

研究論文

日本の家計はバブル崩壊以降危険回避的であったのか？*

神谷 信一[†] 森平 爽一郎[‡]

2005年11月25日 投稿

2006年01月06日 受理

概要

1980年後半から90年代初頭の日本において、人々のリスク回避度は極めて低く、そのことがバブルをもたらしたとも言える。しかし、バブル崩壊後であっても、日本の株式市場データを用いた多くの研究において、投資家の危険選好度合いは低下傾向を示すか、或いは危険中立さらには危険愛好的ですらあるという実証結果を得ている。本研究の目的は、本当にこのようなことが言えるか否かを、バブル崩壊以降の期間について、日本の家計による生命保険購入の個票データを用いて、危険回避度を推計することにある。特に、保険会社の決定する保険料率に、森平=神谷(2004)よりもより現実的な仮定をおいて危険回避度を二つの方法によって推定した結果、バブル崩壊後、家計の相対的危険回避度は、全ての世帯で、富に対して増加的(IRRA)であることを確かめることができた。他方で、家計の危険回避度は、家計の持つ様々な経済的特性、人口属性によって異なることも明らかになった。

キーワード：相対的危険回避度、生命保険需要、生命保険料

1 はじめに

資産価格決定理論、あるいはその応用研究において、投資家の効用関数がいかなる形状を取るかが決定的に重要な役割を果たす。よく知られているように、資本資産価格決定理論：CAPMを導くために伝統的に良く用いられている二次の効用関数は絶対的危険回避度が増加すること、負の指数型効用関数は絶対的危険回避度が一定であることにより、資産価格に関して閉じた解を求めることが容易であるという利点を持つ一方で、問題も抱えている。これらの点を回避するために多くの研究ではべき型や対数効用関数を用いることが多い。しかし、どのような効用関数を用いるかについては、閉じた解を得ることが容易な効用関数、あるいは検証可能な効用関数を選択することが多く、研究者の裁量に任されていることが多い。

危険回避度を推定することは、学問的な観点から重要であるばかりでなく、特定のリスク・リターン特性を持つ金融資産や商品を、そのリスクに応じた投資家に提供するためにも必要である。異なる投資家や家計の危

* この研究は2004年度慶應義塾大学政策メディア大学院、21世紀COE(政策COE)研究におけるプロジェクト「保険と保証の金融工学的アプローチ」の一部として行われた。2005年度日本ファイナンス学会における報告に対してコメントをよせられた、小守林一(みずほ第一ファイナンステクノロジー)に感謝したい。

[†] ウィスコンシン大学マディソン校経営大学院保険数理学部 (kamiya@sfc.keio.ac.jp)

[‡] 慶應義塾大学大学院 政策・メディア研究科/総合政策学部 (mori@sfc.keio.ac.jp)

險選好に適したリスク・リターン特性を持つ金融商品を提供することに役立つであろう。また、公的または私的な年金基金における資産配分、つまり危険資産にどのくらいの投資資金を配分すべきかの決定は、結局のところ、年金受給者のリスク選好（回避度）を知ることには尽きる。しかし、リスク回避度を直接観察できないために、年金基金の成熟度によって危険資産への投資配分を決定しているのが現状である。あるいは、こうした投資に関する意思決定の他にも、マクロ的に見たときの経済あるいは金融政策においても、家計の危険回避度がどの程度であるかを知ることが必要になろう。

本稿の目的は、バブル崩壊後の1993年から99年までの、日本の家計が保有する生命保険の個票データに基づき、1) 相対的危険回避度がどのように推移していったか、2) 相対的危険回避度が、富の増加に関してどのような振る舞いをするのかを検証した。また、3) 同様な分析を、家計の経済的、人口学的属性の違いが、危険回避係数にどのような違いをもたらすのかという観点からも検討した。

すべての生命保険契約データを用いた場合、相対的危険回避度は富に関して増加的であり、相対的危険回避度がバブル崩壊後のこの期間では、平均値はほぼ2.5から3.5程度の間で変動していることが明らかになった。また、家計を異なる属性に基づいて分類し、相対的危険回避度を推定すると、異なる属性グループは顕著に異なる危険回避傾向を持つことが明らかになった。

以下、論文の構成は次のとおりである。第2章では、危険回避係数推定に関する先行研究について展望を行う。第3章では、人的資産を保有し、その喪失に関わる経済的損失をヘッジするために生命保険を購入する家計の期待効用最大化モデルを提示し、その最適化条件から生命保険需要関数を導く。さらに、需要関数から相対的危険回避度を推定するための実証可能な2つの枠組みを提示する。第4章で、推定に用いられたデータと人的資産価値を推計するための方法を示す。第5章では、相対的危険回避度の実証結果を示し、その意味を議論する。最後に要約と結論を示す。

2 先行研究

相対的危険回避度の推定については、表1に示されているようにこれまでに数多くの研究がなされている。この中で先駆的な業績とされるのが、Friend and Blume(1975)である。彼らは、危険資産の代表としての市場ポートフォリオと無リスク資産とからなるポートフォリオの最適な資産配分を求め、相対的危険回避度が、市場ポートフォリオに関する危険の市場価格（市場ポートフォリオの超過期待リターンと分散の比）を危険資産への最適な投資比率で割ったものに等しいことを明らかにし、その推定を行った。具体的には、市場ポートフォリオの代理変数としての株価指数の平均と分散、無リスク金利、そして株式やその他の危険資産への投資比率データから相対的危険回避度を推定した。その結果、米国のデータを用いると、相対的危険回避度がおおよそ1以上の値をとるのではないかと結果を得た。同様な推定方法を日本の年度別時系列データを用いた分析が吉川(2001, 2002)によって行われている。吉川(2001)によると、1970年代から80年代半ばのバブル期以前では、相対的危険回避度は1.63、85年から89年までのバブル期で0.94、1990年代のバブル崩壊期で、1.36という推定値が得られている。Szpiro(1986)は、1期間期待効用最大化問題を解くことにより、最適な損害保険需要関数を導き、さらに相対的危険回避度がどのように推定されるかを示した。具体的には、米国の戦後における損害保険料と保険需要を集計した時系列データから、相対的危険回避度は一定であるとみなすことができ、その値は平均して1.2から1.8程度であることを示した。Szpiro(1986)の研究の特色は、相対的危険回避度が富に関してどのような振る舞いをするかについて実際のデータから検証できることを示し、富の変化に対して

表 1 相対的危険回避度推定結果

研究	係数	推定データ
Weber(1970)	2.4, 7.7	消費支出
Fridman(1973)	~10	健康保険
Friend and Blume(1975)	1.0以上、おそらく2以上	危険資産需要
Weber(1975)	1.3~1.8	消費支出
Farber(1978)	3.0, 3.7	労働組合交渉
Hansen and Singleton(1982)	0.68~0.97	消費データ、株式リターン
Hansen and Singleton(1983)	0.26~2.70	消費データ、株式リターン
Mankiw(1985)	2.44~5.26 1.79~3.21	非耐久財支出 耐久財支出
Szpiro(1986)	1.79, 1.21	損害保険と資産データ
Halek(2001)	平均 3.735、標準偏差 24.112	定期生命保険
吉川(2001)	1.63, 0.94, 1.36	危険資産と安全資産

一定であるとみなすことができる場合の相対的危険回避度の推定方法を示したことにある。また、生命保険データを用いた分析である Halek (2001) は 92 年のデータから相対的危険回避度は平均値 3.735、標準偏差 24.112 であることを示し、富のある一定水準までは増加的であるが、それ以上では減少的であるという結論を得た。

他方、消費 CAPM を推定する試みのなかで、相対的危険回避係数を推定する試みも多く行われている。Hansen and Singleton (1982, 1983) がそうした試みの始まりであり、日本においても同様の研究が、祝迫 (2001) や谷川 (1994)、羽森 (1996) などによって行われている。

相対的危険回避度は限界効用の富に関する弾力性とも解釈できるから、その値はおおよそ 1 に近い値をとると想定できる¹。つまり、富の水準が 1 パーセント変化したときに、限界効用のパーセント変化はおおよそ 1 パーセントの近辺を取るであろうことが予想される。その意味で、表 1 で示された研究の多くは、一部を除き適切な水準にあると考えられる。これに対し、祝迫 (2001) では、株式と消費の相関を 1 と仮定し、株式の期待超過収益率が 4 パーセントから 6 パーセントの水準であると仮定したときに、相対的危険回避度の推定値は、5 から 22 という値を示している。谷川 (1994) による実証研究では相対的危険回避度は 40 という、かなり大きな値を示している。これらの結果は、資産価格決定モデルの検証方法のひとつである分散境界 (Variance Bound) を多くの場合満たし、米国の株式市場を対象にした実証研究結果よりも低い値は示しているものの、依然としてその大きさに関し、我々の持つ経済「常識」にもとづく事前の予想を大きく超える数値となっている。また、祝迫 (2001) は株式データを用いる危険回避度の推定に関して、次のように結論づけている。

「日本においては、短期 (月次・四半期) での、株式市場の動きと消費変動の関係がアメリカと比較して極端に弱い。したがって、実際のプライシングのための資産価格モデルとしての CAPM には、ほとんど実用性がない。……同じ理由から、消費 CAPM を異時点間の効用最大化モデルとして捉え、時間選好率 (割引率) や危険回避度を推定しようとする試みは、表面上うまく言っているようにみえても、ほとんど信用できない。より具体的には、株式のデータを使った消費 CAPM モデルの推定から得られた危険回避度、時間選好率等のパラメータの値を、政策決定 (例えば、税率の決定等) に安易に用いるのは非

1 限界効用を $z \equiv u'(W)d$ で定義したときに、その増し分は $dz \equiv u''(W)d$ となり、これから、限界効用の富に関する弾力性は、次に

$$\text{示すように、相対的危険回避度に等しい。} \quad -\left(\frac{dz(W)}{z}\right) / \left(\frac{dW}{W}\right) = -\left[\frac{u''(W)d \cdot dK}{u'(W)}\right] / \left(\frac{dK}{W}\right) = -\frac{u''(W)W}{u'(W)} = RRA(W)$$

非常に危険である²⁾

我々の研究の貢献は、株式市場データを用いた危険回避度を推計するのではなく、保険需要データ³⁾を用いた実証を試みたことにある。この場合、Szpiro(1986)の研究を拡張し、1) 時系列でなく横断面データを用い、2) 損害保険でなく生命保険データを用い、3) 家計を経済や人口学的属性によって異なるグループに分け、異なるグループごとに相対的危険回避度の特性やその値の推定を試みたことに特徴がある。

3 期待効用最大化と危険回避係数の推定

3.1 保険需要実証分析における保険料計算原理

従来の保険購入データを用いた保険需要関数の推定、またリスク回避度の推定において、その根拠となる理論モデルは消費者の期待効用最大化仮説によって導かれる最適保険購入モデルである。その導出に当たって、消費者が支払う保険料は生命保険、損害保険によらず期待値原理によって、算出されると仮定することが一般的である。

$$p = (1 + \lambda)Iq \quad (1)$$

ここでは生命保険を想定し、 p は純保険料、 I は保険金額、 q は1年間の死亡確率を示す。また、 λ は保険会社の危険回避を示すローディング・ファクターといわれる安全割増率である。理論式では、保険制度運営にかかるコストを無視した純粋な経済を仮定しているため、消費者が支払う保険料はリスクプレミアムであるローディング・ファクターを含んだ純保険料 p となる。

理論モデルはコストを無視し、期待値原理を適用することによって支払保険金の期待値に対する比例関係として示されるリスクプレミアム(λq)と消費者行動の関係を明確にするものである。しかし、この理論モデルを実証分析に応用する場合、いくつかの注意すべき点がある。市場における競争によって取引コストが十分に低い水準に抑えられている金融市場で取引される金融商品と異なり、保険のコストは非常に大きく、その保険需要に与える影響は無視することはできない。簡単に損害保険の例で考えれば、一般的な火災保険では営業保険料の60%、自動車保険でも40%程度を付加保険料が占め、営業保険料は実際の支払保険金の期待値の2倍程度になっているのである。損害保険、生命保険に共通する特徴として、保険募集に対してかかる事業費が大きな割合を占めること、また、損害保険の場合は特に保険金支払い時に損害調査費用等のコストが負担になることが挙げられる。保険需要の実証分析では消費者の支払う営業保険料を用いることになるが、理論モデルの実証分析への応用に当たっては、付加保険料の水準や付加される構造について注意を払う必要がある。

3.2 生命保険料計算原理について

保険需要と被保険者の危険回避度を推計するためには、保険の供給価格である生命保険の保険料計算原理を予め想定する必要がある。生命保険純保険料の算出と責任準備金の積み立てには、日本アクチュアリー会の作成する生保標準生命表が用いられる。そこで用いられる死亡率は、 x 歳の死亡率 q_x は、粗死亡率 q_x に粗死亡率推定の不確実性を考慮した上で保険価格を決定するためのローディング・ファクターとし、平均死亡率に標準

²⁾ 祝迫 (2001) pp.33-34.

³⁾ 分析に使用したデータでの世帯の株式保有率は7年平均で24%、生命保険(変額、一時払い養老、個人年金を除く)保有率は平均83%である。

偏差の2倍,あるいは粗死亡率の30%の小さい方が加算したリスク調整後の死亡率である⁴.つまり,

$$\bar{q}_x = q_x + \min(2\sigma_q, 0.3q_x) \quad (2)$$

保険料決定原理において,標準偏差の一定割合を期待死亡率に加算する方法は標準偏差原理とよばれ,期待値の一定割合を加算する手法は期待値原理と呼ばれる.生保標準生命表の1次補整はこの二つを組み合わせたものである.

保険需要の実証分析では純保険料よりもむしろ営業保険料,つまり消費者がリスクをカバーするために実際に支払う保険料が問題となる.営業保険料 p_x の計算にあたっては,(2)式で計算された死亡率 \bar{q}_x に保険金額 I をかけて得られた純保険料に対して,一般的に2つの基準で付加保険料が加算される.1つは営業保険料 p_x に比例する付加保険料である.保険料の集金に要する経費である予定集金経費などはそれに当たる.2つ目は保険期間を通じて契約を維持管理するための経費(予定維持費など)であり,保険金額に比例する付加保険料である.さらに,新契約の締結・成立に必要な経費である予定新契約費は保険料と保険金額の両方に比例関係を持つ付加保険料である.つまり,付加保険料は保険料に比例する部分と保険金額に比例する部分があり,その双方を用いる付加保険料を純保険料に加算することによって契約者間の公平性を保つ役割を果たしている⁵.営業保険料を定式化すると,

$$\pi_x = I\bar{q}_x + (\beta I + \alpha\pi_x) \quad (3)$$

ここで,右辺第一項は純保険料,第二項は付加保険料を表わす.右辺(・)内の初項は保険金額に比例する付加保険料,第二項は営業保険料に比例する付加保険料である.パラメータは α と β はそれぞれ比例定数である.さらに,保険金額1単位あたりの営業保険料を A_x と定義する.

$$A_x \equiv \frac{\pi_x}{I} = \frac{\bar{q}_x + \beta}{1 - \alpha} \quad (4)$$

また,純保険料算出の際に加味されるローディング・ファクターと付加保険料率の合計を示す広義のローディング・ファクター T を次のように定義する. T は死亡率の関数であり,年齢と性別によって異なる値を取る.

$$\Theta_x \equiv \frac{A_x}{q_x} - 1 = \frac{(\bar{q}_x + \beta)/(1 - \alpha)}{q_x} - 1 \quad (5)$$

3.3 付加保険料率と α , β の推定

付加保険料は契約年齢や保険種目によって大きく異なる.例えば定期保険であれば,純保険料が比較的低い若年層にとって,付加保険料は営業保険料の70%以上を占めることもあるが,逆に,高齢者層であれば,純保険料が大きいため,付加保険料が全体の20%程度となる場合がある.実際に,約50種類の定期生命保険商品の保険料データを回帰分析すると,有配当10年定期保険の月払保険料は契約年齢30歳で6,318円,40歳で10,075円,50歳で20,570円となり,30歳の保険料と比較して40歳,50歳では2倍,3倍となる.しかし,ローディングを含んでいない簡易生命表の死亡率をもとに算出した生命現価による月払保険料はそれぞれ,30歳で2,479円,40歳で5,774円,50歳で14,977円(無リスク金利:年利1%,保険金期末払い,期中死亡数分布:一様分布を仮定)となり,これらを営業保険料から差し引くと,各年齢間で大きな格差は存在しない.契約者間の公平性という名目で平準化された付加保険料は,若年層ではその比重は大きく,高齢者では小さく,

4 経験生命表作成過程においては,この1次補整に加え,整合性の取れる生命表の作成のために3次補整まで行われるが,ここでは省略する.

5 生命保険協会『生命保険経理』参照

表 2 10年無配当定期保険料について

契約年齢	推定 月払保険料	生命現価	リスクプレミアム	割増率 λ
30歳	6,318	2,479	3,839	1.55
40歳	10,075	5,774	4,301	0.74
50歳	20,570	14,977	5,593	0.37

表 3 付加保険料率の推定

モデル	非標準化係数		標準化係数	t	有意確率
	B	標準誤差	ベータ		
1 (定数)	1.805	.105		17.210	.000
純保険料率	1.076	.016	.960	65.448	.000
D無配当	-.105	.098	-.017	-1.063	.289
D有配当	.360	.201	.029	1.788	.076
D健康優良体	-.698	.085	-.133	-8.173	.000
D非喫煙型	-.606	.090	-.110	-6.738	.000

支払保険金の期待値の定数倍として営業保険料を表現するのは適切ではないということがわかる。

一般的に、生命保険会社各社は商品認可のために保険会社によって大きく異なる付加保険料割増率 α 、 β を用いるため、消費者が契約する保険種目を予め一意に決めて、その保険料データが入手できれば、(4)式を用いて付加保険料率を従属変数とし、標準生命表から得られる死亡率を独立変数とする次のような単回帰分析を行うことによって、それぞれの割増率 α 、 β の推定が可能となる。

$$A_x = \left(\frac{\beta}{1-\alpha} \right) + \left(\frac{1}{1-\alpha} \right) \bar{q}_x \quad (6)$$

この回帰式に対して、付加保険料率に影響を与える他に4つの要因を考慮した次のような推定回帰モデルを採用することで、次式の推定係数 $\hat{\beta}_1$ と $\hat{\beta}_2$ から、(4)式で示された付加保険料計算のための $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ を推定できる。

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \sum_{k=1}^4 \beta_{k+2} D_i + e_i \quad (7)$$

以下の相対的危険回避度の推定では、1期間モデルを用いて、家計の保有する死亡保険金額に焦点を当て、貯蓄性有無については加味しない。世帯主の死亡リスクをカバーする商品として最も一般的な保険は、定期保険特約付き終身保険であり、死亡保険金額の大部分を定期保険特約でカバーしていることが多い。よって、今回の付加保険料率の推定では、保険期間10年の定期保険、男性、契約年齢30歳、40歳、50歳の月払保険料データ(33社、53種類、2003年1月現在)を用いた。保険料率に重大な影響を与えるそのほかの要因の効果を考えるために、ダミー変数 D_i で表される無配当、有配当、非喫煙型、健康優良体などの定期保険の違いを考慮した。

回帰分析の結果は表3に示されている。推定値は利差配当、優良健康体・非喫煙割引のない定期保険の保険金額千円あたり、また年間保険料の保険料率である。推定結果を用いて、付加保険料率を示す $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ を求めると、営業保険料比例の付加保険料割合 $\hat{\alpha}$ は0.071、そして保険金額比例の付加保険料割合 $\hat{\beta}$ は1.676であり、両方とも1%有意水準を満たしている。また、モデル自体の説明力も調整済み R^2 が約97%と予想通り高い水

準を示した。

3.4 最適保険モデルの導出

以上で示した保険料計算原理にもとづいて、消費者の保険購入に関する1期間期待効用最大化問題を解く⁶。初期富 W_0 を保有する家計が、人的資産 H の喪失に伴う経済的損失を回避するために生命保険契約を有している状況を考えよう。1期間の死亡率を q 、保険料を p_0 、死亡保険金額を I とすると、この家計の期待効用最大化問題は次のように定式化される。以降では、下付き文字の年齢 x を基本的に省略し、年齢 x の関数であることを強調する場合にのみ付けることにする。

$$E[u(\tilde{W}_1)] = (1-q)u(W_0 + H - \pi_0) + qu(W_0 + I - \pi_0) \quad (8)$$

右辺第1項は期末に世帯主が生存している確率にその効用をかけたもの、第2項は死亡する確率にその場合の期末の効用をかけたものである。生存時には初期富に人的資本 H を加えた総資産を有し、期首に保険料 p_0 を支払う。生存時の人的資本の経済的価値は、確定的にその値を推定可能なものとする。死亡時には、生存時に H の価値があった人的資本が確率 q で失われ ($H=0$)、保険会社から死亡保険金 I が支払われる。ただし、保険料は(3)式を仮定し、また、簡略化のために(4)式で定義した単位あたりの営業保険料を用いる。

$$\pi_0 = IA$$

この式を(8)式に代入し、その結果を総資産 ($W_0 + H$) の周りで、2次の項までテイラー展開し、最大化問題を解くと、最適保険金額 I^* は次のとおり示される。

$$I^* = \frac{aHq(1-A) - (A-q)}{a[(A-q)^2 + q(1-q)]} \quad (9)$$

ここで、 $a \equiv -u''/u'$ は Arrow-Pratt の絶対的危険回避度である。広義のリスクプレミアム (付加負荷要因) $T \downarrow 0$ のとき、最適保険金額 I^* は人的資本 H に等しいことが確認できる。また、単位営業保険料の定義を示す(4)式を(9)式に代入し、死亡率がほぼゼロと見なすことができれば、(9)式は一般的に観察可能な保険需要関数となる。

$$I^* = H - \frac{\Theta}{a} \quad (10)$$

最適死亡保険金額は、人的資本から広い意味でのリスクプレミアム T を絶対的リスク回避度 a で割ったものを差し引いた額となることを示している。つまり、保険会社のリスクプレミアムが大きくなるほど、また被保険者のリスク回避度が高くなるほど、生命保険需要は高まる。

4 相対的危険回避度の推定

我々は相対的危険回避度の推定にあたって、Halek (2001) で用いられた個別世帯の相対的危険回避を推定し、統計量を得る手法ではなく、Szpiro (1986) に代表される絶対的危険回避度の関数型に関してあらかじめ仮定を置いたときの、平均的相対的危険回避度を推計する手法を用いた。

6 消費者が購入する生命保険は複数年契約であり、一般に短い契約で5年、長い契約は終身保険でありため、消費者の意思決定は多期間モデルとして考える必要がある。しかし、多期間モデルを用いてリスク回避度を推定することは、時間選好その他の要因が加わるために不確実性が増す。世帯が保有する死亡保険金額を1期間モデルで分析することによって、多くの不確実な要因を排除でき消費者が保有する保険金額とリスク回避度の関係を明確にすることが可能となる。

4.1 平均的な相対的危険回避度推定

絶対的危険回避度の関数型に関しあらかじめ仮定を置いたときの、相対的危険回避度を推計するために、絶対的危険回避度 a が初期富と人的資産に関して次のように表せるとする⁷。ここで、定数 c と h は推定すべきパラメータである。

$$a \equiv -\frac{u''(\cdot)}{u'(\cdot)} = \frac{c}{(W_0 + H)^h} \quad (12)$$

この式を生存時の富の合計 $(W_0 + H)$ で偏微分すると、

$$\frac{\partial a}{\partial (W_0 + H)} = \frac{-ch}{(W_0 + H)^{h+1}} \quad (13)$$

であるので、 $h > 0$ の条件下では、正の c では絶対的危険回避度が減少することを意味する。さらに(12)式の両辺に生存時の総資産 $(W_0 + H)$ を掛けることによって、相対的危険回避度 r が得られる。

$$r \equiv -\frac{u''(\cdot)(W_0 + H)}{u'(\cdot)} = \frac{c}{(W_0 + H)^{h-1}} \quad (14)$$

もしパラメータ h が 1 に等しければ、パラメータ c は相対的危険回避係数の推定値になる。さらに、右辺の分子の c は通常正の値をとるものとする。もし c がゼロであれば、 r はゼロであり、そのことは効用関数の二次微分がゼロであること、つまり線形の効用関数を持つということ、また投資家は危険中立的であることを意味する。(14)式を生存時の総資産 $(W_0 + H)$ で偏微分することにより、

$$\frac{\partial r}{\partial (W_0 + H)} = \frac{(1-h)c}{(W_0 + H)^h} \quad (15)$$

が得られるので、 $c > 0$ に対して、 h がゼロと 1 の間にあるときには、相対的危険回避度が増加する (IRRA) ことを意味する。また、 h が 1 より大きいことは相対的危険回避度が減少する (DRRA) ことを意味する。 h が 1 のとき相対的危険回避度は一定である。

パラメータ h と c の具体的な値、つまり相対的危険回避度の値と絶対的あるいは相対的危険回避度の富に関する振る舞いを知るためには、最適保険金額モデルを用いて式をリスク許容度に関して解き、実証可能な推定式を導く必要がある。

$$\frac{H - I}{\Theta} = \frac{1}{a} \equiv \frac{(W_0 + H)^h}{c} \quad (16)$$

(16)式のパラメータは次の非線形回帰モデルによって推定可能である。

$$y_i = \frac{x_i^h}{c} + e_i \quad \text{where } y_i \equiv \frac{H_i - I_i}{\Theta_i}, \quad x_i \equiv W_0 + H \quad (17)$$

⁷ 式は Cass and Stiglitz (1970) によって示された線形危険許容度 (LRT: Linear Risk Tolerance) の特殊な場合である。線形危険回避度は、絶対的危険回避度の逆数が富の線形関数であることを仮定する。つまり

$$\frac{1}{a} = -\frac{u'(\cdot)}{u''(\cdot)} = \alpha + \beta(W_0 + H)$$

であることを意味する。(12)式との対比で、このことは $a=0, \beta=1/c, h=1$ を意味する。もし効用関数がこのように表現できるとすると、効用関数は HARA (Hyperbolic Absolute Risk Aversion) 族に属すると呼ばれる。このとき、すべての投資家が同じ β をもっているといわゆる「Two Funds Separation」が成立する。このような効用関数としては、2次、対数、べき型、指数効用関数が含まれる。

表 4 家計の属性による分類

属性	グループ数	分類定義
保有資産	6	0-500万, 500-1000万, 1000-3000万, 3000-5000万, 5000万-1億, 1億超
世帯主年齢	4	世帯主の年齢が20代, 30代, 40代, 50代
世帯主性別	2	世帯主の性別が男性, 女性
ライフステージ	4	未婚, 結婚, 第一子誕生, 第一子小学校入学
配偶者就労	2	配偶者の仕事の有無

5 データと変数の定義

5.1 使用データ

生命保険需要からリスク回避度を推定するために、日本経済新聞社『金融行動調査』の1993年から1999年までの7年間の個票データを利用した。この調査は東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県全域に居住する25歳～69歳（99年は74歳まで）の男女5000人（99年は4500人）を調査対象としている。標本抽出法は第一次抽出単位を地点、第二次抽出単位を個人とする2段階無作為抽出で、個人抽出には住民基礎台帳を利用している。また、有効標本数は93年～98年が約2700（99年：約2500）、回収率は約55%となっている。

5.2 リスク回避度推定の属性分類について

リスク回避度を推定するいくつかの属性は世帯主の属性を選択したが、世帯主の定義は便宜上、配偶者のいる女性以外の全ての者とした。この前提のもとに使用した属性分類とその定義は表4の通りである。

5.3 変数についての説明

(1) 生命リスクにかかる人的資本レベル

$$\tilde{H} = \begin{cases} \left[\begin{array}{l} \text{世帯主年齢が60歳未満で給与が定常収入の場合} \\ \text{世帯年収} \times (60 + \text{退職金年数} - \text{世帯主年齢}) \end{array} \right. & (18) \\ \left[\begin{array}{l} \text{世帯主年齢が60歳以上で給与収入が定常収入の場合} \\ \text{世帯年収} \times \text{Max}(0, 65 - \text{世帯主年齢}) \end{array} \right. \\ \left[\begin{array}{l} \text{給与・年金以外の定常収入がある場合} \\ \text{世帯年収} \times \text{Max}(0, 70 - \text{世帯主年齢}) \end{array} \right. \end{cases}$$

ここで、人的資本の定義は、世帯主が死亡することによって失われる将来の世帯収入の現在価値とする。高山他(1990)によれば、公的年金は人的資本の約20%を占めると推計されるが、公的年金による人的資本は長生きリスクを保障する社会保障制度であり、生命保険によってカバーされるべき人的資本ではないため、ここでは公的年金については加味しない。

厳密な意味で人的資本を個々のサンプルに対して計算することは、将来の不確実性、また多くの属性が将来収入の変動に関わってくることから非常に困難であり、今回の分析では人的資本の算出にかかる条件を(18)式

8 97年から99年の3年間は調査地域が東京駅を中心とする首都圏40km圏に変更

として定式化した。しかし、実際の推定計算では、給与所得者は世帯年収が5年ごとに変動すると仮定したため、より複雑な計算になる。給与所得者の世帯年収については、世帯主年齢・性別をもとに、世帯年収が厚生労働省「賃金構造基本統計調査」における99年性別年齢階級間賃金格差の推移と同水準で、加齢に応じて変動すると仮定した。

また厚生労働省「雇用管理調査」より、99年現在で定年制を一律に定めている企業が90.2%、そのうち91.2%が定年年齢を60歳と定めていることから、給与所得者の定年年齢を60歳と考えることは妥当であると判断した。しかし、60歳以降で給与収入のあるものについては、退職金はすでに得たと仮定し、同額の給与収入が65歳まで継続すると仮定した。さらに、退職金加算は厚生省の「賃金労働時間制度等総合調査」より、97年学歴別退職金額が年収換算で大学卒3.8年、高校卒（管理事務職）3.5年、中学卒3.1年であること、短大卒は大学卒と高校卒の中間値3.65年を利用して、定年時年収に乗じた。最後に、給与を定常的な所得としない世帯については、世帯主年齢によらず、調査時点の世帯年収が70歳まで継続すると仮定した。

(2) 世帯における死亡保障の合計額

$$I = \text{世帯主死亡保険金額} + \text{配偶者死亡保険金額}$$

ここでは、世帯主・配偶者の通常死亡⁹に対するリスク回避に焦点を当てており、子供に掛けた生命保険の死亡保障、払込保険料と死亡保障額が概ね同等となる一時払い養老保険の死亡保障、ならびに個人年金保険等に付帯される死亡保障は含めない。また、死亡保険金額を世帯における世帯主と配偶者の死亡保険金額の合計額とした理由は、今回使用したデータでは、人的資本算出の基礎として使用される世帯年収が世帯合計で提供されており、世帯合計として算出した人的資本と整合性を持たせるために、死亡保険金額も同様に世帯主と配偶者の合算とした。

(3) 世帯の人的資本以外の保有資産合計額

$$W_0 = \text{貯蓄} \cdot \text{投資総額}^{10} + \text{一時払い養老保険金額} + \text{所有不動産評価額} \\ + \text{その他資産評価額}^{11}$$

世帯の資産レベルの算出においては、保有する金融資産の時価額、所有する全ての不動産評価額、その他資産評価額の全てを加算した。貯蓄性の高い生命保険、例えば終身保険、個人年金保険の責任準備金部分については加味していない。

6 分析結果

6.1 平均的な相対的危険回避度推定

絶対的危険回避度の関数型に関しあらかじめ仮定を置いたときの、相対的危険回避度を推計結果について、まず推定結果の解釈を行う上で注意すべき点をまとめておく。

9 病気・けがによる死亡を保障する契約を対象とし、けがによる死亡のみを補償の対象とする災害死亡保障契約は、これに含まれない。

10 預貯金、債券、株式、投資信託、外貨預金、その他の貯蓄・投資商品の残高総額（保険、年金、金・金貨、不動産は含まない）

11 金・金貨、ゴルフ会員権、リゾートクラブ会員権、不動産共同所有、ワンルームマンション

1) (16)式から、パラメータ h はパラメータ c が正であるという条件のもとで、相対的危険回避度が富

表 5 パラメータ h と c (相対的危険回避度) の係数推定結果

年度	R^2	h	標準誤差	c	標準誤差
1993	0.18	0.648	0.036	0.063	0.023
1994	0.18	0.675	0.038	0.082	0.031
1995	0.21	0.753	0.037	0.179	0.066
1996	0.22	0.722	0.034	0.128	0.044
1997	0.21	0.684	0.036	0.086	0.031
1998	0.20	0.705	0.035	0.106	0.038
1999	0.18	0.749	0.046	0.216	0.099

の増加についてどのような振る舞いを示すかを明らかにしている。ここで、1) h がゼロと 1 の間にあれば、相対的危険回避度が増加(IRRA)することを、2) $h=1$ であれば相対的危険回避度は一定(CRRA)であることを、3) h が 1 以上であれば、相対的危険回避度は減少すること(DRRA)を意味する。多くのファイナンス理論では相対的危険回避度が一定の効用関数を想定している。

2) パラメータ c の値は、式に示されているように、 h が 1 のときの相対的危険回避度(CRRA)の推定値を示している。 c がゼロであることは危険中立的な投資家を示す。相対的危険回避度の絶対的な水準がいくらであるべきかを断定的に述べることは難しいが、脚注 1 に示したように、相対的危険回避度が限界効用の富に関する弾力性であることを考えると、1 から大きく離れた値になることを想定することは困難であろう。もし、それが 1 であれば、ほぼ理論研究でよく用いられる対数効用関数を意味する。

全サンプルでの非線形回帰分析による結果は表 5 に示したとおりである。7 年間の推計期間を通じて、モデルの説明力は約 20%と比較的低い水準を推移した。また、CRRA 仮説の合理性を示す係数 h の推定値は 0.6 から 0.8 の間で推移し、係数の標準誤差を加味しても、 h が 1 であるという CRRA 仮説は棄却され、全期間を通じて、全サンプルでは IRRA であると結論付けることができた。

世帯を属性によって分類したときの係数の推移を図 2 で示した(推定値とモデル説明力は付録を参照のこと)。まず、世帯の保有資産(人的資本を除く全ての資産)の水準によって 6 つのカテゴリーに区分した場合の係数 h の推移と、CRRA が棄却できないと思われる区分についてさらに相対的危険回避度を示す係数 c の推移も加えた。結果として、保有資産が 5000 万までの世帯区分では係数 h の値は 0.5 から 0.7 の間で推移し、IRRA の特性を示している。しかし、保有資産 5000 万から 1 億の世帯では、99 年を除き、係数 h は安定的に 1 近くで推移しており、CRRA であるといえる。また、1 億超の世帯では、95 年と 96 年は DRRA を示しているものの、そのほかの年度では、CRRA を棄却できない。つまり、世帯の保有資産が比較的低いとき、全サンプルの結果と同様に世帯は IRRA の特性を持ち、保有資産の上昇に伴い、CRRA、さらには DRRA の特性をもつ傾向があるといえる。また、CRRA が支持されるとき相対的リスク回避度は 1 から 2 の周りで推移している。

家計を世帯主の年齢で区分したとき、年齢の上昇に伴い、家計が DRRA から CRRA、そして IRRA への推移することがわかる。特に、30 代の世帯では安定的に係数 h が 1 の周りで推移しており、CRRA の特性を有している。また、相対的危険回避度についても他の属性では見られなかった時系列的なリスク回避度の上昇傾向が

見られる。ここではコーホート効果を考慮していないため、各年代固有のリスク選好が存在するかもしれないことに留意する必要がある。

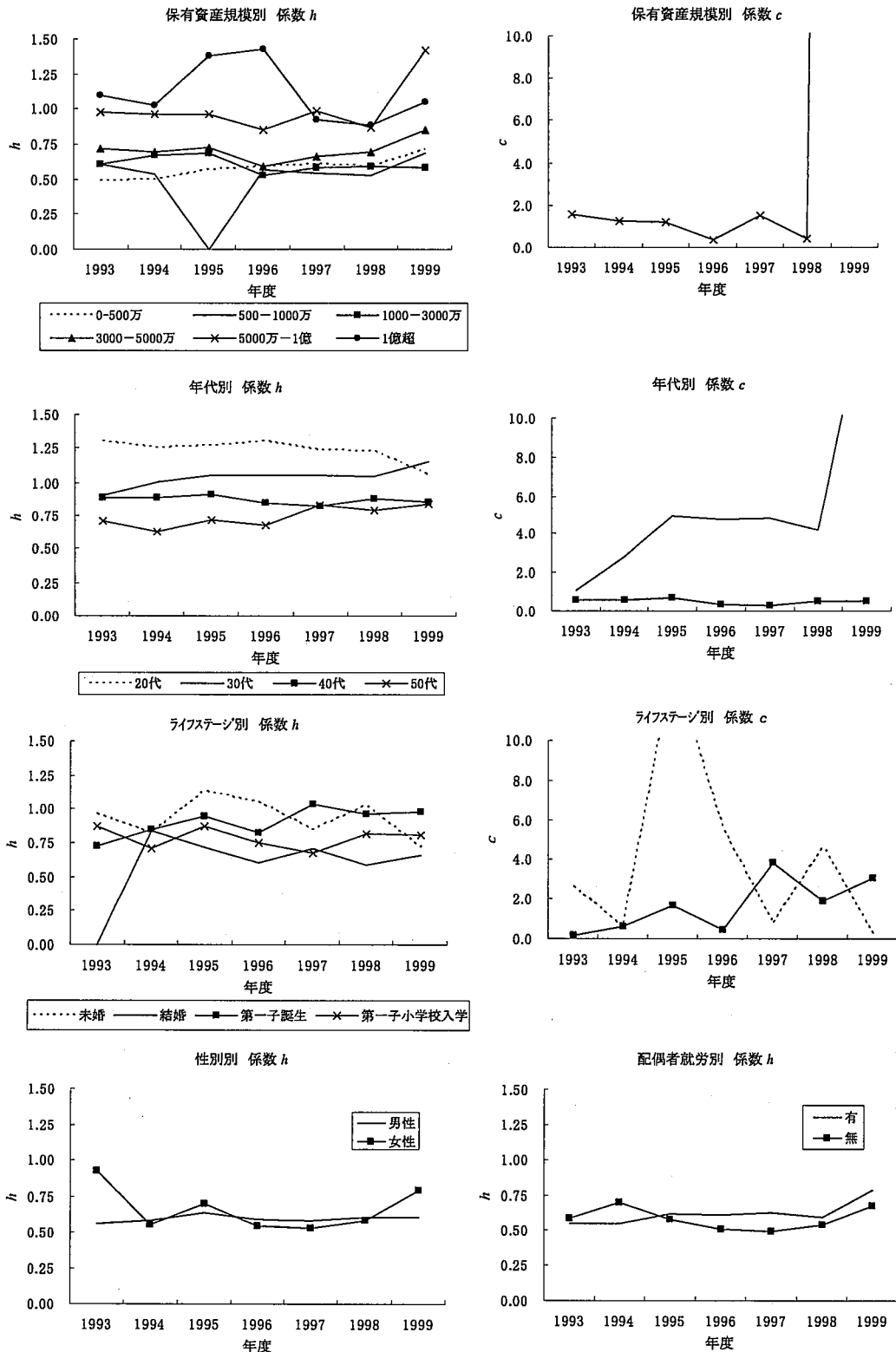


図 1 属性別相対的危険回避度の推定結果

次に、世帯が属するライフステージ毎に区分した場合は、未婚や第一子誕生後小学校入学までの世帯で係数

h が 1 に近い値を取った。また、CRRA としたときの相対的リスク回避度は第一子誕生の世帯では 0 から 3 程度の範囲で上昇傾向を見せた。その他のライフステージに属する世帯では IRRA であるといえる。その他、世帯主の性別によって区分した場合、また配偶者が就労する共働きか否かによって区分した場合の推定を行ったが、結果は両方とも推定係数 h が 0.5 から 0.75 程度の範囲で推移し IRRA であるという全体の結果と同じとなった。このように、世帯を属性によって区分した場合、いくつかの区分では明確に全体で推定された IRRA という結果と異なる結果を得た。保有資産 5000 万超、世帯主年齢 30 代から 40 代にかけて、またライフステージが未婚や第一子誕生から小学校入学までに属する世帯においては、相対的危険回避度が富に対して一定 (CRRA) であるという結論が得られた。しかし、保有資産が 1 億円を大きく上回る場合、また世帯主年齢が 20 代の世帯では、逆に相対的危険回避度が富に対して減少的 (DRRA) であるという結論も得られた。

最後に、保険料と保険金に比例する付加保険料率 a と β の値の変化がモデル説明力や相対的危険回避度の係数にどのように影響を与えるかについても確認した。それぞれの付加保険料率を同じ割引率で割り引いた場合、つまり付加保険料を低減させたときの結果の変化を調べた。結果として、予想される以上に付加保険料率の変動に対する感応度が低いという結果を得た。説明力については、割引率が 0.4 程度になるまでほとんど結果に違いが見られなかった。つまり、付加保険料が現行の保険料の 40% 程度まで削減されたとしても、最適保険モデルから導いた危険回避度の測定の説明力は変わらないということである。さらに、係数 h については割引率を 0 に近づけない限り大きな変動は見られなかった。このことから、付加保険料率の水準は CRRA 仮説の検証結果に対して大きな影響を持たないことがわかる。このことは、前分析において、広義のローディング・ファクター Θ を定数として与えた場合、説明力は高く、CRRA を全サンプルとして棄却できない結果となり、加えて、ローディング・ファクター Θ の変動はモデル説明力および係数 h に大きな変化をもたらさなかったことと同様の結果である。少なくともこの手法によって推定された相対的危険回避度の係数 h はローディング・ファクター Θ の水準ではなく、その構造に高い感応度を持っていることがわかる。全体の営業保険料に占める付加保険料の割合の大きさから、特に付加保険料率の構造が重大な影響を与えているといえる。現行の付加保険料は上で述べたとおり、死亡率と保険金額の関数として表された。実証分析から相対的に死亡率よりも保険金額比例の付加保険料の比重が重く、年齢が上昇し、死亡率が上昇しても、保険金が一定であれば、付加保険料の上昇率は大きなものではない。一方、もしローディング・ファクターが定数であれば、付加保険料は純保険料の定数倍となり、年齢が上昇し、死亡率が上昇した場合、付加保険料も同じ比率で増加する。その違いが、モデル説明力と相対的危険回避度の係数 h の推定値に大きな違いをもたらした。

7 おわりに

多くのファイナンスの理論研究あるいは実証研究では、投資家や家計の効用関数の形状をあらかじめ特定化した上で、資産需要関数や資産価格決定式を導くことが多い。このとき問題になるのは閉じた解、あるいは実証が容易な結果を導くために、あらかじめ効用関数の形状、つまり危険回避度の大きさについて先験的な仮定を置かざるを得ないことである。もし、仮定が現実の投資家の行動と合致しないときには、理論的帰結と実証結果は意味を持たないことになる。

この研究では、第 1 に、1993 年から 99 年までの 7 年間の日本の家計の生命保険需要に関する個票データを用いて、家計の相対的危険回避度が富の増加に対してどのような振る舞いをするのか、例えば、多くの理論や実証研究が念頭に置いているような相対的危険回避度一定を仮定することが妥当といえるのか、という点を検

証した。第2に、もし相対的危険回避度が一定ということが確認されたならば、相対的危険回避度の具体的な値はバブル崩壊期にどのくらいであるのか、危険回避傾向は増加傾向を示していたのかを推定した。第3に、こうした点を、集計したデータでなく、人口学的、経済的属性によるグループ化を行い、異なるグループ別の危険回避度が有意に異なるのかを検討した。

すべての世帯データを用いた分析においては、相対的危険回避度を富の水準に関わらずほぼ増加的とみなしてよいことがわかった。しかし、このときのモデルの説明力は約20%と低い水準となっており、全サンプルとしての推定結果の解釈には注意が必要である。相対的危険回避度の平均値は、おおよそ2.5から3.5までの間で、93年と99年は約3.5とやや高い値を示したが、その他の年度では概ね2.5から3の間で推移した。

しかし、一方で世帯を人口学的属性によって区分したときの分析結果から、次のような点が明らかになった。

1) 異なる人口学的属性で特徴づけられる世帯は、異なる危険選好を示した。2) 従来一般的に仮定される「相対的危険回避度が富に関して一定である」という点も、保有資産5000万超、世帯主年齢30代から40代にかけて、またライフステージが未婚や第一子誕生から小学校入学までといった属性をもつ世帯においては仮説を裏付けるケースを確かめることができた。言い換えれば、これらの家計に関しては、多くの理論研究で便宜的に用いられている対数効用関数は想定することは適切であるといえる。3) 保有資産が1億円を大きく上回る世帯、また世帯主年齢が20代の世帯では、逆に「相対的危険回避度が富に対して減少的(DRRA)である」という結論も得られた。したがって、全体としては日本の家計は相対的危険回避度が増加的(IRRA)であるとみなされるものの、その回避度の具体的な値は年により大きな変動を示し、異なる経済的、人口学的属性を持つ世帯は、異なる水準の危険回避度を持つことに注意しなければならない。しかしこの研究で利用したデータはバブル崩壊後のやや特殊な時期のものであり、この結果を一般化できるかどうかは、最近あるいはバブル崩壊以前に遡った実証研究が必要になる。

最後に、Sapiro(1986)では、契約が1年更新である損害保険のデータを用いて分析を実施したのに対して、我々は、日本では契約の多くが長期契約となる生命保険の保有データを使用し、アンケートが行われた時点での年齢で定期保険を購入するものと仮定した。本来生命保険は長期の生命リスクを考慮して、その購入決定がおこなわれるものであることはいままでもない。しかし、長期間の分析をおこなえなかった主な理由は、使用したデータセットにおいて保有する生命保険契約の保険種類、保険期間別の保険需要結果が入手可能でなかったことによる。この結果、推計結果の解釈に当たっては、1期間モデルを用いたことによる推定誤差が考えられる。この点には、パネルデータの入手可能性を図ることにことにより、今後の研究課題としたい。

参考文献

- [1] 多々納裕一、梶谷義雄、岡田憲夫(2001)、「リスクプレミアムの測定方法に関する実証的考察」、『京都大学防災研究所年報』、45(B), 2001, 11-17.
- [2] 祝迫得夫(2001)、「資産価格モデルの現状: 消費と資産価格の間の関係を巡って」、『現代ファイナンス』No.9, 2001年4月, 3-39.
- [3] 吉川卓也(2003)、「日本における家計の相対的危険回避度の推移:1970年~2002年」、『経済研究(成城大学)』、163, 2003年12月, 73-87.

- [4] 吉川卓也 (2002), 「最近の中小企業の資金調達の特徴と借入金利格差」, 『研究紀要(中村学園大学)』, 第34号, 2002年3月
- [5] 高山憲之, 舟岡史雄, 大竹文雄, 関口昌彦, 澁谷時幸, 上野大, 久保克行 (1990), 「人的資産の推計と公的年金の再分配効果—2人以上の普通世帯分, 1984年—」, 『経済分析(経済企画庁経済研究所)』, 第118号, 1990年, 1-73.
- [6] 谷川寧彦 (1994), 「消費データを用いた資産価格の実証分析」, 『経済学雑誌(岡山大学)』, 25(3), 315-32.
- [7] 羽森茂之 (1996), 『消費者行動と日本の資産市場』, 東洋経済新報社, 1996.
- [8] 森平爽一郎, 神谷信一 (2004), 「相対的危険回避度の推計: 保険需要横断面データによる分析」, 日本保険・年金リスク学会第2回大会, 発表予稿集, 2004年10月,
- [9] Briys, E., Dionne, G. and Eeckhoudt, L. (1988), "More on Insurance as a Giffen Good", *Journal of Risk and Uncertainty*, 2, 420-425.
- [10] Cass, D. and Stiglitz, J. E. (1970), "The Structure of Investor Preferences and Asset Returns, and Separability in Portfolio Allocation: A Contribution to the Pure Theory of Mutual Funds", *Journal of Economic Theory*, 2(2), 122-160.
- [11] Eisenhauer, J. G. and Halek, M. (1999), "Prudence, Risk Aversion, and the Demand for Life Insurance", *Applied Economics Letters*, 6(4, Apr), 239-242.
- [12] Friend, I. and Blume, M. E. (1975), "The Demand for Risky Assets", *American Economic Review*, 65(5), 900-922.
- [13] Halek, M. and Eisenhauer J. G. (2001), "Demography of Risk Aversion", *Journal of Risk and Insurance*, 68(1, Mar), 1-24.
- [14] Hoy, M. and Robson, A. J. (1981), "Insurance as a Giffen Good", *Economics Letters* 8, 1981, 47-51
- [15] Jeleva, M. (2000), "Background Risk, Demand for Insurance, and Choquet Expected Utility Preferences", *Geneva Papers - Theory*, 25(1, Sep), 7-28.
- [16] Meyer, D. J. and Meyer, J. (1998), "Changes in Background Risk and the Demand for Insurance", *Geneva Papers - Theory*, 23(1, Jun), 29-40.
- [17] Siegel, F. W. and Hoban, J. P. Jr. (1982), "Relative Risk Aversion Revisited", *Review of Economics and Statistics*, 64(3), 481-487.
- [18] Szpiro, G. G. (1986), "Measuring Risk Aversion: An Alternative Approach", *Review of Economics and Statistics*, 68(1), 156-159.
- [19] Weber, C. E. (2001), "Actuarially Unfair Insurance: and Downward-Sloping Demand Curves for Giffen Goods", *Manchester School*, 69(4, Sep), 377-386.
- [20] Vercammen, J. (2001), "Optimal Insurance with Nonseparable Background Risk", *Journal of Risk and Insurance*, 68(3, Sep), 437-447.

付録

表 6-1 経済的・人口学的属性によって分類された世帯のパラメータ推定結果

保有資産	0-500万					500-1000万				
	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差
1993	0.18	0.490	0.047	0.015	0.007	0.21	0.607	0.085	0.042	0.036
1994	0.16	0.495	0.049	0.017	0.008	0.17	0.537	0.092	0.020	0.018
1995	0.19	0.568	0.050	0.037	0.018	-	-	-	-	-
1996	0.19	0.589	0.048	0.045	0.021	0.16	0.567	0.100	0.032	0.031
1997	0.21	0.605	0.054	0.051	0.027	0.24	0.547	0.078	0.023	0.018
1998	0.24	0.593	0.044	0.045	0.020	0.21	0.529	0.077	0.019	0.015
1999	0.24	0.713	0.064	0.167	0.106	0.19	0.688	0.139	0.111	0.153

保有資産	1000-3000万					3000-5000万				
	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差
1993	0.23	0.611	0.078	0.038	0.030	0.26	0.718	0.086	0.105	0.090
1994	0.17	0.674	0.101	0.068	0.068	0.26	0.693	0.084	0.081	0.068
1995	0.30	0.687	0.068	0.083	0.056	0.24	0.730	0.096	0.155	0.111
1996	0.26	0.526	0.052	0.016	0.008	0.25	0.590	0.073	0.029	0.021
1997	0.23	0.585	0.067	0.029	0.019	0.23	0.663	0.083	0.059	0.049
1998	0.22	0.592	0.066	0.031	0.021	0.24	0.694	0.077	0.082	0.064
1999	0.13	0.581	0.092	0.037	0.033	0.24	0.856	0.107	0.599	0.644

保有資産	5000万-1億					1億超				
	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差
1993	0.24	0.978	0.111	1.567	1.769	0.10	1.101	0.265	7.821	21.464
1994	0.29	0.960	0.100	1.255	1.274	0.14	1.027	0.223	3.013	6.985
1995	0.28	0.962	0.105	1.218	1.308	0.20	1.383	0.286	136.478	407.387
1996	0.22	0.850	0.111	0.365	0.412	0.22	1.428	0.251	197.779	517.221
1997	0.24	0.988	0.118	1.534	1.836	0.11	0.924	0.306	1.172	3.725
1998	0.25	0.872	0.109	0.431	0.480	0.06	0.885	0.402	0.830	3.439
1999	0.26	1.420	0.182	191.740	358.241	0.10	1.049	0.370	6.109	23.515

世帯主年齢	20代					30代				
	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差
1993	0.84	1.301	0.042	89.377	39.113	0.55	0.905	0.039	1.109	0.438
1994	0.81	1.251	0.041	37.069	15.570	0.60	1.002	0.039	2.825	1.127
1995	0.79	1.267	0.040	63.234	26.250	0.67	1.058	0.033	4.971	1.695
1996	0.83	1.306	0.037	88.294	32.928	0.69	1.054	0.033	4.746	1.593
1997	0.83	1.234	0.037	44.597	17.193	0.69	1.056	0.035	4.848	1.720
1998	0.82	1.228	0.038	40.743	15.781	0.74	1.044	0.029	4.186	1.258
1999	0.57	1.067	0.073	9.737	7.255	0.54	1.155	0.054	16.241	9.032

世帯主年齢	40代					50代				
	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差	R ²	h	標準誤差	c	標準誤差
1993	0.44	0.889	0.041	0.576	0.238	0.20	0.710	0.074	0.083	0.061
1994	0.49	0.889	0.041	0.551	0.229	0.14	0.629	0.080	0.039	0.030
1995	0.49	0.912	0.041	0.699	0.293	0.20	0.720	0.074	0.091	0.066
1996	0.43	0.847	0.043	0.362	0.158	0.22	0.679	0.068	0.058	0.039
1997	0.47	0.823	0.043	0.271	0.116	0.28	0.834	0.070	0.250	0.173
1998	0.40	0.884	0.049	0.534	0.263	0.26	0.788	0.065	0.157	0.101
1999	0.29	0.858	0.069	0.529	0.364	0.20	0.844	0.088	0.387	0.334

表6-2 経済的・人口学的属性によって分類された世帯のパラメータ推定結果

世帯主性別	男性					女性				
	R ²	<i>h</i>	標準誤差	<i>c</i>	標準誤差	R ²	<i>h</i>	標準誤差	<i>c</i>	標準誤差
1993	0.15	0.565	0.036	0.026	0.010	0.22	0.925	0.159	2.975	4.622
1994	0.15	0.582	0.039	0.031	0.012	0.19	0.551	0.091	0.073	0.063
1995	0.17	0.636	0.037	0.053	0.020	0.25	0.701	0.090	0.328	0.283
1996	0.17	0.592	0.035	0.033	0.012	0.19	0.547	0.078	0.077	0.057
1997	0.17	0.582	0.037	0.029	0.011	0.20	0.528	0.080	0.059	0.046
1998	0.17	0.605	0.036	0.037	0.013	0.25	0.587	0.075	0.106	0.077
1999	0.19	0.607	0.052	0.039	0.020	0.26	0.792	0.054	0.553	0.297

ライフステージ	未婚					結婚				
	R ²	<i>h</i>	標準誤差	<i>c</i>	標準誤差	R ²	<i>h</i>	標準誤差	<i>c</i>	標準誤差
1993	0.40	0.965	0.079	2.617	2.092	-	-	-	-	-
1994	0.26	0.821	0.086	0.606	0.518	0.32	0.838	0.104	0.483	0.518
1995	0.42	1.136	0.075	13.740	10.300	0.28	0.716	0.104	0.153	0.163
1996	0.38	1.048	0.064	5.562	3.535	0.27	0.602	0.082	0.044	0.037
1997	0.34	0.844	0.071	0.771	0.542	0.21	0.713	0.105	0.144	0.156
1998	0.36	1.031	0.075	4.629	3.470	0.12	0.591	0.145	0.036	0.053
1999	0.23	0.721	0.086	0.227	0.195	0.23	0.660	0.118	0.096	0.116

ライフステージ	第一子誕生					第一子小学校入学				
	R ²	<i>h</i>	標準誤差	<i>c</i>	標準誤差	R ²	<i>h</i>	標準誤差	<i>c</i>	標準誤差
1993	0.35	0.724	0.064	0.179	0.117	0.30	0.869	0.079	0.601	0.484
1994	0.41	0.849	0.072	0.619	0.457	0.36	0.710	0.065	0.121	0.080
1995	0.41	0.945	0.093	1.672	1.237	0.48	0.876	0.061	0.636	0.396
1996	0.38	0.821	0.072	0.450	0.329	0.33	0.753	0.072	0.185	0.135
1997	0.51	1.032	0.070	3.877	2.789	0.26	0.673	0.084	0.081	0.069
1998	0.51	0.964	0.065	1.919	1.284	0.39	0.813	0.067	0.354	0.240
1999	0.22	0.978	0.143	3.058	4.452	0.26	0.803	0.096	0.424	0.421

配偶者就労	有					無				
	R ²	<i>h</i>	標準誤差	<i>c</i>	標準誤差	R ²	<i>h</i>	標準誤差	<i>c</i>	標準誤差
1993	0.18	0.553	0.049	0.021	0.021	0.14	0.586	0.056	0.033	0.019
1994	0.18	0.549	0.051	0.020	0.010	0.14	0.697	0.067	0.098	0.066
1995	0.21	0.621	0.050	0.041	0.021	0.13	0.581	0.061	0.031	0.019
1996	0.21	0.615	0.049	0.037	0.018	0.13	0.509	0.053	0.015	0.008
1997	0.21	0.629	0.053	0.043	0.023	0.13	0.498	0.054	0.013	0.007
1998	0.20	0.599	0.048	0.031	0.015	0.13	0.544	0.057	0.021	0.012
1999	0.18	0.785	0.076	0.284	0.217	0.15	0.679	0.072	0.104	0.075