avancé plus récemment par Gourinchas & Parker (2001) pour le patrimoine financier. Hubbard *et al.* (1995) obtiennent une grandeur similaire de l'ordre de 50%<sup>4</sup>.

Les conclusions issues des travaux économétriques montrent par contre une certaine disparité dans leurs conclusions. 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 Etats-Unis. Dynan (1993) conclut de manière similaire en affirmant que le coefficient de prudence des Américains 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. Arrondel (2002) avec une mesure du risque similaire 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

---

<sup>4</sup> 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.

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 %" <sup>5</sup>.

Mais d'autres analyses nuancent les résultats économétriques précédents. Dardanoni (1991) estiment que 60% du taux d'épargne américain peut être expliqué par l'incertitude sur les revenus futurs. Jianakoplos *et al.* (1986) étudient la relation entre l'épargne et les programmes gouvernementaux de revenu minimum et trouvent un motif de précaution important. Kazarosian (1997) obtient que si l'on double la variance du revenu, on augmente le ratio richesse/revenu permanent <sup>6</sup> de 24%. Carroll et Samwick (1998) estiment pour leur part que ces motifs détermineraient environ 40% de l'accumulation de la richesse. Engen & Gruber (2001) montrent que si l'on divise le montant des indemnités de chômage aux Etats-Unis par deux, le patrimoine financier augmente 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 1 point de probabilité, un ménage 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 divergence 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 (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 & 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. Au Canada, Alan (2006) détecte la présence d'un fort motif de précaution pour expliquer l'accumulation du patrimoine : une augmentation de 10% du risque revenu augmenterait la richesse des Canadiens de 2,5 semaines de revenu. De même, Guariglia & Kim (2004) observent que les ménages russes sont plutôt prudents. Fuchs-Schündeln & Schündeln (2005), à partir d'une expérience

---

<sup>5</sup> 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.

<sup>6</sup> Le revenu permanent est un indicateur des ressources à long terme du ménage, sensé corriger en particulier les évolutions du revenu courant sur le cycle de vie.

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 agrégées conduisent à un chiffre très important, sans doute trop important, du patrimoine de précaution. Croire que 50 à 60% de l'épargne peut ainsi être expliquée par des comportements prudents revient à dire qu'une politique publique visant à réduire l'incertitude des revenus conduirait 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 chiffre, les estimations avancées sont en général plus raisonnables : 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 1 et 20%.

### **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 9 700 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...).

Plus spécifiquement, une partie du questionnaire cherchait 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'agissait d'un questionnaire "recto-verso" déjà proposé dans l'enquête précédente de 1998, qui était distribué aux enquêtés à la fin de l'interview (Cf. annexe). Cette partie (auto-administrée) de l'enquête concernait la totalité de l'échantillon et devait être remplie individuellement par la personne enquêtée ou son conjoint qui devait

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 interrogeait le ménage sur sa probabilité de perdre son emploi et sur l'évolution de son revenu dans les 5 ans à venir. Une loterie permettait 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 étaient également proposées aux individus afin qu'ils s'attribuent eux-mêmes une note allant de 0 pour les plus prudents à 10 pour les plus aventureux. Ces échelles concernaient soit la prise de risque en général, soit les risques dans différents domaines de la vie (santé, carrière, finance). Enfin, des questions qualitatives étaient 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 était 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 étaient également posées. La première concernait 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 concernait aussi les attitudes face au risque, appréciait la conception de la vie en matière de comportements ludiques (faire bombance, fumer, mener une vie mouvementée...).

Le tableau A.1 compare les caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon global avec celles de la population ayant répondu à ce questionnaire spécifique. On recense très peu de différences entre les deux populations, ce qui 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.

### *Les Français aiment-ils le risque ?*

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

### Une mesure de l'aversion relative pour le risque

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)<sup>7</sup>, la valeur de leur aversion relative pour le risque – ou plutôt leur appartenance à un intervalle de valeurs pour ce paramètre.

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. Sur les 3 872 retours, 3 488 individus avaient répondu à cette loterie. Le taux de refus qui demeure un des problèmes inhérents à ce type de questionnaire est relativement élevé, de l'ordre de 10%.

Le tableau 2 présente la répartition des répondants selon la valeur estimée de leur aversion relative pour le risque. Comme cette loterie était déjà disponible dans l'enquête de 1998, nous pouvons ainsi comparer les deux distributions. 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 : seul 26,5% accepte ce contrat en 2004 alors qu'ils étaient près de 40% dans ce cas 6 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.

Le tableau 3 met en relation les pratiques de jeux et la réponse à cette loterie. On peut vérifier qu'en général, les individus les plus risquophiles jouent plus fréquemment, ce qui tendrait à valider ce type de questionnaire pour mesurer la tolérance au risque des agents économiques. On constate aussi qu'entre 1998 et 2004, les Français sont devenus globalement

---

<sup>7</sup> Pour plus de détails sur cette mesure d'aversion au risque, on se référera à Arrondel *et al.* (2004).

moins joueurs. Cela signifierait-il encore une fois, comme pour la loterie, que nos compatriotes sont devenus plus frileux vis-à-vis des pratiques à risque<sup>8</sup> ?

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 4) sans doute trop élevée<sup>9</sup>. 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.

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 A.2)<sup>10</sup>. On retrouve d'ailleurs les effets habituels (*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.

#### Comment les Français s'évaluent-ils en matière de risque?

Les individus étaient aussi invités dans le questionnaire à se placer sur des échelles de prise de risque allant de 0 à 10, globalement et selon différents domaines : santé, travail, placements. Les histogrammes de ces échelles sont représentés sur les graphiques IA à ID.

Dès l'abord, 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 IA). Ce constat est d'autant plus surprenant que nous ne l'avions pas

---

<sup>8</sup> 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).

<sup>9</sup> 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.

<sup>10</sup> Ces effets sont issus d'un modèle de régression (*Probit* ordonné) dans lequel les effets sont estimés toutes choses égales par ailleurs.

observé dans l'expérience précédente de 1998 (Cf. Arrondel *et al.*, 2004). La seule différence de protocole entre les deux enquêtes résidait dans la place de cette question dans le survey : dans l'enquête précédente, la demande de positionnement sur les échelles subjectives intervenait 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 inconvénient concerne la focalisation trop forte des déclarations sur la valeur moyenne 5 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 IB à ID). 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 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 (tableau 4). 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 entre la loterie de Barsky *et al.* (1997) et les échelles sont moins élevés oscillant entre 0,16 pour la santé et 0,30 pour le patrimoine et la prise de risque globale.

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 cherchaient à expliquer la mesure de l'aversion relative pour le risque (*Cf. supra*). Pour l'échelle globale, ce sont les "jeunes" (âgés de moins de 50 ans) et les hommes qui sont les moins risquophobes (*Cf. tableau A.2*). 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 cohabitants de longue date (les veufs également) s'estiment moins aventureux que les autres, notamment les célibataires.

*Comment les français voient-ils leur avenir en matière de revenu ?*

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 consistait 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*). La distribution des réponses à cette question figure dans le tableau 5 : seuls 8% estiment qu'ils n'ont aucun risque sur le marché du travail 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 arbitrairement 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,  $y_{t+5}$ , peut alors être calculée à partir de la formule :  $Var(y_{t+5})=p*(1-p)*(1-\alpha)^2 y_t^2$ , où  $\alpha$  désigne le taux de remplacement du revenu en cas de chômage<sup>11</sup>.

Le tableau A.3 présente les facteurs qui sont liés à la probabilité de perdre son emploi pour la population des non retraités. Les variables explicatives introduites concernent d'une part les caractéristiques des individus (sexe, âge, catégorie sociale, diplôme, échelle de risque en

---

<sup>11</sup> En fait, les estimations économétriques ne sont pas sensibles à la valeur de  $\alpha$  (Lusardi, 1998). Dans nos estimations, nous l'avons donc fixé à la valeur nulle.

matière de carrière professionnelle), d'autre part celles du marché de l'emploi (secteur d'activité, lieu de résidence, taux de chômage départemental).

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 chômage plus forte si l'on habite Paris ou l'Ile 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.

La seconde méthode, déjà rôdée sur l'enquête similaire de 1998, pour mesurer la variance subjective du revenu futur du ménage, plus complexe, s'inspire de celle utilisée par Guiso *et al.* (1992). Elle consistait, 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<sup>12</sup>.

Le tableau 5 indique la distribution de la population selon la valeur relative du risque mesuré par le coefficient de variation. Globalement, le risque moyen du revenu futur s'élève à 4,3% pour une évolution moyenne anticipée de l'ordre de 1,1%<sup>13</sup>.

Près de 46% des individus n'anticipe aucun risque sur leur revenu futur. À l'inverse, un individu sur 10 (10,3%) estiment 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 dans le cas de la probabilité de perdre son emploi, nous pouvons étudier les caractéristiques qui influent sur le risque de revenu futur anticipé par les individus (*Cf.* tableau A.3). 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 5 ans. Par ailleurs, les secteurs d'activité les plus risqués en matière de revenu sont l'hostellerie et la restauration, la banque et l'assurance, le commerce et

---

<sup>12</sup> Supposons que le revenu anticipé dans 5 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 5 ans et  $\sigma_x^2$  sa variance.

<sup>13</sup> Si l'on prend l'évolution du revenu disponible des ménages sur les 5 dernières années (2000-2004), on obtient une évolution moyenne de l'ordre de 4,8%. Ce qui signifierait que les Français, "pessimistes", anticipent une moins bonne conjoncture sur les 5 prochaines années.

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.

#### *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,  $\sigma^2$  la variance subjective du revenu futur,  $p$  et  $\delta$  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  $\varepsilon$  le terme d'erreur<sup>14</sup>. 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. Concernant la mesure du 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*)<sup>15</sup>. En conséquence, nous avons préféré utiliser l'échelle subjective sur la propension à prendre des

---

<sup>14</sup> 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 & Arrondel, 1989).

<sup>15</sup> Sous certaines hypothèses (EU et isoélasticité de l'utilité), l'aversion relative pour le risque et la prudence relative sont néanmoins équivalents à une constante près.

risques de manière générale, dont l'intitulé recoupe aussi bien des comportements à risque que des attitudes prudentes.

Au sein de ces variables  $X$  figurent au premier rôle et comme le prédisent les modèles théoriques, le revenu permanent<sup>16</sup> et l'âge<sup>17</sup>. En plus de ces deux facteurs clé, nous introduirons des variables qui peuvent influencer le profil âge-patrimoine dû à des besoins familiaux hétérogènes : statut social, situation matrimoniale, nombre d'enfants, ou à des environnements économiques différents (domiciliation en milieu rural ou en milieu urbain). Enfin, nous inclurons aussi des variables indicatrices des périodes de chômage (courte ou de longue durée) pour tenir compte du fait que les chômeurs aient 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 sera également introduite pour traduire le fait que ces ménages ont peut-être déséparné dans le passé et que vraisemblablement ils ont une plus forte probabilité de rencontrer à nouveau des problèmes de santé dans le futur.

Les tableaux A.4 et A.5 présentent les estimations de ces régressions, selon que l'on utilise l'une ou l'autre des mesures du risque sur le revenu futur (probabilité de perdre son emploi, évolutions du revenu futur). Cette équation de patrimoine a été estimée à partir de plusieurs définitions de la richesse des ménages et sur différentes populations.

Trois définitions du patrimoine ont été utilisées : le patrimoine brut global<sup>18</sup> (somme de tous les actifs détenus par le ménage à l'exception des droits à la retraite), le patrimoine

---

<sup>16</sup> Le vecteur  $X$  inclut le revenu permanent si on suppose que les préférences sont non-homothétiques (Masson & 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 & Arrondel, 1989).

<sup>17</sup> 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 & Arrondel, 1989).

<sup>18</sup> Dans l'idéal, la mesure du patrimoine conforme à la théorie concerne la richesse nette (Masson & 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

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, nous n'avons retenu, dans les régressions, que la population des ménages dont la personne de référence était toujours 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 A.4). 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 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% aux avoirs moyens (resp. 16%). Par contre, les chômeurs actuels détiennent plus de patrimoine (un tiers de patrimoine global et 2/3 de patrimoine financier en plus). 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.

Les salariés sont également 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

---

proche du patrimoine brut que ne l'est l'actif net au sens juridique (montant du patrimoine brut moins capital restant dû).

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.

La régression concernant la richesse domestique aboutit sensiblement aux mêmes conclusions. Et 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 matrimoniale ou entre les habitants des grandes villes et les autres.

#### *Un patrimoine de précaution limité*

Dans tous les cas de figures (tableaux A.4 et A.5) 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 aux quartiles de la population la plus aventureuse) détiendront un patrimoine global (respectivement financier) inférieur de 20% (resp. 25%) à celui des autres <sup>19</sup>.

Le tableau 5 fournit différentes mesures de l'importance du patrimoine de précaution dans le processus d'accumulation des ménages selon que l'on retient l'une ou l'autre mesure du risque de revenu futur et pour les différentes populations envisagées. 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

---

<sup>19</sup> Arrondel & Masson (2007) obtenaient des résultats similaires sur l'enquête précédente de 1998.

différence entre ces deux valeurs donne l'ampleur du comportement de précaution. Le tableau 5 recense ainsi les moyennes de ces mesures (en pourcentage du patrimoine détenu).

Lorsque nous envisageons l'échantillon total et la variance du revenu issue directement des évolutions du revenu futur (tableau 5), 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<sup>20</sup> chez qui le motif de précaution oscille entre 1 et 3%.

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.

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).

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

---

<sup>20</sup> 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 représentent à peu près le double de celle des salariés (*Cf.* tableau 5).

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.

#### *Validité des résultats*

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 averses au risque ont pu choisir des emplois plus stables, même si dans la régression, on contrôle par une mesure de la prudence. Pour corriger ces effets, nous avons re-estimé les équations du patrimoine par la méthode des variables instrumentales.

La plupart des études empiriques instrumente leur mesure de risque en utilisant, dans une première étape, des variables explicatives de même nature que celles que nous avons utilisées précédemment (Cf. tableau A.2). 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. Néanmoins, trouver un tel instrument est difficile car beaucoup de facteurs explicatifs jouent sur les deux variables simultanément (Carroll *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<sup>21</sup> 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<sup>22</sup>.

---

<sup>21</sup> 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. Cette indépendance est vérifiée statistiquement.

<sup>22</sup> C'est l'instrument que proposent également Lusardi (1998) et Carroll *et al.* (2003).

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 utilisée fréquemment dans la littérature empirique sur l'épargne de précaution (Cf. Caroll & 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<sup>23</sup>. 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<sup>24</sup>. 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.

## Conclusion

"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 modélisée trente ans plus tard par Leland (1968), Sandmo (1970) ou Drèze & Modigliani (1972) et renouvelée par Kimball (1993), a toujours été une des motivations avancée pour

---

<sup>23</sup> Ce qui signifie que 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.

<sup>24</sup> L'estimation de la première étape utilisait simplement la régression linéaire de la variance du revenu futur comme l'ont suggérée Angrist & 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.

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 dans les comportements d'épargne a fait l'objet d'une abondante littérature empirique qui est cependant loin d'aboutir à un consensus. Pour résumer, d'un côté les méthodes de simulation calibrant les modèles théoriques sur l'économie réelle aboutissent à une part du patrimoine de précaution de l'ordre de 50% du total alors que de l'autre, les travaux économétriques estiment cette proportion entre 1% et 20%. Ces derniers chiffres semblent plus raisonnables puisque évaluer le motif de précaution au-delà de 50% signifierait que la moitié des inégalités de patrimoine pourrait être expliquée par la prudence des épargnants.

L'objectif principal de ce travail était de quantifier le motif de précaution des épargnants français face à des risques portant sur leurs revenus futurs. Le travail empirique a été effectué à partir des données de l'enquête "Patrimoine 2004" de l'Insee. Les mesures de ces aléas étaient subjectives, directement anticipées par un membre du ménage pour les 5 années à venir. Elles concernaient d'une part la probabilité de perdre son emploi, d'autre part les évolutions possibles du revenu.

Nous avons montré que le motif d'épargne de précaution reste limité chez les français. Bien qu'elle dépende de la nature de la richesse envisagée, de la mesure des risques de revenu futur et de la méthode d'estimation, la part du patrimoine de précaution dépasse en effet rarement 10% de la richesse, financière ou autre.

### Bibliographie

- Alan S. (2006), "Precautionary Wealth Accumulation: Evidence from Canadian Microdata", *Canadian Journal of Economics*, 39, p. 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*, 15(4), p. 69-85.
- Arrondel L. (2002), "Risk Management and Wealth Accumulation Behavior in France", *Economics Letters*, n° 74, p. 187-194.
- Arrondel L. et Masson A. (2006), "Altruism, Exchange or Indirect Reciprocity: What Do the Data on Family Transfers Show?", in *The Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, Mercier-Ythier J. et S. C. Kolm eds., North Holland, Chapitre 14, p. 971-1053.
- Arrondel, L. et Masson, A. (2007), *Inégalités Patrimoniales et Choix Individuels*, Economica Ed., Paris.
- 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.
- 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*, 112 (2), p. 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*, 90 (430), p. 443-450.
- Browning M. et Lusardi A. (1996). "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, 34(4), p. 1797-1855,
- Caballero, R. J. (1991), "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation", *American Economic Review*, 81, p. 859-871.
- Carroll, C. D. (1997), "Buffer-Stock Saving and the Life-Cycle/Permanent Income Hypothesis", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, pp. 1-55.
- Carroll, C.D. et Kimball M.S. (2008), "Precautionary Saving and Precautionary Wealth." in *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*, 80, p. 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*, 85(3), p. 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, p. 47-58.
- Crainich D. et Eeckhoudt L (2005), "La notion économique de prudence : origine et développements récents", *Revue Economique*, 56(5), 1021-1032.
- Dardanoni V. (1991), "Precautionary Savings under Income Uncertainty : a Cross-Sectional Analysis", *Applied Economics*, 23, p. 153-160.

- Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*, Oxford: Oxford University Press.
- Drèze J. et Modigliani F. (1972), "Consumption Decisions under Uncertainty", *Journal of Economic Theory*, 5, p. 308-335.
- Dynan K.E. (1993). "How Prudent Are Consumers ?", *Journal of Political Economy*, 101, p. 1104-1113.
- Eeckhoudt L. et Schlesinger H. (2006), "Putting Risk in Its Proper Place", *American Economic Review*, 96(1), p. 280-289.
- Engen, E. M. et Gruber J. (2001), "Unemployment Insurance and. Precautionary Saving", *Journal of Monetary Economics*, 47, p. 545-579.
- Fisher M. (1956), "Exploration in Saving Behavior", *Oxford University Institute of Statistics Bulletin*, 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*, 120(3), 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*, 91, p. 406-412
- Guariglia A. et Kim B. Y. (2004), "Earnings uncertainty, precautionary saving, and moonlighting in Russia", *Journal of Population Economics*, 17(2), p. 289-310.
- Guiso L. et Paiella M. (2001), "Risk Aversion, Wealth and Financial Markets", CEPR Discussion Paper, n°2728.
- Guiso, L., Jappelli, T. et Terlizzese D. (1992), "Earnings Uncertainty and Precautionary Saving", *Journal of Monetary Economics*, 30(2), p. 307-338.
- Hubbard, R.G. J. Skinner et S.P. Zeldes (1995) "Precautionary Saving and Social Insurance", *Journal of Political Economy*, 103, p. 360-399.
- Huggett, M. (2004), "Precautionary Wealth Accumulation", *Review of Economic Studies* 71, 769- 781.
- Hurst E., Kennickell A., Lusardi A. et Torralba F. (2005), "Precautionary Savings and the Importance of Business Owners", NBER WP11731.
- 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", CENter Discussion paper n°2002-11, Tilburg.
- Kazarosian M. (1997), "Precautionary Savings-A Panel Study," *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), p. 241-247.
- Kennickell A. et Lusardi A. (2004), "Disentangling the Importance of the Precautionary Saving Mode", NBER WP10888.
- 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*, 58, p. 53-73.
- Kimball, M. S. (1993), "Standard Risk Aversion", *Econometrica*, vol. 61, pp. 589-611.

- King M.A. and Dicks-Mireaux L.D.L. (1982), "Assets Holdings and the Life Cycle", *Economic Journal*, 92, p. 247-267.
- Laitner J. (2004), "Precautionary Saving Over the Life cycle" WP083, University of Michigan.
- Langlais E. (1995), "Aversion au risque et prudence: le cas d'un risque de taux d'intérêt", *Revue Economique*, 46, n°4, pp 1099-1119
- Leland H. E. (1968), "Saving and Uncertainty : The Precautionary Demand for Saving", *Quarterly Journal of Economics*, 82, p. 465-473.
- Loisy C. (1999), " L'épargne des ménages de 1984 à 1995 : disparité et diversité", *Economie et Statistique*, n°324-325, p. 113-133
- Lusardi A. (1997), "Precautionary Saving and Subjective Earnings Variance", *Economics Letters*, 57 (3), p. 319-326.
- Lusardi A. (1998), "On the Importance of the Precautionary saving Motive", *American Economic Review*, 88 (2), p. 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*, 90, p. 11-30.
- Merrigan, P. et Normandin M. (1996), "Precautionary Saving Motives : An Assessment from U.K. Time Series of Cross-Sections", *Economic Journal*, 106, p. 1193-1208.
- Michaelides, A. (2003), "A Reconciliation of Two Alternative Approaches towards Buffer Stock Saving", *Economics Letters*, 79 (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*, K. K. Kurihara (ed.), Georges Allen and Unwin, Londres, p. 388-436.
- Sandmo, A. (1970), "The Effect of Uncertainty on Savings Decisions", *Review of Economic Studies*, 37, 82-114.
- Skinner J. (1988), "Risky Income, Life Cycle Consumption and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, 22(2), p. 237-255.
- Starr-McCluer, M. (1996), "Health Insurance and Precautionary Savings", *American Economic Review*, 86(1), p. 285-95.
- Ventura L. et Eisenhauer J. G. (2005), "The Relevance of Precautionary Saving", *German Economic Review*, 6(1), p. 23-35.
- Zeldes, S. P. (1989), "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, pp. 275-298.

### Encadré: Prudence et épargne de précaution

Dans cet encadré, nous présentons brièvement les déterminants du montant d'épargne de précaution selon la théorie de l'utilité espérée (EU).

On adoptera le modèle canonique à deux périodes suivant<sup>25</sup>. 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 :

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

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,  $\beta$  concerne les facteurs d'actualisation temporelle (égale à  $\frac{1}{1+\delta}$  où  $\delta$  est le taux de dépréciation du futur) 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)<sup>26</sup> :

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

Cette condition du premier ordre signifie que l'individu épargne jusqu'au moment où la perte de bien-être en période 1 d'épargner une unité en plus plutôt que de la consommer (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 définie alors comme le surcroît d'épargne 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<sup>27</sup>, le surplus d'épargne dû à l'aléa sur le revenu sera positif (Leland, 1968) si :

<sup>25</sup> Le lecteur intéressé peut consulter Huggett (2004), où 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 *i.i.d.* 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* par rapport au niveau de richesse).

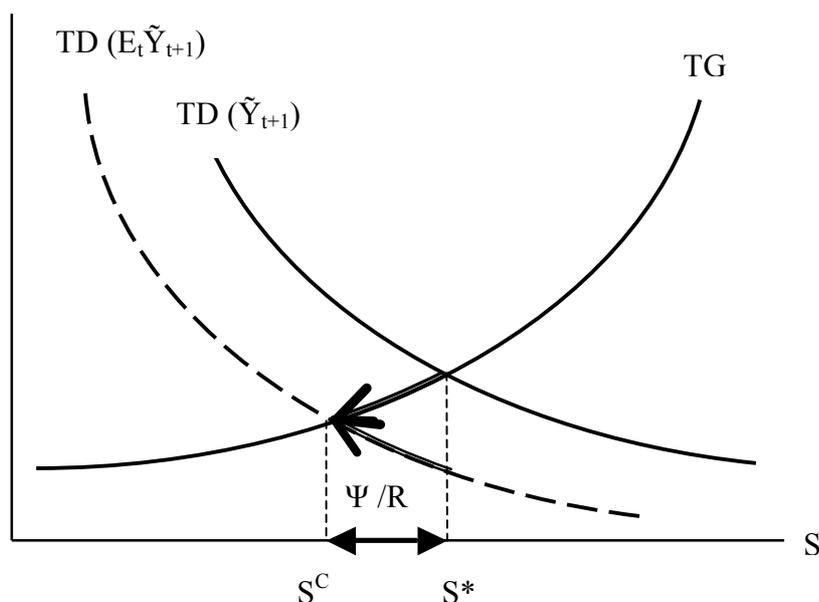
<sup>26</sup> Dès lors que  $U''(.) < 0$ , on peut aisément montrer que  $S^*$  est un optimum global.

<sup>27</sup> 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).

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

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 (cf. figure 1).

Figure 1



Mais quelle est l'importance de cette épargne de précaution due à l'aléa sur le revenu ? 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 index défini comme la *prudence absolue*,  $P(.) \equiv -U'''(.)/U''(.)$ ) et à la variance de l'aléa,  $\sigma_y^2$ . L'auteur définit alors la *prime de prudence*  $\psi(.)$  à partir de l'expression (2) :

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

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

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

Cette prime de prudence est représentée sur la figure 1 ci-dessus.

Notons toujours d'après (3), qu'à incertitude sur le revenu donnée, des individus plus "impatiens" ( $\beta$  plus petit, *i.e.*  $\beta' \leq \beta$ ) vont épargner, moins toute chose égale d'ailleurs,  $S^*(\beta') \leq S^*(\beta)$ . De même, des individus confrontés à des revenus "plus incertains"<sup>28</sup>,  $\tilde{Y}'_{t+1}$ , vont épargner davantage,  $S^*(\tilde{Y}'_{t+1}) \geq S^*(\tilde{Y}_{t+1})$ . Ces deux prédictions vont être testées empiriquement.

<sup>28</sup> Plus incertains au sens de Kimball (1993), *i.e.*  $\tilde{Y}'_{t+1}$  est plus incertain que  $\tilde{Y}_{t+1}$  si et seulement si

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) :<sup>29</sup>

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

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  $p$ .<sup>30</sup>

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

De même et sous ces mêmes hypothèses, l'individu averse au risque épargne d'autant plus qu'il est confronté à une forte probabilité  $p'$  de toucher le revenu minimum, toute chose égale d'ailleurs<sup>31</sup>, i.e.  $S^*(p') \geq S^*(p)$ . Néanmoins, Carroll *et al.* (2003) ont testé cette prédiction sur des données américaines (CPS et SCF) : parmi les individus à faible revenu permanent, une plus forte probabilité d'être au chômage ne les conduit pas à épargner davantage<sup>32</sup>.

Sous l'hypothèse raisonnable d'une prime de précaution décroissante par rapport à la richesse (Kimball, 1990), les trois effets mentionnés (patience, prudence et aversion pour le risque) deviennent d'autant moins importants que la moyenne du revenu du travail (ou la richesse) en deuxième période augmente, toute chose égale d'ailleurs.

Gourinchas et Parker (2001) estiment l'importance du motif de précaution par tranches d'âge aux Etats-Unis sur base de la CEX et trouvent que ce sont les plus jeunes les plus prudents, car ce sont ceux qui font face à un revenu du travail plus incertain et n'ont accumulé presque pas de patrimoine. Ce faisant, leurs estimations structurelles corroborent des profils de consommation de cycle de vie obtenus à partir de simulations de modèles où on ajoute à l'aléa sur le revenu permanent, un aléa transitoire du type (4).

$$E_t U'(t + \tilde{Y}'_{t+1}) \geq E_t U'(t + \tilde{Y}_{t+1}), \forall t$$

De façon équivalente d'après Kimball (1990),  $\tilde{Y}'_{t+1}$  est plus incertain que  $\tilde{Y}_{t+1}$  si et seulement si  $\psi(t + E_t \tilde{Y}'_{t+1}, \tilde{Y}'_{t+1}) \geq \psi(t + E_t \tilde{Y}_{t+1}, \tilde{Y}_{t+1})$ , où  $\psi(\cdot)$  est la prime de précaution définie ci-dessus..

<sup>29</sup> Ce lien a été montré par Michaelides (2003). Il faut aussi une hypothèse supplémentaire sur les préférences, à savoir :

$$\lim_{C \rightarrow 0} U'(C) = +\infty$$

<sup>30</sup> Dans un contexte à plusieurs périodes, le processus stochastique qui suit le revenu est spécifié de façon à inclure un aléa transitoire sur le revenu de la forme adoptée ci-dessus, et un aléa sur le revenu permanent.

<sup>31</sup> En différenciant (2) par rapport à  $p$ , on trouve :

$$\frac{dS^*}{dp} = \frac{\hat{a}R \{U'(RS^* + Y_{\min}) - E_t U'(RS^* + \tilde{w}_{t+1})\}}{-U''(W_t - S^*) - \hat{a}R^2 E_t U''(RS^* + \tilde{Y}_{t+1})} \geq 0 \text{ dès lors que } U''(\cdot) \leq 0 \text{ et } U'(RS^* + Y_{\min}) \geq U'(RS^* + \min w_{t+1}(s))$$

Notons que cette propriété ne dépend que de l'aversion pour le risque de l'individu.

<sup>32</sup> Leur principale contribution est d'estimer une transformation du patrimoine qui n'exclut pas des individus avec une richesse nulle ou négative, i.e.  $g(W/Y^P, \mu) = (1/\mu) \ln[\mu W/Y^P + ([\mu W/Y^P]^2 + 1)^{1/2}]$  avec  $\mu$  estimé à 3,87.

**Annexe :**

**Questionnaire recto-verso enquête "Patrimoine 2004**

Cette partie est à remplir par l'enquêteur

Qui a répondu ? (entourez)

Enquête  
PATRIMOINE  
2003-2004



- Personne de référence [1]
- Conjoint [2]

| \_\_\_ | | \_\_\_ | | \_\_\_ | | \_\_\_ | | \_\_\_ |  
RGES ECH NUMFA CLE LE

**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 (risque faible)	[2]	Il est possible que vous ayez à faire face à des dépenses inhabituelles importantes (risque faible)	[2]
Il est probable que vous vous retrouviez sans emploi (risque assez fort)	[3]	Il est probable que vous ayez à faire face à des dépenses inhabituelles importantes (risque assez fort)	[3]
Il est certain, ou presque, que vous vous retrouviez sans emploi (risque fort)	[4]	Il est certain, ou presque, que vous ayez à faire face à des dépenses inhabituelles importantes (risque fort)	[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		
	Situation 1 → 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%	Situation 2 → Le revenu n'évoluera pas	Situation 3 → Le revenu augmentera de 15%
<b>Dans 5 ans, le revenu global du ménage (déduction faite de la hausse des prix)...</b>	<b>Votre réponse</b> (vérifiez que le total est égal à 100)		
Rev1 à Rev7			
... sera nettement plus élevé (de plus de 25%)	___	___	___
... sera plus élevé (entre 10 et 25% de plus)	___	<u>10</u>	<u>100</u>
... sera légèrement plus élevé (de 0 à 10% de plus)	___	<u>30</u>	___
... sera au même niveau	___	<u>50</u>	<u>100</u>
... sera légèrement moins élevé (de 0 à 10% de moins)	___	<u>10</u>	___
... 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 ? Oui Non Hb  
(entourez la réponse choisie)

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)	Oui, plusieurs fois par an	Oui, rarement	Non
	PMU	[1]	[1]
Loto, millionnaire, banco, tickets à gratter, ...	[2]	[2]	[2]
Machines à sous	[3]	[3]	[3]
Casino (roulette, black jack, ...)	[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.

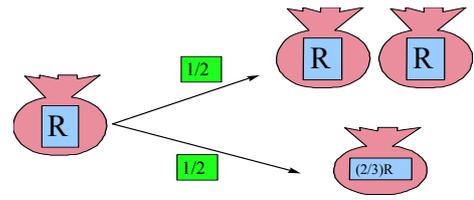


Illustration du contrat A

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%).

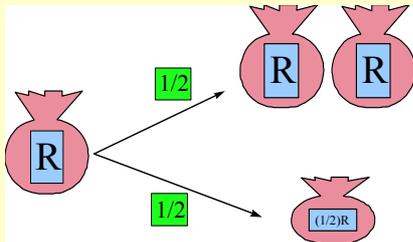
Êtes-vous prêt à accepter le contrat A ? (Entourez la réponse choisie)

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.

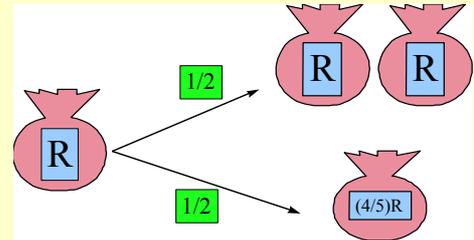


Êtes-vous prêt à accepter le contrat B ? (entourez la réponse choisie)

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

**Tableau 1 : Les mesures de l'épargne de précaution**

Etude	Enquête	Type de données	Nature du test de la présence l'épargne de précaution : variable de risque utilisée	Résultat du test	Estimation du volume de l'épargne de précaution
Skinner (1988)	USA : Simulation d'un modèle de cycle de vie stochastique	Données agrégées calibrées	Processus stochastique du revenu observé		56% de l'épargne de cycle de vie
Skinner (1988)	USA : Consumer Expenditure Survey 1972-1973	Coupe instantanée	Taux d'épargne par catégorie sociale	Les catégories les plus exposées épargnent moins	
Dardadoni (1991)	UK : Family Expenditure Survey 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)	USA : Simulation de modèles de cycle de vie stochastique (avec incertitude sur la durée de vie, avec legs)	Données agrégées calibrées	Processus stochastique du revenu observé		60% de l'épargne de cycle de vie
Guiso, Japelli & Terlizzese (1992)	Italie : Survey of Household Income and Wealth (SHIW) 1989	Coupe instantanée	Variance du revenu anticipée par le ménage		2% du patrimoine net
Dynan (1993)	USA : Consumer Expenditure Survey 1985	Coupe instantanée	Estimation du coefficient de prudence des individus	La prudence n'est pas significativement différente de zéro	
Hubbard, Skinner & Zeldes (1995)	USA : Simulation de modèles de cycle de vie stochastique	Données agrégées calibrées	Processus stochastique du revenu observé		50% du patrimoine de cycle de vie
Merigan & Normandin (1996)	UK : Family Expenditure Survey 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 exposés au risque de revenu	
Lusardi (1997)	Italie : Survey of Household Income and Wealth (SHIW) 1989	Coupe instantanée	Variance du revenu anticipée par le ménage		3% du patrimoine net (OLS); 20-25% du patrimoine net (IV)
Kazarosian (1997)	USA : National Longitudinal Survey 1966	Données longitudinales	Processus stochastique du revenu estimé	Doubler l'incertitude augmente la richesse nette de 24%	
Caroll & Samwick (1998)	USA : Panel Study of Income Dynamics 1981-1987	Données longitudinales	Processus stochastique du revenu estimé	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)	USA : Health Retirement Survey 1992	Coupe instantanée	Probabilité anticipée d'être au chômage l'année suivante		2% à 4,5% du patrimoine net
Engen & Gruber (2001)	USA : Survey of Income and Program Participation (1984-1990)	Données longitudinales	Assurance chômage	Diviser l'assurance chômage par deux augmente la richesse financière de 14%	
Gourinchas & Parker (2001)	USA : Simulation d'un modèle de cycle de vie stochastique	Données agrégées calibrées	Processus stochastique du revenu estimé		65% du patrimoine liquide
Arrondel (2002)	France : Enquête patrimoine 1998	Coupe instantanée	Variance du revenu anticipée par le ménage		5% du patrimoine net
Caroll & Dynan & Krane (2003)	USA : Survey of Consumer Finance (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)	USA : Simulation d'un modèle de cycle de vie stochastique	Données agrégées calibrées	Variance estimée sur les revenus passés		5% du patrimoine de cycle de vie
Guariglia & Kim (2004)	Russie : Russian Longitudinal Monitoring Survey 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 : German Socio-Economic Panel 1984-2000	Données longitudinales	Expérience naurelle avant et après la réunification allemande		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)	USA : Panel Study of Income Dynamics (1984-1994)	Données longitudinales	Variance estimée sur les revenus passés		moins de 10% du patrimoine net

Tableau 2

**Aversion relative pour le risque** (en % de la population)

	<i>Rejet du contrat A</i>		<i>Acceptation du contrat A</i>	
	<i>Rejet du contrat C</i>	<i>Acceptation du contrat C</i>	<i>Rejet du contrat B</i>	<i>Acceptation du contrat B</i>
<b>Aversion relative pour le risque : <math>\gamma</math></b>	<b><math>3.76 \leq \gamma</math></b>	<b><math>2 \leq \gamma &lt; 3.76</math></b>	<b><math>1 \leq \gamma &lt; 2</math></b>	<b><math>\gamma &lt; 1</math></b>
<b>1998</b>	43,1	39,4	11,2	6,3
<b>2004</b>	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.

Source: enquête Patrimoine 1998 Insee-Delta, Patrimoine 2004 Insee,

Tableau 3

Aversion relative pour le risque et pratiques de jeux (en % de la population)

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

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

Source: enquête Patrimoine 1998 Insee-Delta, Patrimoine 2004 Insee.

Tableau 4

**Corrélation entre les échelles de risque**

	<b>Echelle générale</b>	<b>Echelle santé</b>	<b>Echelle carrière professionnelle</b>	<b>Echelle gestion du patrimoine</b>	<b>Loterie</b>
<b>Echelle générale</b>	1,00	0,47	0,55	0,60	0,30
<b>Echelle santé</b>		1,00	0,38	0,43	0,16
<b>Echelle carrière professionnelle</b>			1,00	0,50	0,24
<b>Echelle gestion du patrimoine</b>				1,00	0,30
<b>Loterie</b>					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.*

*Source: enquête Patrimoine 2004, Insee.*

Tableau 5

Les mesures du risque de revenu (en % de la population)

	Population totale	Population non retraitée
<b>Probabilité de perdre son emploi</b>		
Pas concerné (retraité, inactifs...)		8,0
Risque très faible		41,3
Risque faible		37,9
Risque assez fort		7,7
Risque fort		5,1
<i>Nombre d'observations</i>		1 990
<b>Coefficient de variation du revenu futur anticipé <math>\sigma/\gamma</math> (1)</b>		
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
<i>Nombre d'observations</i>	3 666	2 495
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Source: enquête Patrimoine 2004, Insee.

(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).

Tableau 6

**Les mesures du patrimoine de précaution** (en % du patrimoine)

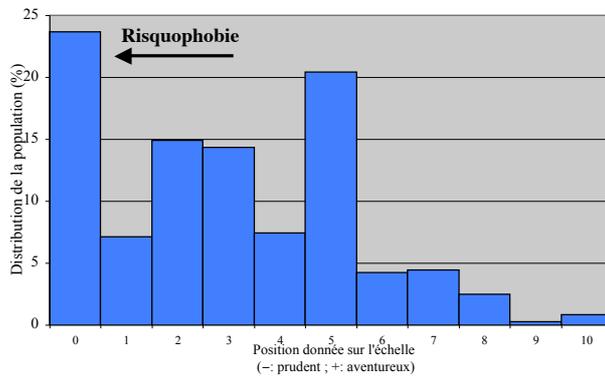
	<b>Patrimoine financier</b>	<b>Patrimoine global</b>	<b>Patrimoine domestique</b>
<b>Evolutions du revenu futur anticipé</b>			
Population totale	0,8	0,6	0,6
Population totale tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	2,3	1,7	1,6
Population salariée	2,8	2,3	2,2
Population salariée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	2,3	1,8	1,7
Population non salariée	1,5	1,2	1,2
Population non salariée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	2,7	1,7	1,7
Population non retraitée	1,3	1,0	1,0
Population non retraitée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	2,7	2,1	1,9
Population retraitée	2,2	2,0	2,0
<b>Probabilité de chômage</b>			
Population non retraitée	3,1	2,4	2,3
Population non retraitée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	8,9	7,5	7,2
Population salariée non retraitée	7,0	6,4	6,3
Population salariée non retraitée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	10,7	10,1	10,0
Population non salariée	7,1	3,7	4,3
Population non salariée tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	11,2	9,4	7,0
<b>Patrimoine moyen (non pondéré)</b>			
Population totale	48 800	224 300	199 100
Population totale tronquée aux deux extrêmes de la distribution des patrimoines	43 400	201 100	188 800
Population salariée	43 500	185 600	182 800
Population non salariée	81 000	459 100	293 000
Population non retraitée	41 700	220 900	183 300
Population retraitée	63 100	231 100	230 600

Source: enquête Patrimoine 2004, Insee. Ces valeurs sont issues de nos estimations économétriques.

# Graphique I

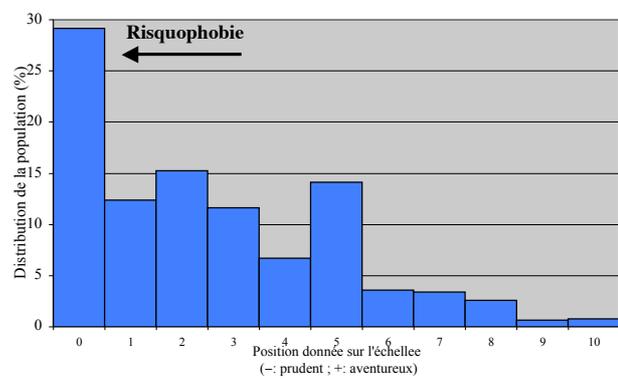
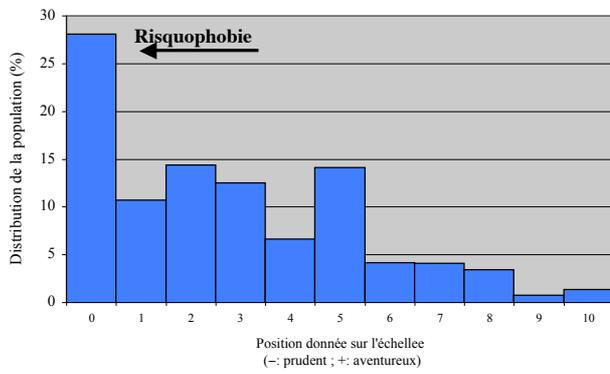
## Histogramme des échelles d'attitude vis-à-vis du risque

### A - Générale

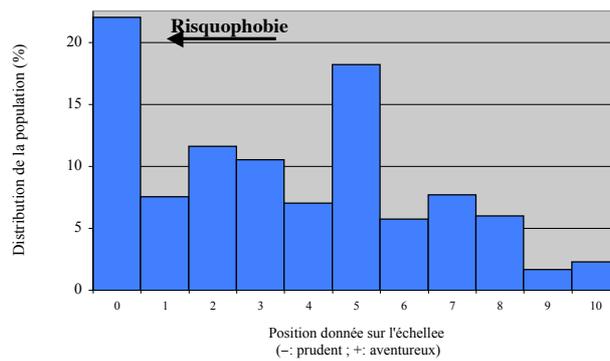


### B - Santé

### C - Patrimoine



### D - Travail



Source: enquête Patrimoine 2004, Insee.

Tableau A1

**Structures (pondérées) des échantillons (%)**

Variables	Recto-Verso	Enquête
<b>Sexe</b>		
Homme	58,2	
Femme	41,8	
<b>Age</b>		
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
<b>Niveau social de la personne de référence</b>		
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
<b>Diplôme de la personne de référence</b>		
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 <sup>er</sup> et 2 <sup>ème</sup> cycle univ., DUT,BTS	10,0	8,0
3 <sup>ème</sup> cycle univ., grandes écoles	13,3	11,1
<b>Type de ménage</b>		
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
<b>Nombre de ménages</b>	<b>3 872</b>	<b>9 692</b>

Source: enquête Patrimoine 2004, Insee.

Tableau A2

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

Caractéristiques du répondant	Coefficient positif : plus risquophobe (1)			
	Aversion relative au risque		Echelle de risque	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Seuil 1	-0,05	-0,39	0,38	3,15
Seuil 2	0,88	34,71	-0,63	-32,13
Seuil 3	1,58	40,13	-1,31	-48,32
<b>Revenu lié à l'activité du ménage</b> (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
<b>Âge</b> (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
<b>Milieu social des parents</b> (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...	-0,078	-0,52	-0,107	-0,80
<b>Homme</b> (Référence : femme)	-0,152	-3,44	-0,243	-6,03
<b>Diplôme</b> (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
<b>Situation familiale</b> (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
<b>Nombre d'enfants au domicile</b> (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
<b>Nombre d'enfants hors domicile</b> (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
<b>Commune urbaine</b> (Référence : moins de 20 000 habitants)	-0,063	-1,38	-0,020	-0,49
<b>Parents actionnaires</b>	-0,133	-2,18	-0,145	-2,45
<b>Parents détenteurs de leur outil de travail</b>	-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.

Source: enquête Patrimoine 2004, Insee

Tableau A.3

## 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 (1)		Evolutions du revenu (2)	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Seuil 1	2,01	6,47		
Seuil 2	-1,62	-32,68		
Seuil 3	-2,89	-48,55		
Seuil 4	-3,41	-50,02	-0,01	-0,30
<b>Homme</b> (Référence : femme)	0,01	0,20	0,01	2,57
<b>Âge</b> (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
<b>Niveau social de la personne de référence</b> (Réf: 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
<b>Diplôme</b> (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
<b>Secteur d'activité</b> (Référence: Agriculture)				
Energie	-0,645	-2,29	0,041	2,43
Industrie	-0,024	-0,10	0,037	2,55
Batiment	-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
Education	-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
<b>Taille d'agglomération</b> (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
<b>Taux de chômage départemental</b>	0,010	0,79	0,002	2,14
<b>Echelle de risquophilie vis-à-vis de sa carrière</b> (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 *Probit* 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 *Tobit*.

Tableau A.4

**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
<b>Revenu Permanent<sup>(2)(3)</sup> (10E-05)</b>						
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
<b>Risque du revenu futur (<math>\sigma^2/y_t</math>) (10E-04)</b>	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 (longue périodes)	-0,346	-3,790	-0,190	-2,110	-0,315	-3,420
Petite période de chômage	-0,233	-2,690	-0,204	-2,380	-0,222	-2,530
Maladies passées (longue interruption)	-0,130	-0,820	-0,229	-1,450	-0,087	-0,540
<b>Diplôme</b> (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
BEP	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 excl)	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
<b>Age<sup>(1)</sup></b>						
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
<b>Situation maritale</b> (Référence : célibataire)						
Marié	0,563	5,520	0,046	0,450	0,509	4,920
Couple non marié (cohabitation >=5 years)	0,330	2,360	0,099	0,720	0,286	2,020
Couple non marié (cohabitation <5 years)	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
<b>Héritages et donations reçus</b>	0,631	12,420	0,481	9,570	0,635	12,360
<b>Transferts Inter vivos</b>	0,146	1,610	0,537	6,000	0,195	2,130
<b>Nombre d'enfants au domicile</b>	-0,032	-1,040	-0,165	-5,410	-0,034	-1,100
<b>Nombre d'enfants indépendants</b>	-0,064	-1,860	-0,240	-7,070	-0,065	-1,870
<b>Vit en zone urbaine</b>	-0,239	-4,540	-0,004	-0,080	-0,263	-4,930
<b>Echelle de risque globale en quartiles</b> (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 modérée	-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
<b>Echelle de préférence pour le présent en quartiles</b> (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 <sup>2</sup>	0,28		0,18		0,26	
Nombre d'observations	3 509		3 509		3 509	

\* 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. L'échantillon étudié concerne la population totale à l'exception des deux centiles extrêmes.

## (1) Age:a

D<sub>1</sub>=1 if a<30D<sub>2</sub>=1 if 30<=a<40D<sub>3</sub>=1 if 40<=a<50D<sub>4</sub>=1 if 50<=a<60D<sub>5</sub>=1 if 60<=a<75D<sub>6</sub>=1 if a>=75AGE1=D1(a-15) + 15  $\sum_{k=2}^6 D_k$ AGE2=D2(a-30) + 10  $\sum_{k=3}^6 D_k$ AGE3=D3(a-40) + 10  $\sum_{k=4}^6 D_k$ AGE4=D4(a-50) + 10  $\sum_{k=5}^6 D_k$ AGE5=D5(a-60) + 15 D<sub>6</sub>AGE6=D5(a-60)2 + 225 D<sub>6</sub>AGE7=D<sub>6</sub>

## (2) Revenu permanent: YP

YPm=30 500;  $\sigma$ (YP)=19 090

YP1=YP

YP2=YP-[YPm- $\sigma$ (YP)](0 if YP<[YPm- $\sigma$ (YP)])YP3=YP-[YPm+ $\sigma$ (YP)](0 if YP<[YPm+ $\sigma$ (YP)])

(3) 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 R<sup>2</sup> est 0,34.

Source: enquête Patrimoine 2004 Insee

Tableau A.5

**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
<b>Revenu Permanent<sup>(2)(3)</sup> (10E-05)</b>						
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
<b>Risque du revenu futur <math>[p(1-p)y_p]</math> (10E-05)</b>	0,275	3,390	0,380	5,090	0,268	3,280
<b>Catégorie sociale</b> (Indépendant=1)	0,896	7,310	0,408	3,610	0,322	2,610
<b>Chômage présent</b>	0,114	0,540	0,229	1,190	0,211	1,000
<b>Chômage passé (longue périodes)</b>	-0,484	-3,580	-0,285	-2,290	-0,486	-3,580
<b>Petite période de chômage</b>	-0,256	-2,080	-0,146	-1,290	-0,262	-2,110
<b>Maladies passées (longue interruption)</b>	-0,175	-0,610	0,099	0,380	-0,046	-0,160
<b>Diplôme</b> (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 exclu	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
<b>Age<sup>(1)</sup></b>						
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
<b>Situation maritale</b> (Référence : célibataire)						
Marié	0,714	4,610	0,153	1,080	0,643	4,120
Couple non marié (cohabitation >=5 years)	0,614	2,930	0,168	0,870	0,573	2,720
Couple non marié (cohabitation <5 years)	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
<b>Héritages et donations reçus</b>	0,711	8,800	0,437	5,870	0,716	8,800
<b>Transferts Inter vivos</b>	0,320	1,480	0,484	2,440	0,362	1,660
<b>Nombre d'enfants au domicile</b>	-0,031	-0,710	-0,150	-3,770	-0,040	-0,920
<b>Nombre d'enfants indépendants</b>	-0,059	-1,240	-0,208	-4,780	-0,063	-1,330
<b>Vit en zone urbaine</b>	-0,356	-4,220	-0,067	-0,860	-0,378	-4,460
<b>Echelle de risque globale en quartiles</b> (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 modérée	-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
<b>Echelle de préférence pour le présent en quartiles</b> (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 <sup>2</sup>	0,30		0,16		0,27	
Nombre d'observations	1 915		1 915		1 915	

\* 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. L'échantillon étudié concerne la population non retraitée

## (1) Age:a

D<sub>1</sub>=1 if a<30D<sub>2</sub>=1 if 30<a<40D<sub>3</sub>=1 if 40<a<50D<sub>4</sub>=1 if 50<a<60D<sub>5</sub>=1 if 60<a<75D<sub>6</sub>=1 if a>=75AGE1=D1(a-15) + 15 ∑<sub>k=2</sub><sup>5</sup> D<sub>k</sub>AGE2=D2(a-30) + 10 ∑<sub>k=3</sub><sup>5</sup> D<sub>k</sub>AGE3=D3(a-40) + 10 ∑<sub>k=4</sub><sup>5</sup> D<sub>k</sub>AGE4=D4(a-50) + 10 ∑<sub>k=5</sub><sup>5</sup> D<sub>k</sub>AGE5=D5(a-60) + 15 D<sub>6</sub>AGE6=D5(a-60)2 + 225 D<sub>6</sub>AGE7=D<sub>6</sub>

## (2) Revenu permanent: YP

YPm=32 500; σ(YP)=23 300

YP1=YP

YP2=YP-[YPm-σ(YP)](0 if YP&lt;[YPm-σ(YP)])

YP3=YP-[YPm+σ(YP)](0 if YP&gt;[YPm+σ(YP)])

(3) 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 R<sup>2</sup> est 0.31.

Source: enquête Patrimoine 2004 Insee