

ミクロ・データによる家計行動分析： 将来不安と予備的貯蓄

むらたけいこ
村田啓子

要 旨

本稿では、日本の30歳代を中心とした家計のミクロ・データを用いて、予備的貯蓄の実証分析を行う。不確実性の指標として、主観的な指標 (*subjective measures*) を用いることにより、景気見通しや公的年金制度に関して家計の抱く不安が貯蓄行動に及ぼす効果を検証する。

主な結果として、第1に、親と同居していない家計や親から経済的援助を受けていない世帯を対象とした場合、年金不安のある家計は、不安のない家計に比べ金融資産をより多く保有していることがわかった。これは、対象世帯の中心が30歳代であることを考慮すると、かなり長期的な将来の不安が現在の資産蓄積行動に影響を及ぼしていることを意味する。第2に、世代間のリスク・シェアリングが年金不安による予備的貯蓄を軽減している可能性がある。第3に、年金不安による予備的貯蓄は、相対的にリスクの低い預貯金や個人年金・保険に表れており、有価証券保有額には影響を及ぼしていない。第4に、景気見通しと貯蓄には明確な関係は得られなかった。

キーワード：予備的貯蓄、不確実性、公的年金不安、ミクロ・データ、パネル・データ

本稿作成に当たって、チャールズ・ユウジ・ホリオカ教授（大阪大学）、北村行伸教授（一橋大学）、齊藤誠教授（一橋大学）、小原美紀助教授（大阪大学）、関根敏隆氏（日本銀行調査統計局）、日本銀行金融研究所研究第1課のスタッフから有益なコメントを頂いた。本稿の分析に用いたデータは、財団法人家計経済研究所が実施した『消費生活に関するパネル調査』の個票データである。データの利用を許可して頂いた家計経済研究所ならびに貴重なコメントを下された各氏に感謝したい。本稿で示されている意見およびあり得べき誤りは、全て筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

村田啓子 日本銀行金融研究所研究第1課シニア・エコノミスト（現 内閣府経済社会総合研究所企画官）（E-mail: keiko.murata@mfs.cao.jp）

1 . はじめに

予備的貯蓄とは、一言でいえば、「将来所得に不確実性がある場合に、確実な時に比べて多く保有する貯蓄」のことである¹。欧米では、1980年代後半以降、予備的貯蓄の実証研究が進んだが、日本では極めて限られている。これまで日本を対象とした予備的貯蓄の実証研究として、集計データによる分析は、小川 [1991]、中川 [1999]、土居 [2001]、齊藤・白塚 [2003] があり、ともに所得リスク（あるいは雇用リスク）が貯蓄率を押し上げる効果を持つという結果を得ている²。これら集計データによる分析は、人々の主観的（subjective）な不確実性が集計レベルの貯蓄率に影響を及ぼすという結果を得ているという点で興味深い。しかし、家計の認識する不確実性は家計ごとに異なると考えられ、ミクロ（個票）・データによる分析が重要となっている。

本稿では、（財）家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』から得られるミクロ・データを用い、予備的貯蓄の実証分析を行う。不確実性の指標として、同調査から得られる主観的な指標（subjective measures）である景気見通しおよび公的年金制度への不安に着目し、家計の抱くこれら将来不安が予備的貯蓄をもたらしているか否かを検証する。

次節以降の構成は、以下のとおりである。2節では、先行研究を紹介し、実証分析に用いるモデルを説明する。3節ではデータを紹介する。4節で推計を行い、その結果を評価する。5節では主な結果をまとめ、残された課題を指摘する。

2 . 先行研究と実証モデル

(1) 先行研究

予備的貯蓄の実証分析は、欧米の家計を中心にさまざまなデータ、手法により行われてきたが、未だ明確な結論は得られていない³。Dardanoni [1991] は、イギリスのミクロ・データを用いて勤労者の家計を職種、業種などによりグループ分

1 例えば、Leland [1968] による。

2 小川 [1991] は、内閣府「消費動向調査」の「収入見通し」および「物価見通し」をもとにカールソンパーキン法により所得リスクの代理変数を作成し、貯蓄率と所得リスクに正の関係があるとの結果を得た。中川 [1999] は、同様の手法を用いつつ収入階級別に推計し、低所得者層が所得リスクにより貯蓄率を増加させているとした。土居 [2001] は、同調査の雇用見通しの指標を用いて、雇用リスクの増大が将来所得の不確実性を高めることにより予備的貯蓄を促しているとした。一方、齊藤・白塚 [2003] は、予備的貯蓄と待ちオプション（waiting option：リスクが解消されるまでの待機的な意味を持つ貯蓄）を区別し、所得、雇用リスクによる予備的貯蓄が存在しているが、期間を1990年代以降に限定すると、予備的貯蓄だけでなく待ちオプションによる貯蓄も存在しているとしている。

3 欧米の家計を対象とした実証分析のサーベイとしては、Browning and Lusardi [1996]、Engen and Gruber [2001] がある。

けし、各グループごとの所得の分散と消費の平均値を求め、所得の分散は消費に負の効果を持ち、予備的貯蓄は貯蓄の60%以上を占めるとした。Carroll and Samwick [1998] はアメリカのPSID (Panel Study of Income Dynamics) のパネル・データを用いて所得リスクの代理変数を職業・学歴別によるグループごとに3通り作成し、所得リスクが資産蓄積にプラスの効果を持つという結果を得、同結果を利用したシミュレーション分析により、対象家計の純金融資産の50%、純総資産の45%は予備的貯蓄によるとした⁴。Kazarosian [1997] はアメリカのNLS (National Longitudinal Survey) を用いて所得リスクの代理変数を作成し、所得リスクが2倍になれば、予備的貯蓄により金融資産・恒常所得比率が約30%ポイント上昇するとしている。Engen and Gruber [2001] は、失業保険の制度変更が個人の所得リスクに変化をもたらす点に着目し、アメリカのSIPP (Survey of Income and Program Participation) を用い、失業保険支給額比率 (replacement ratio rate) の低下は資産蓄積を増加させる効果を持ち、同比率が半分 (中央値で45.6% 22.8%) に低下すると粗金融資産が14%増加する効果があるという結果を得た。

一方、Dynan [1993] は、アメリカのCEX (Consumer Expenditures Survey) から得られる消費の四半期データを用い、Kimball [1990] によって提示された予備的貯蓄の大きさを表すブルーデンス (慎重度) 係数を推計し、ブルーデンス係数はゼロと有意に異ならず、予備的貯蓄は存在しないという結果を得た。Guiso, Jappeli and Terlizzese [1992] は、将来所得の確率分布をイタリアの家計に直接尋ねた主観的指標を用いて消費および資産関数を推計し、予備的貯蓄は存在するものの、その効果は小さい (純総資産の2%程度) としている。また、Lusardi [1998] は、アメリカの退職前後の年齢に相当する人々 (51~61歳) を対象としたHRS (Health Retirement Survey) で質問されている、家計の認識する自らの翌年の失業確率を所得のデータと組み合わせることにより主観的な所得リスクを計算し、所得リスクは資産蓄積にプラスの効果を持つが、それほど大きくない (サンプル平均値で金融資産の2~4.5%程度、純総資産の1~3.5%程度) という結果を得た。Starr-McCluer [1996] は、アメリカのSCF (Survey of Consumer Finances) を用いて健康保険制度の加入の有無が予備的貯蓄に及ぼす効果を分析し、その効果は明確でないとしている。

日本の家計を対象にミクロ・データを用いた予備的貯蓄の分析は数少ない。Zhou [2003] は、Dardanoni [1991] のモデルを応用し、郵政省郵政研究所『家計における金融選択に関する調査』(1996年) のミクロ・データにより所得の分散を世帯属性 (年齢、学歴、職業) のグループごとに作成し、所得の分散は消費に負の効果をもたらし、金融資産のうち、勤労者世帯の5.6%、自営業者世帯の64.3%は

4 このほか、Carroll [1994] は、所得の分散は、特殊な場合を除き理論的に導かれる所得リスクの適切な指標ではないとし、PSIDおよびCEXを用いて、所得の分散は消費に影響しないが、Kimball [1990] の「等価的予備的プレミアム (equivalent precautionary premium)」を所得リスクの代理変数として用いると、消費に負の効果を持つという結果を得ている。

予備的貯蓄によるとの結果を得た。また、Horioka, Murakami and Kohara [2002] は、(財)家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』を用い、失業、倒産や交通事故などのイベントを経験した家計は貯蓄を取り崩していることから、予備的貯蓄の存在を示唆していると指摘している⁵。

一方、Shimizutani [2002] は、総務省『貯蓄動向調査』のマイクロ・データから2年継続調査したサンプルを抽出し、所得・貯蓄のデータから作成された消費の成長率を用いてブルーデンス係数を推計し、勤労者世帯のブルーデンス係数が1998年にはプラスに有意となったものの、1995、96、97年についてはゼロと有意に異ならないという結果を得た。

このように、欧米、日本ともに、予備的貯蓄の実証結果は異なっている。Browning and Lusardi [1996] は、予備的貯蓄の実証分析上の問題点として、不確実性を測る適切な指標を得ることが難しいことを指摘している。すなわち、彼らによれば、予備的貯蓄の実証分析に用いる不確実性の指標は、観察可能で、外生で(内生性の問題がない) 家計間で異なるという3つの条件を満たすことが必要だが、このような条件を満たす変数を得ることが難しいとしている。また、所得や消費データから所得リスクの代理変数を作成するには、推計誤差などの問題があるとし、リスクを表す指標として代理変数よりも主観的指標がより望ましい可能性を指摘している。

また、これまでの予備的貯蓄の実証分析は、労働所得のリスクを対象としたものが多く、上述した先行研究でも、Starr-McCluer [1996] 以外は全て労働所得のリスクを対象としている。しかし、日本では、少子・高齢化が進む中で、生涯所得の一部を形成する公的年金に対する不安が、特に20～40歳代の予備的貯蓄をもたらしている可能性が指摘されている(肥後・須合・金谷 [2001])⁶。

本研究では、(財)家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』のマイクロ・データを利用し、家計が認識する主観的な不確実性の指標を用いて予備的貯蓄を検証する。具体的には、同調査から得られる指標として、景気見通しおよび公的年金制度の将来に対する不安が予備的貯蓄に与える影響を検証する。使用する問いは、3節でみるように、極めて単純なものであり、各個人が認識するリスクの詳細な差を分析することはできない。しかし、逆に質問が単純であることから、Browning and Lusardi [1996] によって指摘された、家計が質問を十分理解せずに回答することにより生ずる深刻な問題は回避されるという利点がある。

5 ただし、この分析では、取り崩された貯蓄が予備的動機によるものかは厳密にはわからない。

6 肥後・須合・金谷 [2001] は、日本銀行「生活意識に関するアンケート調査(第11回)」(2000年9月)により、20～40歳代では、老後の生活基盤として公的年金をあてにしている人の方が、あてにしていない人に比べ消費を削減している人の割合が高いことをあげ、公的年金制度に対する不安の増大により消費支出を削減した人が存在した可能性を指摘している。

(2) 実証モデル

予備的貯蓄は、Leland [1968]、Sandmo [1970]らにより理論的分析が行われ、効用関数 $u(\cdot)$ の3次微分がプラス ($u'''(\cdot) > 0$) となる場合、不確実性が増加すると現在の貯蓄が増加するという関係が示された。しかし、そのような効用関数を仮定すると、特殊な場合を除き、消費あるいは貯蓄関数を不確実性の関数として解析的に解くことはできない⁷。このため、本稿では、Engen and Gruber [2001]、Lusardi [1998]、Kazarosian [1997]、Starr-McCluer [1996]、Guiso, Jappeli and Terlizzese [1992]などの先行研究にならい、ライフサイクル - 恒常所得仮説モデルに基づき誘導型により得られる資産関数に、不確実性要因を考慮した(1)式を考える。

$$\frac{W_i}{Y_i^p} = f(\text{age}_i, \sigma_i, X_i), \quad (1)$$

W_i は家計 i が保有する資産、 Y_i^p は恒常非財産可処分所得（以下、恒常所得）、 age_i は世帯主年齢、 σ_i は家計 i が認識する将来所得についての不確実性の指標、 X_i は効用に影響を及ぼす世帯属性を示す変数ベクトルである。選好（preference）がホモセティックでない場合、 X_i には Y_i^p が含まれる（King and Dicks-Mireaux [1982]）⁸。

(1)式は、一般的なライフサイクル - 恒常所得仮説モデルに不確実性の項を加えた式であるが、その導出は下記のように考えることができる。

今、効用は異時点間で加法的とし、非財産可処分所得（以下、所得）に不確実性が存在するとする。このとき、家計の異時点間の最大化問題は、効用関数を $u(c_t)$ とすると、

$$\max_{c_1, \dots, c_T} E_t \sum_{j=t}^T (1+\delta)^{t-j} u(c_j), \quad (2)$$

予算制約となる資産遷移関数（wealth transition equation）は、

$$W_{t+1} = (1+r_{t+1})(W_t + y_t - c_t^*), \quad (3)$$

と表される⁹。 c_t^* は最適消費、 W_t は資産、 y_t は所得、 δ は主観的割引率、 r_t は利子率である。遺産は存在しないとする。

7 理論サーベイとして、Browning and Lusardi [1996]、Deaton [1992]があるほか、石原 [2001]が参考になる。

8 選好がホモセティックの場合、消費支出は所得の1次関数になる。

9 通常の予備的貯蓄のモデルでは、さらに所得 y_t の確率過程を定式化するが、ここでの議論では本質的でないため、省略している。

(3)式で、 r を一定($r_t = r$)とし、消費活動を始める年齢を a_0 と置くと、 $t+1$ 年に $a+1$ 歳の家計 i の資産は、

$$W_{i,t+1} = \sum_{j=0}^{a-a_0} (1+r)^{a-a_0+1-j} [y_{i,t-(a-a_0)+j} - c_{i,t-(a-a_0)+j}^*], \quad (4)$$

となる。予備的貯蓄が存在する場合、最適消費 $c_{i,t}^*$ は不確実性 σ_i の負の関数になることから、家計 i の資産 W_i は、年齢および不確実性 σ_i の関数となる。ここで、恒常所得および世帯属性 X_i が消費に及ぼす影響を考慮すると、(1)式が得られる。

(1)式の推計上の留意点として、以下の2つがあげられる。第1に、不確実性の指標 σ_i として適切な指標は何かという問題である。家計が消費・貯蓄行動に関連し直面するリスクで最も代表的なものは労働所得リスクであるが、次節でみるように、(財)家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』で利用できるパネルはまだ6年分に過ぎないことから、所得データをもとに所得リスクの代理変数を作成するのは困難といえる¹⁰。また、同調査では失業不安や将来の所得リスクなど将来所得の不確実性に関する質問は行われていないため、将来所得の不確実性についての直接的な主観的指標は存在しない。しかし、第2回調査(1994年)で景気の先行き、第4回調査(1996年)で公的年金制度に対する不安についての質問が行われている。そこで、これらの問いに対する回答を家計が認識する不確実性の指標として利用する。

推計上の第2の留意点は、恒常所得 Y_i^p は、同調査からは直接得られないという点である。これは通常の統計も同様であるが、データとして入手可能な現在の所得には、景気要因など一時的な要因や年齢効果などが含まれており、恒常所得とは異なっている。したがって、恒常所得は、パネル・データを用いて別途推計した(補論1.参照)。

3. 利用データ

(1) 利用データの概要

利用するデータは、(財)家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査(1993~98年)』(以下、『パネル調査』)のミクロ・データである。この調査の対象者は、調査開始年(1993年)に24~34歳であった女性であり、第1年度に回答の得られたサンプルは1,500サンプル(有配偶1,002、無配偶498)であった。以後、同一個人に毎年1回追跡調査が実施されている。調査地域および抽出方法は全国からの層化二段無作為抽出、調査時期は毎年10月、調査方法は留置法である。調査項目は消費、貯

10 恒常所得の推計に用いたサンプル(2,622サンプル、683世帯、補論1.参照)のうち、所得(年収)データが6年間全て得られたサンプルは、149世帯(894サンプル)に過ぎなかった。

蓄、年収、資産および世帯属性（年齢、就業状態、家族構成など）など経済的な主要指標に加え、生活意識など多岐にわたる。本稿執筆時点で外部利用者が利用可能なデータは1993年から1998年までの6時点である。

なお、本パネル・データは、調査対象者が1993年に24～34歳であった女性であることから、回答者の夫の年齢も以下でみるように30歳代が中心となっている。したがって、結果の解釈にあたっては、対象が30歳代を中心とした家計であることに留意する必要がある。

(2) サンプル選択および世帯属性

『パネル調査』では、金融資産として、預貯金、有価証券の保有額に加え、積立てタイプの保険・年金に関し、これまで払い込んだ保険料の合計額を調査している。また、実物資産は、持ち家の市場価値やその名義について質問している。これらのデータを用い、預貯金、金融資産および純総資産データを作成した¹¹。

表1は、次節(5)式の推計に用いるデータの基本統計量を示す。1996年調査で金融資産および公的年金不安の回答の得られる世帯は784サンプルであった。さらに、推計に必要なデータのない世帯を除外し、恒常所得の推計のため、無配偶者を

表1 基本統計量

変数	サンプル数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
夫の年齢	279	35.1	4.6	23	45
妻の年齢	279	32.5	3.1	27	37
夫と妻の年齢差	279	2.6	3.4	-7	17
妻の学歴（年数換算）	279	12.9	1.7	9	16
子供の数	279	1.85	0.87	0	5
持ち家か否かダミー	279	0.48	0.50	0	1
親と同居か否かダミー	279	0.23	0.42	0	1
恒常所得（実質、万円）	279	506.4	172.6	145.1	1266.3
金融資産/恒常所得	279	1.11	0.89	0	5.6
預金/恒常所得	279	0.59	0.68	0	4.8
個人保険・年金（積立型）/恒常所得	279	0.47	0.41	0	2.5
有価証券/恒常所得	279	0.05	0.23	0	3.2
純総資産/恒常所得	254	1.46	2.14	-2.4	13.8

- 備考：1. 持ち家か否かダミーは、持ち家 = 1、それ以外 = 0、親と同居か否かダミーは、親と同居 = 1、それ以外 = 0のダミー。
 2. 純総資産のサンプル数が異なるのは、金融資産のデータの得られるサンプルのうち、実物資産について回答の得られないサンプルが存在したため。

11 資産データのより具体的な定義は、補論2参照。

除き、夫の職業として、農家世帯、自営業者および事業収入のある世帯を除外し、かつ妻がフルタイム就業または勤め先年収が100万円を超える世帯を除外したところ、288サンプルとなった。この結果、夫の年齢が45歳を超えるとサンプルが極端に少なくなったことから、夫の年齢が45歳を超えるサンプル(6サンプル)を除外した。さらに、夫の年齢と比較した資産の外れ値(3サンプル)を除外した結果、279サンプルとなった¹²。なお、恒常所得の推計対象を有配偶世帯に限定したのは、無配偶女性の場合、恒常所得の推計が困難と判断したためである(補論1.参照)。

公的年金不安の質問は1996年調査1回限りであることから、表1で示されたデータは1996年調査のみを対象としている(ただし、恒常所得はパネル・データから得られた推計値)。妻の平均年齢は32.5歳、夫の平均年齢は35.1歳である。学歴は年数換算し、中学卒=9年、高校卒=12年、高専・短大卒=14年、大学・大学院卒=16年とした。所得、資産はともに内閣府『国民経済計算』の家計最終消費支出デフレータ(1995年基準、資産については第3四半期季調値)を用いて実質化している。恒常所得(実質)は、平均506.4万円である。

表には記載されていないが、金融資産保有額および年収(前年)の平均値はそれぞれ、586万円、589万円(ともに名目)である。一方、総務省『貯蓄動向調査』(1995、96年)によると、世帯主年齢が30~34歳の勤労者世帯の金融資産保有額は668万円、年収は597万円(1995年調査では584万円)、35~39歳ではそれぞれ916万円、694万円(1995年調査では658万円)となっており、本分析の対象世帯は、金融資産、年収ともに『貯蓄動向調査』よりやや低くなっている¹³。

(3) 将来不安に関する主観的指標

景気見通しの問いは、「我が国の景気は、今後良くなると思いますか」に対し、

1. 大幅に良くなる
2. 若干良くなる
3. 変わらない
4. 若干悪くなる
5. 大幅に悪くなる

の中から1つ選択するというものである。また、公的年金不安の問いは、「あなたの老後の経済的な備えとして、公的年金制度は頼りになると思いますか」という問い

12 資産・恒常所得比率を夫の年齢と年齢の2乗で推計し、推計残差が標準偏差の4倍を超えるサンプルを除外した。これにより除外されたサンプルは、金融資産・純総資産の式でともに3サンプルであった。

13 この一因として、妻がフルタイムの世帯を除外したことがあげられる。夫が勤労者で所得データの得られる世帯全てを対象とした場合、年収の平均値は、608万円(760サンプル、平均年齢35.0歳)と若干増加する。なお、『パネル調査』全体では、独自のデータ特性として、親と同居する夫婦がやや多いこと、子供のいない夫婦がやや少ないこと、学歴がやや高いこと、世帯収入がやや低いこと等が指摘されている(家計経済研究所[1995])。

に対し、

1. やはり公的年金が経済生活(収入)の中心になると思うので頼りにしている
2. 頼りにしたいが、給付される額が現在より低くなりそうで不安だ
3. 高齢化が進むので、公的年金の制度そのものが成りゆかなくなるのではと心配している
4. 公的年金はあてにしていない
5. その他

の中から1つ選択するというものである。

ここで、公的年金不安のある人が、そのリスクに対し自らの資産増により対応している場合、回答1を選択した人よりも、2または3を選択した人の方が相対的に資産を多く持つ効果が働くと予想される。一方、景気が「良くなる」または「悪くなる」と答えた人は、「変わらない」と答えた人に比べ所得リスクが大きいと認識しているという仮定が成り立つとすれば、景気見通しを所得リスクの代理変数として用いることが可能となる。この場合、「良くなる」または「悪くなる」と答えた人は、「変わらない」と答えた人に比べ資産を積み増すと予想される。ただし、後述するように、景気見通しの相違による所得リスクの差が一時的(transitory)な所得リスク要因である場合、資産蓄積への影響が小さくなる可能性も考えられる。

次に、各問いへの回答の特徴を属性ごとにもみると、まず、景気見通しについては、景気が「若干良くなる」「変わらない」と答えた人の割合がそれぞれ約40%に対し、「若干悪くなる」と回答した人が約15%であった(表2(1))。また、年齢が下がるほど、年収や学歴が高いほど、妻(自分)が働いているほど、子供が少ないほど、「若干良くなる」と答える人の割合が高いという結果になっている。一方、年金不安は、回答1を選択した人の比率は12.8%、回答2は38.5%、回答3は40.9%、回答4は7.9%と、8割近くの人が公的年金に対し不安を持っている(表2(2))。妻の年齢別や就業形態別(有業人員、フルタイムかパートか)による差は小さく必ずしも明確でない。しかし、妻の学歴、夫の年齢とのクロスでは、妻が高学歴ほど、夫の年齢が若いほど、年金に対して不安を持つ人の比率が高くなる傾向にある¹⁴。

以上が、将来不安に対する回答の主な特徴であるが、貯蓄および将来不安両方に影響を及ぼす変数が存在する場合、残差項が説明変数と相関する可能性が生ずる。そこで、資産関数の推計に先立ち、プロビット推計により各変数の関係を統計的に分析した。その結果、資産・恒常所得比率および将来不安と独立でない可能性がある変数として、景気見通しについては、妻の学歴、共働きか否か、前年の年収、子供の数、年金不安については、妻の学歴、子供の数、夫婦の年齢差を得た(詳しくは補論3.参照)。したがって、以下の資産関数の推計では、説明変数として恒常所得、夫の年齢のほか、これら変数をそれぞれ加えた。

14 表2(1) (2)は、資産関数の推計に直接用いる表1の279サンプルを対象を限定することも考えたが、景気見通しおよび公的年金制度に対する不安の全体的な特徴およびその要因を理解するためには、少しでも多くのサンプルを対象とした方が理解しやすいと判断し、年齢、年収など基本的なデータが得られるサンプル全て(ただし、無配偶世帯および夫が農林漁業・自営業・自由業の世帯は除く)を対象とした。

表2(1) 景気見通しの回答の世帯属性

(%)

	サンプル	1	2	3	4	5	合計
全体	728	0.5	41.6	40.9	14.7	2.2	100
年齢別							
25～27歳	161	0.6	44.1	37.3	15.5	2.5	100
28～32歳	345	0.9	44.6	40.9	12.8	0.9	100
33～35歳	222	0.0	35.1	43.7	17.1	4.1	100
学歴別							
中学校卒	50	0.0	20.0	60.0	12.0	8.0	100
高校卒	346	0.6	40.5	41.0	16.2	1.7	100
高専・短大卒	266	0.8	45.5	37.6	14.3	1.9	100
大学・大学院卒	66	0.0	48.5	39.4	10.6	1.5	100
有業人員別							
1人	422	0.9	44.3	39.6	12.6	2.6	100
2人	306	0.0	37.9	42.8	17.6	1.6	100
妻フルタイムか否か							
フルタイム	148	0.0	35.8	43.2	18.9	2.0	100
パート	129	0.0	41.1	41.1	16.3	1.6	100
夫の年齢別							
30歳未満	72	1.4	44.4	37.5	15.3	1.4	100
30～34歳	248	0.4	48.8	39.1	10.9	0.8	100
35～39歳	252	0.4	38.1	42.9	16.3	2.4	100
40～44歳	124	0.8	32.3	43.5	18.5	4.8	100
45歳以上	32	0.0	43.8	37.5	15.6	3.1	100
前年の年収							
400万円未満	28	0.0	25.0	42.9	21.4	10.7	100
400円以上600万円未満	270	1.1	41.9	40.0	14.8	2.2	100
600万円以上800万円未満	264	0.0	41.7	40.5	15.9	1.9	100
800万円以上1,000万円未満	111	0.9	43.2	41.4	13.5	0.9	100
1,000万円以上	55	0.0	45.5	45.5	7.3	1.8	100
子供の数							
0人	102	0.0	50.0	42.2	5.9	2.0	100
1人	212	0.5	46.7	38.7	12.3	1.9	100
2人	315	1.0	37.8	41.3	18.1	1.9	100
3人	88	0.0	36.4	42.0	17.0	4.5	100
4人以上	11	0.0	18.2	54.5	27.3	0.0	100
持ち家か否か							
持ち家	373	0.3	41.8	41.8	14.2	1.9	100
借家	355	0.8	41.4	40.0	15.2	2.5	100
親と同居か否か							
同居	260	1.2	39.2	40.8	16.9	1.9	100
別居	468	0.2	42.9	41.0	13.5	2.4	100

備考：無配偶世帯および夫が農林漁業・自営業・自由業の世帯を除く。

表2(2) 年金不安の回答の世帯属性

(%)

	サンプル	1	2	3	4	合計
全体	736	12.8	38.5	40.9	7.9	100
年齢別						
27～29歳	183	9.8	42.6	39.3	8.2	100
30～34歳	345	13.9	35.9	40.9	9.3	100
35～37歳	208	13.5	38.9	42.3	5.3	100
学歴別						
中学校卒	44	22.7	25.0	25.0	27.3	100
高校卒	325	14.5	40.3	39.1	6.2	100
高専・短大卒	280	10.4	39.6	43.9	6.1	100
大学・大学院卒	87	9.2	34.5	46.0	10.3	100
有業人員別						
1人	394	12.2	38.8	40.6	8.4	100
2人	342	13.5	38.0	41.2	7.3	100
妻フルタイムか否か						
フルタイム	149	14.1	38.3	40.9	6.7	100
パート	165	13.9	35.2	41.8	9.1	100
夫の年齢別						
30歳未満	99	8.1	33.3	45.5	13.1	100
30～34歳	251	11.6	36.7	43.0	8.8	100
35～39歳	251	12.7	40.2	40.2	6.8	100
40～44歳	109	18.3	42.2	35.8	3.7	100
45歳以上	26	19.2	42.3	30.8	7.7	100
前年の年収						
400万円未満	104	14.4	28.8	47.1	9.6	100
400円以上600万円未満	277	11.2	41.5	37.9	9.4	100
600万円以上800万円未満	222	14.4	35.6	44.1	5.9	100
800万円以上1,000万円未満	84	13.1	42.9	39.3	4.8	100
1,000万円以上	49	10.2	46.9	32.7	10.2	100
子供の数						
0人	93	10.8	38.7	41.9	8.6	100
1人	178	9.0	32.6	46.1	12.4	100
2人	334	13.2	39.8	39.8	7.2	100
3人	120	17.5	41.7	38.3	2.5	100
4人以上	11	27.3	54.5	9.1	9.1	100
持ち家が否か						
持ち家	402	12.9	40.0	40.3	6.7	100
借家	334	12.6	36.5	41.6	9.3	100
親と同居か否か						
同居	257	13.6	38.1	40.5	7.8	100
別居	479	12.3	38.6	41.1	7.9	100

備考：表2(1)に同じ。

4. 推計結果とその評価

(1) 推計結果

(1)式をもとに、下記の(5)式および(6)式を推計した。

$$\begin{aligned} \frac{W_i}{Y_i^p} = & \alpha_0 + \alpha_{11} FDUM1_i + \alpha_{12} FDUM2_i \\ & + \alpha_2 Y_i^p + \alpha_{31} age_i + \alpha_{32} age_i^2 + \alpha_4 fedu_i + \alpha_5 children_i \\ & + \alpha_6 nem_i + \alpha_7 income_i + \epsilon_i. \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \frac{W_i}{Y_i^p} = & \alpha'_0 + \alpha'_{11} IDUM2_i + \alpha'_{12} IDUM3_i + \alpha'_{13} IDUM4_i \\ & + \alpha'_2 Y_i^p + \alpha'_{31} age_i + \alpha'_{32} age_i^2 + \alpha'_4 fedu_i + \alpha'_5 children_i \\ & + \alpha'_6 agap + \epsilon'_i. \end{aligned} \quad (6)$$

各変数の定義は以下の通りである。

W : 保有資産

$FDUM1$: 景気見通しへの回答 = 1または2の場合1、それ以外0のダミー

$FDUM2$: 景気見通しへの回答 = 4または5の場合1、それ以外0のダミー

$IDUM2$: 公的年金不安への回答 = 2の場合1、それ以外0のダミー

$IDUM3$: 公的年金不安への回答 = 3の場合1、それ以外0のダミー

$IDUM4$: 公的年金不安への回答 = 4の場合1、それ以外0のダミー

Y^p : 恒常所得

age : 夫の年齢

$fedu$: 妻(本人)の学歴

$children$: 子供の数

nem : 共働き = 1、それ以外0のダミー

$income$: 前年の年収

$agap$: 夫婦の年齢差 (= 夫の年齢 - 妻の年齢)

ここで、家計が予備的貯蓄動機を持つ場合、不確実性を認識すると、していない場合と比較して今期の消費が抑制され、今期の資産は増大する。したがって、不確実性は資産にプラスの効果を持ち、期待されるパラメータの符号条件は、

$$\begin{aligned} \alpha_{11} > 0, \alpha_{12} > 0, \\ \alpha'_{11} > 0, \alpha'_{12} > 0, \end{aligned} \quad (7)$$

となる。また、回答4を選択した人はそもそも年金をあてにしていないことを考慮

すると、年金不安による資産積み増しの効果は、回答4を選択した人の効果を超えることはない予想されることから、(6)式のパラメータの大きさの条件は、

$$\max(\alpha'_{11}, \alpha'_{12}) \leq \alpha'_{13}, \tag{8}$$

となる。

年齢効果は、(2)式で示したように、家計が利他的でなく有限 (finite horizon) のライフサイクル・モデルを想定した場合、資産の年齢プロファイルは山型になる。本分析では、データの制約から30歳代の家計を中心とした45歳までの家計を対象としているため、年齢効果はプラスとなることが予想される。

$$\begin{aligned} \alpha_{31} + 2\alpha_{32} \text{ age} > 0, \\ \alpha'_{31} + 2\alpha'_{32} \text{ age} > 0, \end{aligned} \tag{9}$$

恒常所得は、各家計についてパネル・データにより得られた推計値を用いた。

表3は推計結果の総括表で、景気見通しおよび年金不安が金融資産蓄積に及ぼす効果をまとめて表示している。まず、景気見通しについては、景気が「悪くなる (大幅に悪くなる + 若干悪くなる、以下同じ)」と答えた人ダミー、「良くなる(大幅

表3 将来不安が資産蓄積に及ぼす影響

	金融資産		
	係数	標準偏差	P値
景気見通し			
良くなる	-0.028	(0.101)	0.785
悪くなる	0.068	(0.146)	0.639
公的年金不安			
1) 全体			
減額不安	0.202	(0.139)	0.147
制度そのものが不安	0.254	(0.149)	0.088
あてにしていない	0.299	(0.286)	0.297
2) 親と別居世帯			
減額不安	0.394	(0.144)	0.007
制度そのものが不安	0.381	(0.152)	0.013
あてにしていない	0.695	(0.357)	0.053

備考：1. 景気見通しは、「変わらない」と答えた人を基準。公的年金不安は、「頼りにしている」と答えた人を基準。

2. 推計は、最小二乗法(OLS)による。標準偏差は、不均一分散を考慮したものの(White heteroskedascity consistent estimators)。

3. 景気見通しは1994年調査、公的年金不安は1996年調査による。より詳細な推計結果は、表4および表6を参照。

に良くなる+若干良くなる、以下同じ)」と答えた人ダミーともにほとんど有意でなかった。

一方、年金不安については、 P 値がゼロに近づいたものの、統計的に有意といえるほどではない。しかし、親と同居している家計を除いた場合、有意にプラスとなった。この結果によれば、年金不安がある人は、ない人に比べ、恒常所得比で金融資産を約40%ポイント程度多く保有している。その効果は、「給付減額不安(回答2)」と「制度そのものが不安(回答3)」でほとんど差はみられない。この結果に基づくと、世帯の平均値でみて、年金への不安を持つ世帯は、金融資産を210万円程度積み増していることになる。これは金融資産の平均保有額の3分の1程度に相当する¹⁵。

表4(1)は、表3に示された年金不安の推計結果の詳細に加え、純総資産の推計結果を示している。表3でみたように、年金不安ダミーは、サンプル全体では金融資産蓄積に有意な差をもたらしていないが、親と同居している世帯を除くと効果が有意にプラスとなる。一方、実物資産を含めた純総資産に対しては、年金ダミーは有意でなかった。これは、日本では住宅・土地が投資よりも居住目的であるため、年金不安がある場合、将来の生活費として金融資産を積み増す方が合理的なためと解釈される。

次に、年金不安がどのような金融資産の保有に差をもたらしているかを確認するため、金融資産の内訳(預貯金、個人年金・保険、および有価証券)それぞれについて推計を行った(表4(2))。結果によれば、年金ダミーは有価証券保有額に対しては影響を与えていない。一方、預貯金、個人年金・保険では、パラメータがプラスとなっており、5%水準を満たすほどではないが、預貯金と個人年金・保険の合計では、年金ダミーは回答2、回答3ともに1%有意となった。すなわち、年金不安のある家計は、不確実性に備えて金融資産を積み増すにあたり、相対的にリスクの低い預金または個人年金・保険を積み増していることがわかった。預金だけでなく個人年金・保険を含めた資産が有意になった理由としては、個人年金・保険の資産としてのリスクの評価が小さく、年金不安のある家計の中で、流動性を重視し預金を積み増す人と、収益性を重視し年金・保険を積み増す人とが混在していた可能性が考えられる。

また、親と別居の世帯で、年金を「あてにしていない」と答えた人は、「年金を頼りにしている」と答えた人に比べ、恒常所得比で預貯金を50%ポイント程度多く保有している。金融資産ではダミーの P 値が0.053と5%水準で厳密には有意でないものの、年金を頼りにすることと、家計の自力によるライフサイクル貯蓄にはある程度代替的な効果があることが示された((8)式が成立)。

15 親と同居している家計を除いた場合のサンプル(214サンプル)の恒常所得、金融資産の平均値はそれぞれ506.9万円、584.9万円。なお、恒常所得には期待年金取得額は含まれていないので、推計されたパラメータには下方バイアスがある可能性がある(公的年金からの期待所得を含めると、資産/恒常所得比は多くの世帯にとって上昇すると考えられるため)。

表4 公的年金制度への不安と資産 所得比

(1) 金融資産と純総資産

	金融資産		純総資産	
	全体 1	親と別居世帯 2	全体 3	親と別居世帯 4
年金ダミー				
回答2	0.202 (0.139)	0.394 (0.144)***	-0.603 (0.668)	-0.040 (0.665)
回答3	0.254 (0.149)*	0.381 (0.152)**	-1.092 (0.639)	-0.668 (0.626)
回答4	0.299 (0.286)	0.695 (0.357)*	0.119 (0.943)	0.309 (0.991)
夫の年齢				
夫の年齢	-0.039 (0.133)	-0.208 (0.172)	-0.485 (0.367)	-0.639 (0.533)
夫の年齢の2乗	0.002 (0.002)	0.005 (0.003)*	0.009 (0.006)	0.011 (0.008)
恒常所得	0.006 (0.028)	0.019 (0.032)	0.041 (0.073)	0.084 (0.081)
妻の学歴	0.117 (0.033)***	0.124 (0.035)***	0.196 (0.072)***	0.221 (0.077)***
子供の数	-0.125 (0.064)*	-0.142 (0.071)**	-0.253 (0.183)	-0.276 (0.202)
夫婦の年齢差	-0.051 (0.020)**	-0.066 (0.023)***	-0.039 (0.074)	-0.016 (0.086)
定数項	-1.036 (2.141)	1.112 (2.773)	5.577 (5.896)	7.080 (8.492)
サンプル数	279	214	254	203

(2) 金融資産の内訳(親と別居世帯)

	預貯金	個人年金・保険	有価証券	金融資産(有価証券除く)
	5	Tobit 6	Tobit 7	8
年金ダミー				
回答2	0.187 (0.114)	0.220 (0.113)*	0.155 (0.330)	0.358 (0.135)***
回答3	0.212 (0.114)*	0.194 (0.113)*	-0.084 (0.333)	0.383 (0.144)***
回答4	0.528 (0.264)**	0.050 (0.162)	0.265 (0.478)	0.597 (0.306)*
夫の年齢				
夫の年齢	-0.291 (0.155)	0.101 (0.084)	0.378 (0.300)	-0.227 (0.154)
夫の年齢の2乗	0.005 (0.002)**	-0.001 (0.001)	-0.005 (0.004)	0.005 (0.002)**
恒常所得	0.036 (0.027)	-0.026 (0.019)	0.144 (0.057)**	0.004 (0.030)
妻の学歴	0.093 (0.029)***	0.019 (0.019)	0.156 (0.065)**	0.105 (0.031)***
子供の数	-0.125 (0.052)**	-0.020 (0.039)	-0.020 (0.118)	-0.134 (0.066)**
夫婦の年齢差	-0.033 (0.020)	-0.038 (0.014)***	-0.040 (0.044)	-0.065 (0.023)***
定数項	3.178 (2.365)	-2.297 (1.443)	-10.465 (5.500)*	1.730 (2.488)
サンプル数	214	214	214	214
Log likelihood		-137.1	-85.55	

備考：1. 推計は、特に表記のない限り最小二乗法(OLS)による。()内は標準偏差。ただし、OLSによる推計の()内は不均一分散を考慮した標準偏差(White heteroskedascity consistent estimators)。***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を示す。

2. 個人年金・保険は、積立てタイプの現在までの払込保険料の合計額(簡易保険、郵便年金、生命保険、個人年金保険、積立型傷害保険など)。

3. 金融資産 = 預貯金 + 個人年金・保険 + 有価証券。

親と別居の世帯について、年齢効果をみると、1次の項は統計的に有意ではないものの、得られたパラメータから計算される金融資産に対する年齢効果はプラスとなり、期待した符号と整合的となった((9)式が成立)。

親と同居の世帯をサンプルから除いた場合、年金不安の影響が有意となる理由としては、親との同居が世代間のリスク・シェアリングと関係し、予備的貯蓄の効果を軽減している可能性が考えられる。そこで、まず、『パネル調査』から得られる別の質問を活用し、何らかの形で現在親から経済的に援助を受けている世帯および受けていない世帯にサンプルを分けて推計を行ったところ、親から経済的援助を受けている世帯では年金不安ダミーが有意でなく、受けていない世帯では年金不安ダミーが有意となった(表5)¹⁶。援助を受けていない世帯では、年金不安の効果の大きさは30%ポイント程度と、親と別居している世帯の結果よりも若干小さい¹⁷。これによれば、年金不安のある家計は、平均値でみて金融資産を150万円程度(金融資産保有額の4分の1程度に相当)積み増している。一方、援助を受けている世帯では、サンプル数は少ないものの、年金不安ダミーは有意ではなく、符号もマイナスとなっている。

次に、データの制約により実証分析は困難であるものの、1つの可能性として、Stark [1995] によるデモンストレーション効果が指摘できる。Stark [1995] のモ

表5 公的年金制度への不安と資産 所得比
(親から何らかの経済的援助を受けているか否かによる比較)

	金融資産	
	援助を受けている	受けていない
	1	2
年金ダミー		
回答2	-0.358 (0.438)	0.290 (0.143)**
回答3	-0.290 (0.481)	0.317 (0.150)**
回答4	-0.762 (0.467)	0.555 (0.337)
夫の年齢	0.313 (0.185)*	-0.156 (0.156)
夫の年齢の2乗	-0.004 (0.003)	0.003 (0.002)
恒常所得	-0.065 (0.096)	0.023 (0.029)
妻の学歴	0.067 (0.053)	0.126 (0.036)***
子供の数	-0.139 (0.127)	-0.137 (0.075)*
夫婦の年齢差	-0.032 (0.042)	-0.054 (0.024)**
定数項	-5.029 (3.260)	0.507 (2.549)
サンプル数	67	212

備考：表4に同じ。

16 生活費、住宅ローン返済、家賃・地代などについて、夫または妻の親から一部でも出してもらっているものがあるか否かを尋ねた質問に対し、1つでも「ある」と答えた人を経済的援助を受けている世帯、1つもない人を受けていない世帯と分類した。

17 ただし、標準偏差も考慮すれば、有意に異なるほどの差ではない。

デルによれば、親と同居した場合、自分の子供がそれを観察し、自分と同居する確率が高まる。したがって、このモデルがもし日本の家計に当てはまるとすれば、親と同居することにより、自分の子供が将来自分と同居し、老後の面倒をみてくれる確率が高まり、将来の年金リスクを子供と分散できるという期待が生まれ、予備的貯蓄を軽減する効果をもたらす可能性が考えられる。

最後に、景気見通しが金融資産に及ぼす効果が有意とならなかった理由としては、以下の2点が指摘できる(景気見通しについては、表6に示すように、親と同居世帯を除いても、結果は変わらなかった)。第1に、本分析は、既に述べたとおり、景気見通しが「良くなる」または「悪くなる」と答えた人は、「変わらない」と答えた人に比べ所得リスクが大きいと認識しているという仮定を前提としているが、実際には、景気は悪化すると思っけていても、自分の所得リスクへの影響は小さいと認識している家計が存在する可能性である。特に本調査が日本経済の低迷が現在ほど深刻化していなかった1994年の調査であることを考えると、そのような家計が相当数存在していた可能性は否定できない。第2に、景気見通しの相違による所得リスクの差が、一時的な所得リスク要因である場合、資産蓄積への影響が小さくなる可能性が考えられる¹⁸。

表6 景気見通しと資産 所得比

	金融資産		純総資産	
	全体 1	親と別居世帯 2	全体 3	親と別居世帯 4
景気ダミー				
良くなる	-0.028 (0.101)	-0.020 (0.108)	-0.606 (0.632)	0.475 (0.375)
悪くなる	0.068 (0.146)	0.073 (0.164)	0.016 (0.853)	0.565 (0.477)
夫の年齢				
夫の年齢	0.126 (0.131)	0.182 (0.116)	0.151 (0.098)	-0.440 (0.774)
夫の年齢の2乗	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.199 (0.157)	0.009 (0.012)
恒常所得	0.002 (0.058)	-0.007 (0.064)	-0.119 (0.318)	0.216 (0.294)
共働きダミー	-0.064 (0.111)	-0.113 (0.113)	-0.656 (0.571)	0.361 (0.576)
妻の学歴	0.035 (0.029)	0.013 (0.032)	0.334 (0.174)	0.197 (0.124)
子供の数	-0.065 (0.059)	-0.160 (0.062)***	-0.158 (0.270)	-0.695 (0.328)**
前年の年収	0.018 (0.054)	0.051 (0.061)	-0.572 (0.377)	-0.149 (0.245)
定数項	-2.371 (2.042)	-2.962 (1.785)	-3.880 (3.483)	4.022 (11.83)
サンプル数	296	228	295	229

備考：表4に同じ。

18 家計 i の所得リスク σ_i を恒常所得のリスク $\sigma_{i\mu}$ と一時的な所得リスク $\sigma_{i\tau}$ とに分解した場合、景気見通しが予備的貯蓄に影響するという仮説は、景気見通しが $\sigma_{i\mu}$ あるいは $\sigma_{i\tau}$ の少なくともどちらか一方と相関していることを前提としている。解析的に解くことは難しいものの、景気見通しによる所得リスクが一時的な所得リスクである場合、恒常所得のリスクに比べ資産積み増しの効果は小さくなる可能性がある(リスクが一時的である場合、翌々期以降のリスクのための貯蓄を行う必要はなくなるため)。

これら2点について、例えば、1994年3月に実施された日本銀行「生活意識に関するアンケート調査（第2回）」をみると、バブル崩壊後の1994年当時、景気は「悪い（やや悪いを含む、以下同様）」と答えた人が86.6%に達し、極めて悲観的であった（表7）。1年後の状況は、「悪くなる」が16.9%、「変わらない」が55.8%となり、今後5～10年間の日本経済成長率も7割以上の人が低成長が続くとしていた。しかし、自らの収入については、1年前と比べ「減った」人が33.5%だったのに対し、1年後も「減る」と答えた人は、21.2%と少なくなっており、さらに、今後5～10年間の収入が「減る」と答えた人が26.7%となった一方で、「増える」と答えた人が41.5%に上っている。この間、物価上昇率は1～3%以下と答えた人が1年後、今後5～10年間ともに全体の7割前後となっている。

ただし、ここでいう収入の見直しには、年齢効果など確定的（deterministic）な要因も含まれていると考えられる。また、このアンケート調査から得られる収入の見直しは、いわば所得の期待値（収入が増加するか減少するか）であり、所得リスクではない。そこで、景気見通しと所得リスクの関係をみるための1つの手段として、補論1.の恒常所得の推計で得られた推計残差およびその分散を各年ごとに求め、景気見通しの回答ごとに比較した（表8）¹⁹。残差の分散をみると、景気が「悪くなる」と答えた人は「変わらない」と回答した人と比べ、年によってはむしろ小さくなっている。さらに、サンプルの脱落（attrition）による影響を除去するため、前年（パネル2）から2年後（パネル5）までの所得データが全て得られるサンプルでみると、前年の年収と比べ、今年の年収は「よくなる」「悪くなる」ともに「変わらない」と答えた人よりも分散は若干大きくなっている。景気見通しの調査時点で前年の年収は既知であるのに対し、今年の年収は調査回答時点（10月）までに確定している収入しか本人にもわからないことを考慮すると、自らの所得リスクの差が景気見通しの相違に反映されているのかもしれない。しかし、後者（悪くなる）の場合、その差は小さく、かつ、翌年には逆に「変わらない」と答えた人の方が大きくなるなど、景気見通しと推計残差の分散には明確な関係がみられていない。

したがって、景気見通しダミーが有意とならなかったのは、1994年当時、景気が「悪くなる」と答えた人は一時的というよりはやや中期的に低迷が続くと予測していた可能性はあるものの、自らの所得リスクにはそれほど影響しないと判断していたためによる可能性がある。

19 厳密には、調査段階において既知であるパネル1と2のデータより恒常所得の推計を行い、得られたパラメータを用いてパネル3以降の予測値を外挿し予測誤差を分析した方が望ましいが、ここではデータの制約から、推計残差を用いて検討した。

表7 景気・収入・物価見通し

(%)

景気							
	よい	まあよい	どちらとも言えない	やや悪い	悪い		
現状	0.3	1.7	11.4	39.7	46.9		
	よくなる	ややよくなる	変わらない	やや悪くなる	悪くなる		
1年後	1.1	26.1	55.8	11.2	5.7		
	高い	低成長	マイナス成長含む	わからない			
今後5～10年間の成長率	3.5	50.7	21.6	24.2			
収入							
	増えた	やや増えた	変わらない	やや減った	減った		
1年前と比較	2.2	17.8	46.3	18.9	14.6		
	増える	やや増える	変わらない	やや減る	減る	わからない	
現在と比べ1年後	1.7	20.7	56.3	13.2	8.0	-	
今後5～10年間	7.3	34.2	24.8	13.2	13.5	6.8	
物価							
	7%以上	下落 4～6%	1～3%	ほとんど 変わらない	1～3%	上昇 4～6%	7%以上
1年前と比較	3.6	2.9	5.3	28.9	29.3	19.3	10.3
現在と比べ1年後	1.6	1.1	2.8	30.6	35.1	17.1	11.3
今後5～10年間	1.7	1.1	4.1	15.1	47.8	20.4	9.0

備考：1. 日本銀行「生活意識に関するアンケート調査（第2回）」による。20歳以上の男女4,000人を対象に1994年3月実施（有効回答3,407人）。詳しくは、日本銀行『経済月報』1994年5月号参照。

2. 景気は、

「あなたは、最近の世間の景気をどうみていますか、

「あなたは、1年後の景気が、現在と比べてどうなっていると思いますか」

という問いに対する回答。今後5～10年間の成長率は、

「あなたは、今後5～10年くらいの日本経済の成長率は、大雑把にみるとどうなるといいますか」という問いに対し、「1. 再び高い成長率になると思う」「2. 以前のような高い成長率にはならず、低成長が続くと思う」「3. 以前のような高い成長率にはならず、場合によってはマイナス成長になると思う」「4. よくわからない」の中から1つ選択。

3. 収入は、

「1年前と比べて、あなた（および配偶者）の収入はどうなりましたか、

「1年後のあなた（および配偶者）の収入は、現在と比べてどうなるといいますか」

という問いに対する回答。今後5～10年間の収入は、「今後5～10年くらいのあなた（および配偶者）の収入はどうなるといいますか」という問いに対し、「1. 今より増えると思う」「2. 今よりやや増えると思う」「3. 今と変わらないと思う」「4. 今よりやや減ると思う」「5. 今より減ると思う」「6. わからない」から1つ選択。

4. 物価は、

「現在の物価を1年前と比べてみると、あなたの生活実感としては、どのように感じていますか」、「それでは、1年後の物価は、現在と比べどうなるといいますか」

という問いに対する回答。今後5～10年間の物価は、「あなたは、今後5～10年間位の日本の物価上昇率は、平均で1年あたりどのくらい下がるまたは上がると思いますか」という問いに対する回答。

表8 恒常所得の推計残差と景気見通し

	よくなる			変わらない			悪くなる		
	サンプル数	平均	分散	サンプル数	平均	分散	サンプル数	平均	分散
1. 全体									
e_{it-1} (2年前)	192	-0.007	0.015	183	-0.004	0.020	70	-0.007	0.045
e_{it} (前年)	213	0.006	0.016	186	0.014	0.018	72	-0.024	0.017
e_{it+1} (今年)	204	-0.009	0.020	173	-0.001	0.034	63	0.001	0.012
e_{it+2} (翌年)	193	0.004	0.015	166	0.007	0.017	65	0.033	0.012
e_{it+3} (2年後)	185	0.004	0.019	150	0.008	0.012	65	0.001	0.020
e_{it+4} (3年後)	176	0.003	0.021	147	-0.027	0.017	56	-0.013	0.024
2. パネル2からパネル5までデータが全て得られるサンプル									
e_{it} (前年)	123	-0.008	0.018	88	0.006	0.020	38	-0.035	0.013
e_{it+1} (今年)	123	-0.009	0.021	88	0.021	0.010	38	0.010	0.012
e_{it+2} (翌年)	123	0.006	0.013	88	0.004	0.017	38	0.030	0.014
e_{it+3} (2年後)	123	0.010	0.022	88	0.007	0.010	38	0.008	0.023

備考：補論1.の推計で用いたサンプルのうち、パネル2で景気見通しの回答が得られるサンプルを抽出し、各年ごとに推計残差の平均と分散を計算。

(2) 予備的貯蓄かライフサイクル貯蓄か

上記結果より、公的年金不安という比較的長期的な将来不安が現在の消費抑制の1つの要因となっていることが示された。また、金融資産保有額の4分の1～3分の1程度が年金不安によるというのは、金額的にも大きいといえよう。逆にいえば、この結果が正しいとすれば、家計の抱く年金不安を軽減する政策により、ある程度の消費促進効果が見込めることになる。すなわち、他の条件を一定として、自分（および配偶者）が将来受け取ることのできる年金給付額がより確実に予測できれば、家計は年金不安による予備的貯蓄を削減することが可能となる²⁰。もっとも、実際には誰の負担も伴わずに年金不安のみを軽減する政策は難しいかもしれない。しかし、年金制度そのものに不安を持っている人が4割も存在する現実を考えた場合、積極的な情報提供等、年金制度の信頼を得るための施策も政策として重要となろう。

これに対し、もし年金不安の有無が期待年金給付額と相関している（年金不安の有無により期待年金給付額が異なる）場合、上記結果には、予備的貯蓄だけでなく、期待年金給付額の水準の差によるライフサイクル貯蓄の効果が含まれることになる。この場合、政策的インプリケーションは異なり、ライフサイクル動機による積み増しについては、家計の期待する年金給付額の水準が変わらない限り、消費は影響を受けない。

20 本稿では、リスク回避度および時間選好率は家計の認識する公的年金不安と相関がないと仮定している。なお、後者については、脚注24参照。

この点についての最も簡単な検証方法は、個人が想定している期待年金給付額を年金不安の回答ごとに比較することであるが、残念ながら、『パネル調査』ではそのような質問は行っていない。したがって、上記問題についての直接的な検証は極めて困難である。しかし、『パネル調査』では、老後の生活のための貯蓄目標額、すなわちライフサイクル動機による貯蓄目標額の質問を行っている。そこで、本研究では、年金不安による貯蓄の積み増しのうち、予備的貯蓄およびライフサイクル仮説による貯蓄が、それぞれどの程度であるかの厳密な検証については、今後の課題とし、以下では、得られるデータの活用により間接的な検証を試みる。

イ．データ

『パネル調査』では、貯蓄目標額に関する2種類の問いがある。1つは、貯蓄目的ごとに貯蓄目標額およびその達成予定時期を質問したもので、まず、「あなた方夫婦はどのような目的で貯蓄なさっていますか。下にあげている中から、一番大きな目的、二番目の目的、三番目の目的をお答え下さい」という問いにより貯蓄目的を選択する。次に、選択された上位3つの貯蓄目的ごとに、貯蓄目標額およびその達成予定時期（＝何年後か）を記入する。貯蓄目的としては、「老後の生活に備えるため」「病気、災害、その他不時の出費に備えるため」「子供の教育費」「子供の結婚資金」「マイホーム資金」など12項目が提示されている²¹。

一方、もう1つの質問は、単純に「あなた方ご夫婦が現在考えておられる貯蓄の合計目標額はいくらぐらいですか」という貯蓄の合計目標額を尋ねた問いである。これは、貯蓄目的を退職後のためのライフサイクル貯蓄に限定していないという問題はあるが、第1の問いに比べ回答者の数が多いことを踏まえ、この回答も参考指標として利用する²²。

ロ．年金不安と貯蓄目標額

上記2つの貯蓄目標額を年金不安の回答ごとにみたのが表9である²³。「老後の生活のための貯蓄目標額」をみると、全体では、回答1を選択した人と、回答2あるいは3を選択した人は平均値、標準偏差とも類似している。親と別居している世帯では、回答2あるいは3を選択した人の方がむしろやや低くなっている。推計に用いたサンプルで貯蓄目標額が得られるサンプルでも、回答2あるいは3の方が同様にむしろやや低くなる傾向がみられる。「現在考えている合計目標額」についても、回答2

21 その他の目的は、「耐久財の購入」「レジャー資金」「納税資金」「独立自営のための資金」「特に目的はないが貯蓄をしていれば安心」「遺産として残すため」「その他」となっている。

22 「老後の生活のための貯蓄」については、貯蓄目的の上位3位以内に入らないと貯蓄目標額が得られないため、回答の得られるサンプルが少なくなっており、有配偶継続世帯で、年金回答の得られる718サンプルのうち、「老後の生活に備えるため」を3位以内に掲げた世帯は335サンプル（46.7%）であった。一方、「貯蓄合計目標額」は、714サンプルの回答が得られた。

23 「老後の生活のための貯蓄」については、1996年調査では回答がないが1995、94、93年調査では得られる場合、1996年に最も近い目標額を利用した。なお、1996年調査の回答の得られたサンプルのみを用いても、表9から得られる結論は変わらなかった。

表9 貯蓄目標額と年金不安

	年金不安の回答	サンプル (小計)	貯蓄目標額(万円)			
			平均値	標準偏差	最小値	最大値
1. 全体						
老後の生活のため						
	1	66	1188.6	1218.8	200	6,000
	2	186	1173.7	1090.4	100	7,000
	3	189	1178.7	1321.2	50	10,000
	4	36	1802.8	2476.7	100	10,000
		(477)				
現在考えている合計目標額						
	1	90	2455.6	2334.7	100	10,000
	2	277	2067.1	1842.6	100	10,000
	3	292	2150.3	2195.2	100	16,000
	4	55	2632.7	4006.5	100	20,000
		(714)				
2. 親と別居世帯						
老後の生活のため						
	1	38	1425.0	1485.9	200	6,000
	2	114	990.8	779.2	100	4,000
	3	110	1226.1	1114.1	100	5,000
	4	23	2330.4	2962.1	100	10,000
		(285)				
現在考えている合計目標額						
	1	56	2535.7	2637.6	200	10,000
	2	181	1855.2	1699.5	100	10,000
	3	191	2183.2	2167.2	100	10,500
	4	37	3135.1	4721.4	100	20,000
		(465)				
3. 親と別居世帯(推計サンプルで、貯蓄目標額の得られたサンプル)						
老後の生活のため						
	1	13	1353.8	1379.4	300	5,000
	2	49	1001.0	758.6	100	3,000
	3	50	1213.0	1498.8	100	10,000
	4	9	3644.4	3885.9	300	10,000
		(121)				
現在考えている合計目標額						
	1	20	2295.0	2280.2	500	10,000
	2	85	1897.6	1644.8	100	9,000
	3	91	1949.5	1827.2	100	10,500
	4	13	4576.9	6735.1	100	20,000
		(209)				

備考：1. 1. は必要なデータ(貯蓄目標額あるいは合計目標額と年金不安の回答)の取れるサンプル全て。ただし、夫が農林漁業・自営業・自由業の世帯を除く。2. は、1. のうち、親と別居している世帯。3. は、2. のうち、表4の推計に用いたサンプル。

2. 貯蓄目標額のデータは、1996年調査で回答がないが、1993、94、または1995年調査で回答が得られる場合、それらの最も直近の数値を利用している(477サンプルのうち155サンプル)。また、貯蓄目標額が極端に大きい世帯(5億円以上の世帯、貯蓄目標額は2サンプル、合計目標額は1サンプル)は除外した。

あるいは回答3を選択した人の方が、平均値は回答1と同程度かやや低くなる傾向がみられている。以上より、年金不安のある人が、ない人に比べて老後のための貯蓄目標額が高いという根拠は得られない。なお、老後の生活のための貯蓄の達成時期(=x年後)に、夫の年齢を加えた平均値は59.7(標準偏差7.0)となり、家計は平均値で夫が約60歳になるまでに老後のための貯蓄をすることを目標としている。これは、年金不安の有無でほとんど差はみられなかった²⁴。

ただし、上記の結果では、貯蓄目標額に影響する可能性のある、年金不安以外の要因をコントロールしていない。そこで、次に、以下の推計を行った。

家計*i*の老後の生活のための貯蓄目標額は、ライフサイクル - 恒常所得仮説による退職時点における期待資産保有額と等しいと考えられることから、不確実性を考慮すると、

$$\frac{W_i^*}{Y_i^p} = h(\sigma_i, X_i), \quad (10)$$

が得られる。ここで、 W_i^* は老後の生活のための貯蓄目標額、 σ_i 、 X_i は、(1)式でみた不確実性の指標および世帯属性である。したがって、推計式は下記(11)式となる。

$$\begin{aligned} \frac{W_i^*}{Y_i^p} = & \beta_0 + \beta_{11} IDUM2_i + \beta_{12} IDUM3_i + \beta_{13} IDUM4_i \\ & + \beta_2 Y_i^p + \beta_3 fedu_i + \beta_4 children_i + \beta_5 agap + \eta_i, \end{aligned} \quad (11)$$

ここで、年金不安のある人の方がいない人に比べ貯蓄目標額が高い場合、 β_{11} 、 β_{12} はプラスとなることが期待される。

結果は、表10のとおりである。 β_{11} 、 β_{12} はゼロと有意に異ならず、符号もマイナスになるものもあるなど、年金不安の有無が貯蓄目標額に影響しているという結果は得られなかった。

また、先にみたように、保有するリスク資産との関係では、年金不安による貯蓄積み増しは、預金や積立型の個人年金・保険という相対的にリスクの低い資産に向かっている。一方、Kimball [1993]によれば、家計が所得リスクを負うと、リスク資産保有を減らす効果が働く可能性がある²⁵。上記結果は、年金不安のある世帯が、有価証券と比べ相対的にリスクの低い資産である預金または個人年金・保険を

24 本稿では、時間選好率は家計の認識する公的年金不安と相関がないと仮定しているが、得られるデータによりその検証を行うため、「老後の生活のための貯蓄目標額」の達成年齢を時間選好率の代理変数として説明変数に含めて資産関数の推計を行った。サンプル数が少ないことに留意する必要があるものの、親と同居していない世帯における年金不安の効果は変わらなかった(サンプル数92)。

25 Kimball [1993]は、家計の効用関数が「標準的リスク回避 (standard risk aversion)」的である場合、別の望ましくないリスク (loss-aggravating risk) に直面すると、家計の最適リスク資産保有水準が低下することを示した。

積み増しているという結果となっており、Kimball [1993] の議論とも矛盾しないものとなっている。

以上、貯蓄目標額、リスク資産保有という2つの点からは、年金不安が資産蓄積に与える影響が予備的貯蓄でないという根拠は得られなかった。

表10 年金不安と貯蓄目標額

	全体		親と別居世帯	
	老後の生活のため	現在考えている合計貯蓄額	老後の生活のため	現在考えている合計貯蓄額
	1	2	3	4
年金ゲーム				
回答2	-0.429 (0.605)	-0.612 (0.796)	-0.785 (0.698)	-0.716 (0.978)
回答3	0.144 (0.684)	-0.885 (0.792)	-0.587 (0.768)	-1.043 (0.964)
回答4	2.101 (1.273)	1.863 (1.863)	2.978 (1.742)*	3.410 (2.551)
恒常所得	-0.245 (0.115)**	-0.318 (0.131)**	-0.064 (0.094)	-0.343 (0.159)**
妻の学歴	0.316 (0.138)**	0.591 (0.191)***	0.290 (0.122)**	0.733 (0.207)***
子供の数	0.070 (0.268)	-0.013 (0.431)	-0.067 (0.255)	0.160 (0.504)
夫婦の年齢差	0.150 (0.108)	0.018 (0.079)	-0.021 (0.069)	-0.006 (0.083)
定数項	-0.816 (2.004)	-1.298 (2.414)	-0.448 (1.677)	-3.286 (2.613)
サンプル数	166	273	121	209

備考：最小2乗法による。()内は不均一分散を考慮した標準偏差 (White heteroskedascity consistent estimators)。

*** は1%有意、**は5%有意、* は10%有意を示す。

5 . おわりに

本稿では、日本の30歳代を中心とした家計のマイクロ・データを用いて予備的貯蓄の実証分析を行い、以下の結果を得た。

第1に、親と同居していない家計や親から経済的援助を受けていない世帯を対象とした場合、公的年金制度に不安のある家計は、不安のない家計に比べ金融資産をより多く保有している。これは、対象世帯の中心が30歳代であることを考慮すると、かなり長期的な将来の不安が現在の貯蓄行動に影響を及ぼしていることを意味する。その効果は、金融資産・恒常所得比率の30～40%ポイント程度となり、平均値でみて金融資産の150～210万円程度 (保有金融資産の4分の1～3分の1程度) が年金不安に起因する。なお、この効果にライフサイクル動機による貯蓄積み増し効果が含まれている可能性を検討したものの、得られるデータからは、ライフサイクル動機による効果は確認できなかった。

第2に、年金不安が資産蓄積に与える影響が親と別居している世帯にみられる理由としては、親からの現在または将来の経済的な援助が関係している可能性がある。言い換えれば、世代間のリスク・シェアリングにより年金不安による予備的貯蓄へ

の影響が軽減されている可能性がある。

第3に、上記の年金不安による予備的貯蓄は、リスクの相対的に低い預貯金や個人年金・保険により行われており、有価証券の保有額には影響を及ぼしていない。

第4に、より短期的な所得リスクの代理変数として、景気見通しを用いた分析では、景気見通しと資産保有に明確な関係が得られなかった。ただし、1994年当時は、景気見通しと自らの所得リスクの関係が高くない家計が相当数存在していたと考えられ、最近における景気見通しと貯蓄の影響については、最近のデータ（かつ、できれば所得リスクを直接質問したデータ）による検証が望まれる。

本稿では、公的年金制度に対する不安という家計の主観的かつ長期的な将来の不安要因が現在の貯蓄に影響しており、家計の平均値でみた場合、保有金融資産の4分の1～3分の1は予備的貯蓄に起因するという結果を得たが、この全てが公的年金不安による予備的貯蓄動機に起因するかについてのより厳密な検証は、データの制約もあり今後の課題として残された。また、年金不安についての指標も、単純なダミーによるものを用いたが、家計に自らの期待年金取得金額およびその確実性に関する質問を実施し、その回答を得ることができれば、より厳密な分析が可能となる。日本の家計を対象とした予備的貯蓄の分析はまだ限られており、データの制約も大きく、今後、家計関連統計の充実が望まれる²⁶。

26 Kotlikoff [1989, p. 30] では、「家族や政策が所得や医療支出その他の不確実性をいかにヘッジするかについての理論やシミュレーションによる分析は重要である。しかし、予備的貯蓄の程度を実証分析するには、下記の2つの問題を検証する新しいサーベイが必要である。第1に、家族のインプリシットな保険のしくみ、第2に主観的な不確実性である。」としている（訳は筆者）。

補論1．恒常所得の推計方法

(1) 恒常所得の推計

King and Dicks-Mireaux [1982] によるモデルを参考に、家計の恒常所得を推計する（以下、所得は全て労働所得を意味する）。King and Dicks-Mireaux [1982] によれば、 y_i^p を個人*i*の恒常所得、 age_i を現在の年齢とすると、恒常所得（基準年齢 \overline{age} で基準化されたもの）は、

$$\ln y_i^p = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} + u_i - c(age_i), \quad (\text{A-1})$$

と表される。ここで、 \mathbf{Z}_i は観察される変数ベクトル（学歴、職業など）、 $\boldsymbol{\gamma}$ は係数ベクトル、 u_i は観察されない変数（スキル、やる気、運など、平均=0、分散= σ_u^2 ）である。 $c(age_i)$ はコーホート効果²⁷で、技術進歩や資本蓄積により若い世代にプラスに働く。

現在所得が恒常所得と異なるのは、所得の年功効果と一時的な変動要因（transitory component）による。したがって、現在所得 y_{it} は、

$$\ln y_{it} = \ln y_i^p + h(age_{it} - \overline{age}) + e_{it}, \quad (\text{A-2})$$

と表される。 h は年功効果（age-earnings profile）を表す関数である。 e_{it} は一時的要因による変動分（平均=0、分散= σ_e^2 ）で、 u_i とは無相関とする。(A-1)(A-2)より、

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} + g(age_{it}) + u_i + e_{it}, \\ g(age_{it}) &= h(age_{it} - \overline{age}) - c(age_{it}), \end{aligned} \quad (\text{A-3})$$

が得られる。

(A-3)式は、年功効果と \mathbf{Z}_i とを独立に扱っているが、実際には、年功効果は学歴、勤務先規模などにより大きく異なり、特に日本では無視できない要因と考えられる。したがって、本稿では、(A-3)式を拡張し、

$$\ln y_{it} = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma}_1 + \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma}_2 age_{it} + \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma}_3 age_{it}^2 + u_i + e_{it}, \quad (\text{A-4})$$

27 生まれた年の相違によりもたらされる効果。例えば、技術進歩がある場合、(A-1)式で、教育、職業などの条件が同じでも、若い人の方が恒常所得は高くなる。

を考え、(A-4)式を推計して得られる γ_1 、 γ_2 、 γ_3 、 u_i をもとに、生涯所得の割引現在価値を導出することにより恒常所得を計算した²⁸。ただし、後述するように、実際の推計では $Z_i age_i^2$ の項は有意でなかったため除外した。また、本稿の関心は家計(世帯)の消費行動であることから、家計単位の恒常所得を推計する必要がある。このため、具体的には夫および妻それぞれの恒常所得を以下の手順により推計した。なお、可処分所得の作成方法は、以下の(2)参照。

イ．現在所得((A-4)式)の推計

下記(2)により得られた夫の可処分所得を民間消費支出デフレーターで実質化し、(A-4)式を推計する。 Z_i には、夫の学歴、職種・勤め先企業規模、業種を用いた²⁹。なお、年功効果は最初2次の効果も含めたが、有意な結果とならなかったため、線形で推計した(表A-1、後述)³⁰。

ロ．恒常所得の計算

上記イ.により得られたパラメータを利用して、恒常所得を計算する。『パネル調査』では、世帯主年齢が30歳代が中心で、50歳代のデータはほとんど得られないため、以下により計算した。

夫の所得……夫は60歳まで働くことと仮定する。50歳までの所得は推計結果によるパラメータから算出し、51歳から60歳までの所得は、算出された50歳時点の所得をもとに、50歳から60歳までの間の所得と賃金の比率が等しいと仮定し、総務省『賃金構造基本調査』の1993年における年齢別・規模別・学歴別データ($w_{j, age}$)を用いて、60歳までの所得を下記(A-5)式により求める³¹。

$$y_{i, age} = \frac{w_{j, age}}{w_{j, 50}} y_{i, 50} \quad (\text{A-5})$$

ただし、 age は年齢、 j は規模別、学歴別のグループ($j=1, 2, \dots, 20$)である。

28 本調査では、パネル・データが6年間でありかつ若い年齢層を対象とした調査のため、コーホート効果は考慮していない。なお、King and Dicks-Mireaux [1982]では、(A-3)式を(A-1)式に代入することにより、一定年齢(45歳)における恒常所得を求めて資産所得関数に適合している。しかし、(A-4)式では、賃金プロファイル(年功効果)が学歴、職種等で異なるため、推計時点(1996年)における生涯所得の割引現在価値を用いた。

29 得られるデータは前年の年収であるため、世帯属性も前年のデータで対象させた。ただし、パネルの最初の年(1993年)は、前年の世帯属性が得られないため、年齢以外の属性は1年目の世帯属性をそのまま用いた。また、転職・失業した年の所得は推計データから除外したが(それぞれ108サンプル、1サンプル)これらサンプルを除外せず、転職ダミー、失業ダミーを説明変数に加えて推計し、恒常所得を推計した場合でも、本文の将来不安の結果は基本的に変わらなかった。

30 年功効果が線形になるのは、調査対象世帯が世帯主が40歳代までが中心であるのに対し、年功賃金カーブは大卒でも傾きが緩やかになるのは45~50歳頃以降であることに起因すると推測される。

31 勤務先企業が小規模(10人未満)の場合、賃金基本構造調査でデータが得られなかったため、 $w_{j, age} / w_{j, 50} = 1$ (50歳で横ばい)とした。なお、退職金は考慮していない。

表A-1 非財産可処分所得のパネル推計

	固定効果モデル		変量効果モデル	
夫年齢	0.025	(0.010)**	0.016	(0.006)**
夫学歴ダミー				
高校卒	-	-	-0.079	(0.168)
高専・短大卒	-	-	-0.303	(0.217)
大・大学院卒	-	-	-0.056	(0.199)
夫学歴ダミー×年齢				
高校卒×年齢	0.003	(0.009)	0.006	(0.005)
高専・短大卒×年齢	0.002	(0.011)	0.013	(0.006)**
大・大学院卒×年齢	0.007	(0.009)	0.010	(0.006)
夫勤め先企業規模				
10-99人	-0.120	(0.145)	-0.037	(0.121)
100-999人	-0.328	(0.166)**	-0.245	(0.135)*
1,000人以上	-0.373	(0.188)**	-0.295	(0.152)*
官公庁	-0.568	(0.296)*	-0.632	(0.231)***
夫勤め先企業規模×年齢				
10-99人×年齢	0.003	(0.004)	0.001	(0.004)
100-999人×年齢	0.010	(0.005)**	0.009	(0.004)**
1,000人以上×年齢	0.013	(0.006)**	0.014	(0.004)***
官公庁×年齢	0.024	(0.009)***	0.024	(0.007)***
夫職種				
管理・専門職	0.091	(0.215)	0.180	(0.190)
技術職・教員	0.088	(0.150)	0.071	(0.127)
技能職	0.001	(0.137)	0.105	(0.116)
サービス職	0.287	(0.148)*	0.221	(0.131)*
夫職種×年齢				
管理・専門職×年齢	-0.002	(0.006)	-0.004	(0.005)
技術職・教員×年齢	-0.003	(0.004)	-0.002	(0.004)
技能職×年齢	0.000	(0.004)	-0.004	(0.003)
サービス職×年齢	-0.009	(0.004)**	-0.007	(0.004)*
夫勤め先業種				
農林・漁業・水産・鉱業	-0.435	(0.879)	-0.645	(0.624)
建設	0.116	(0.203)	0.192	(0.144)
卸・小売	0.410	(0.180)**	0.270	(0.142)*
金融・保険・不動産	0.158	(0.275)	0.286	(0.206)
運輸・通信	0.256	(0.211)	0.342	(0.165)**
電気・ガス・水道	-0.018	(0.386)	-0.049	(0.299)
サービス	0.208	(0.175)	0.275	(0.135)**
夫勤め先業種×年齢				
農林・漁業・水産・鉱業×年齢	0.014	(0.027)	0.020	(0.019)
建設×年齢	-0.001	(0.006)	-0.004	(0.004)
卸・小売×年齢	-0.010	(0.005)*	-0.007	(0.004)*
金融・保険・不動産×年齢	-0.001	(0.008)	-0.002	(0.006)
運輸・通信×年齢	-0.005	(0.006)	-0.009	(0.005)*
電気・ガス・水道×年齢	0.004	(0.011)	0.005	(0.009)
サービス×年齢	-0.004	(0.005)	-0.007	(0.004)
定数項	5.007	(0.203)***	5.248	(0.221)***
サンプル数	2,622		2,622	
No. of groups	683		683	
R ² : within	0.137		0.115	
between	0.285		0.438	
overall	0.263		0.385	
F test of all $u_i = 0$	6.90			
	[0.000]			
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effect			1,471.78	
			[0.000]	
Hausman specification test			109.21	
			[0.000]	

備考：1. ()内は標準偏差。***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を示す。

2. 学歴ダミーは中卒、夫の職種ダミーは事務職、夫の勤め先規模は小規模(1~9人)、夫の勤務先業種は製造業を標準としている。

妻の所得……現在専業主婦の妻は今後も専業主婦を継続し、パートの妻は54歳までパート勤務を同一賃金で継続すると仮定する³²。

以上で得られた家計*i*の年齢別所得の割引現在価値を合計し、生涯勤続年数で割ると、(A-6)式が得られる。

$$y_i^p = \frac{1}{61 - \text{age} - N} \sum_{n=-N}^{61 - \text{age} - N} \frac{y_{i, \text{age} + n}}{(1 + r)^n} \quad (\text{A-6})$$

ここで、*N*は現時点における勤続年数である。(A-4)式による推計結果をみると、必要な全ての変数を持つサンプルは683世帯、2,622サンプルであった(表A-1)。推計はランダム効果モデルと固定効果モデルについて行い、ハウスマン・テストにより固定効果モデルが採用された。これは、個人(ここでは男性勤め人)の所得決定に、年齢、学歴といった要因以外の観察されない要因が寄与していることを示しており、パネル・データによる推計が有用であることを意味する。年功効果(成長効果を含む)は事務職、中卒、中小企業(従業員10人未満)を基準として2.5%となった。この項は成長効果も含むが、対象時点(1993~98年)の現金給与総額増減率(実質)の平均が0.2%、総務省『賃金構造基本調査』による20~24歳から45~49歳間の中卒、小規模(10~99人)の賃金から計算される年功効果は2.2%(1993年)であることと比較すると³³、妥当な結果といえる。世帯属性による影響は、パラメータが基準値と比べ有意に異なるものもあるが、大企業、および大卒で年功効果が大きくなる傾向がみられ、この点も既存の統計から得られる特徴と整合的である。なお、学歴(水準)の効果は、固定効果モデルの場合、推計期間に変動しない変数として、*u_i*に含まれる。

得られたパラメータおよび固定効果項*u_i*を用い、(A-5)式、(A-6)式により恒常所得を計算した。(A-6)式の割引率は、1996年の長期流通国債(10年)2.76% - 家計最終消費支出デフレーター-0.1%より、0.0286を採用した³⁴。なお、50~60歳および妻のパートの所得は、成長率による効果 = 割引率を仮定した。

この結果、計算された恒常所得の平均値は、1996年時点において502万円(標準偏差168万円、417サンプル)となった。

32 総務省「労働力特別調査」(1993年)により妻の就業状態をみると、パート(就業時間週35時間未満の雇用者)は、25~34歳で15.4%、35~44歳で22.3%、45~54歳で20.2%、55~64歳で10.9%、65歳以上で3.5%となっており、55~64歳では45~54歳に比べパート就業者は半減することを踏まえ、54歳までパート勤務を続けると仮定した。

33 1993および1994年の「賃金構造基本調査」より1993年の年間給与(賞与含む)を計算した。

34 割引率を1%、2%とした試算も行ったが、4節で指摘する資産関数のパラメータの有意性は基本的に変わらなかった。

(2) 所得データとサンプル選定

イ．夫および妻の就業状態によるサンプルの選定

妻がフルタイム勤務の世帯は、サンプルが少ないことおよび有配偶女性の生涯所得は個人差が大きいと考えられることから、『パネル調査』から得られるデータを用いた推計は難しいと判断し、対象から除外する。

妻がパート勤務の世帯は、妻の収入が100万円を超える場合これを除外する³⁵。

夫が学生の世帯は除外する。また、農家世帯、自営業世帯はと同様、恒常所得の推計が難しいと判断し除外する（勤め人であっても、事業収入がある世帯は同様の理由により除外）。また、夫の年齢が51歳以上の世帯は推計のために必要なデータが得られるサンプルが少なかったため、年功効果が適切に得られなくなる可能性を排除するために除外する。

夫および妻ともに内職の世帯は除外する。

以上より、対象世帯は、夫が勤め人で50歳以下、かつ妻が専業主婦またはパート勤務（年収100万円以下）の世帯となる。

ロ．所得の定義

所得を以下のように定義する。『パネル調査』では税・社会保障保険料支払いに関する質問があるため、これにより所得を計算する。

夫の所得（＝非財産可処分所得）＝夫の勤め先収入＋夫の社会保障給付
－税・社会保険料

妻の所得（＝非財産可処分所得）＝妻の勤め先収入＋妻の社会保障給付
－税・社会保険料

ただし、社会保障給付については、受領していない世帯が8割以上（妻の場合9割以上）を占め、受領している世帯についても、児童手当（1人当たり5,000円/月、3人目以降は1万円/月）と推察されるものが多かった。すなわち、夫の社会保障給付のデータのとれる3,375世帯のうち、受領している世帯は580世帯、うち275世帯が受領額6万円、70世帯が12万円となり、24万円以下の世帯が98.6%を占めた。したがって、夫が社会保障を受領している世帯のうち、就業状態の変化など明らかに雇用手当と判断されるもの（21サンプル）のみ社会保障給付として加え、その他についてはゼロを仮定した。妻については、退職後の失業手当と思われるものが多かったが、再び働き続けるかは明確でないため、ゼロを仮定した。

35 妻の年収が100万円以下の場合、夫の配偶者控除、配偶者特別控除に影響せず、また、妻のパート収入にも所得税、住民税もかからないため。

税・社会保障保険料について、年ベースでの回答が得られなかったサンプルは、税・社会保障支払額を別途試算する³⁶。具体的には、以下に示すとおり、年収から所得控除を計算し課税される所得金額を求め、それに対応する税率（所得税、住民税）を乗ずることにより所得を得る。

$$\begin{aligned} \text{課税される所得金額} &= \text{年収} - \text{社会保険料支払額} - \text{所得控除} \\ \text{所得} (= \text{非財産可処分所得}) &= \text{課税される所得金額} \times (1 - \text{税率}) \end{aligned}$$

ここで、所得控除は、

$$\begin{aligned} \text{所得控除} &= \text{配偶者控除} + \text{配偶者特別控除} + \text{扶養控除} \\ &= 38\text{万円} \times (2 + \text{子供の数}) \end{aligned}$$

から求める。社会保障支払額は、保険料がボーナスを除いた標準報酬月額を基準に算定されることを踏まえ、下記により計算する。

$$\begin{aligned} \text{社会保険料支払額} &= \text{社会保障保険料率} \times \text{前年の年収} \times (1 - \text{前年のボーナス比率}) \\ \text{ただし、ボーナス比率} &= \text{ボーナス} / \text{年収} \end{aligned}$$

ここで、ボーナス額は、『パネル調査』では調査していないため、総務省『賃金構造基本調査』を参考に作成した数値を適用する。すなわち、総務省『賃金構造基本調査』により男性労働者の年間賃金に占める賞与比率を検討したところ、企業規模ごとに差がみられたことから、企業規模ごとに、ボーナス比率を仮定する（1,000人以上 = 0.26、100人以上1,000人未満 = 0.22、10人以上100人未満 = 0.17、10人未満 = 0.14）。公務員については0.25とした。こうして得られた標準報酬月額の等級に対応し社会保障保険料率（健康保険料、年金保険料）を乗じ社会保険料を計算した³⁷。また、雇用保険は、自己負担分として0.006（勤務先業種が建設業の場合0.007）とした。

上記で得られた課税される所得金額に応じ、適応される所得税率（0.1～0.5）および住民税率（0.05～0.15）を対応させ、これを税率とした³⁸。

36 「パネル調査」では、年収として前年の年収を調査しているのに対し、税・社会保障支払額は前年1年間の支払額または今年9月の支払額を回答するようになっている（1999年調査から全て前者に統一）。したがって、後者の世帯および税・社会保障支払額の記入のなかった世帯について、可処分所得を別途試算した。

37 計算の簡単化のため、標準報酬月額の第1等級および最も上の等級以外の世帯については、ボーナスを除く年収を月額ベースに変換した値を標準報酬月額とした。

38 以上の計算により得られた税・社会保障支払額の年収に対する比率は、最大59.1%であった（計算に必要なデータの得られる2,917世帯を対象）。一方、家計により記載されたデータでは、同比率が0.6を超える世帯がわずかながら存在したため（1,255サンプルのうち11サンプル）、年収を勘案しても当該世帯の税額は大きいと判断し、これらサンプルを除外した。

補論2．資産データ

(1) 金融資産

『パネル調査』の調査票では、金融資産が以下のように例示されている。

- ・預貯金...郵便局の定額・定期・積立貯金、通常預金。銀行、信用金庫などの定期預金・定期積金、普通預金。社内預金、金投資口座、金貯蓄口座、中期国債ファンドなど。
- ・有価証券...株式（時価）、債権（額面）、株式投資信託（時価）、公社債投資信託（時価）、貸付信託・金銭信託（額面）など。
- ・保険等...簡易保険、郵便年金、生命保険、個人年金保険、積立型傷害保険、学資保険など。

以上のうち、預貯金・有価証券については、その保有の有無および保有している場合現在の保有額を質問している。また、保険については、保険料払込みの有無、および保険料払込みのある人に対し、掛け捨てタイプか積立タイプかに分けて、過去1年間の保険料を質問し、さらに、積立タイプの保険料のある人に対し、これまで払い込んだ保険料の合計額を質問している。

以上より、

金融資産 = 預貯金 + 有価証券保有額 + 積立タイプの保険の現在までの払込総額

と定義した。ここで、生命保険などの保険料の払込総額は積立部分のみについてを抽出し、現在価値に換算すべきであるが、各年の払込額のデータが得られないことから、払込総額をそのまま用いている。

(2) 実物資産

『パネル調査』では、現在居住している住居について、持ち家か否か、持ち家の場合、敷地および住宅それぞれについて現在の市場価格（売るとした場合の価格）およびその名義（夫、妻、夫および妻の共有、親との共有、夫の親、妻の親、のうちいずれか）が得られる。一方、負債については、住宅ローン、それ以外のローン（住宅ローン、自動車ローン、消費者ローン・キャッシングなど）が得られる。以上より、純総資産は下記のとおり定義した。

純総資産 = 金融資産 + 持ち家の敷地や住宅の現在の市場価値 - 負債残高

ただし、持ち家の名義が親の場合は、実物資産はゼロとした。また、持ち家の名義が親と共有の場合は、持分の比率については情報が得られないため、サンプルから除外した。借家の場合は、実物資産はゼロとしている。

補論3．将来不安に影響を与える要因

資産関数の推計の準備として、景気見通し、年金不安に影響を及ぼす変数を確認するため行ったプロビット推計の結果を補足説明する（結果は表A-2）。

景気見通しについては、景気が良くなる（大幅に良くなる＋若干良くなる）＝1、変わらない＝2、悪くなる（大幅に悪くなる＋若干悪くなる）＝3とし順序プロビット推計を行った。「大幅に良くなる」と「若干良くなる」とを一括りにしたのは、「大幅に良くなる」と回答した家計が少なかったためである（「悪くなる」も同様）。一方、公的年金不安については、質問の設定が単純な順序プロビットにそぐわないため、2段階に分けた推計を行った。すなわち、まず、問4を選択した人を1、それ以外の人をゼロとするプロビット推計、次に、問4を選択しなかった人（＝公的年金をあてにしている人）のうち、「頼りにしている（回答1）」＝1、「給付減額不安

表A-2 景気見通し、年金不安に影響を及ぼす要因

	景気見通し ¹	年金不安	
	順序プロビット	プロビット ²	順序プロビット ³
夫の年齢	0.017 (0.011)	-0.015 (0.022)	-0.027 (0.014)**
妻の年齢	0.030 (0.019)	0.020 (0.032)	0.037 (0.021)*
妻の学歴	-0.052 (0.025)**	-0.092 (0.049)*	0.066 (0.031)**
共働きダミー	0.252 (0.084)***	-0.101 (0.147)	-0.014 (0.093)
前年の年収	-0.355 (0.135)***	-0.164 (0.216)	-0.194 (0.140)
子供の数	0.085 (0.049)*	-0.222 (0.084)***	-0.107 (0.054)**
親と同居ダミー	-0.013 (0.100)	0.128 (0.175)	0.008 (0.112)
持ち家ダミー	0.050 (0.095)	0.177 (0.169)	-0.011 (0.109)
定数項	-	0.951 (1.433)	-
サンプル数	728	736	678
log likelihood	-798.99	-195.24	-667.21

備考：1. 景気見通しの回答による順序プロビット。

2. 公的年金への回答4＝1、とそれ以外（回答1、2または3）＝0のプロビット。

3. 公的年金への回答が1、2または3だった人の中での順序プロビット。

4. ()内は不均一分散を考慮した標準偏差（White heteroskedascity consistent estimators）。***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を示す。

(回答2)」=2、「制度そのものが不安(回答3)」=3とし、順序プロビット推計を行った³⁹。

結果について、5%水準で判断すると、景気見通しは、妻の学歴が低いほど、所得が低いほど、および共働きの場合(妻が働いている場合)、より悲観的な見通しを持つ。一方、公的年金をあてにするか否かは、子供の数が少ないほどあてにしないという結果となっている。この要因は不明であるが、子供の数が内生変数であることを考えると、逆の因果関係(子供は老後の面倒をみてくれないので、年金をあてにしている人は子供の数が多いが、あてにしていない人は子供の数が少ない)という解釈も可能かもしれない⁴⁰。次に、年金不安に及ぼす要因としては、夫の年齢が低いほど、妻の学歴が高いほど、子供の数が少ないほど、年金不安を持つようになる。ここで、興味深いのは、夫の年齢効果がマイナスという点である。夫が若いということは、夫の年金支給開始までの時期がより長いことを意味し、それが年金不安をより強いものにしてている可能性を示唆しているためである。

以上の推計結果を踏まえ、本文で論じたように、資産関数の説明変数として、景気見通しダミーを含んだ推計式には、妻の学歴、子供の数、共働きダミー、前年の年収を、年金不安の推計式には、妻の学歴、子供の数、夫と妻の年齢差を含めることとした⁴¹。

39 回答4を答えた人を除外して回答1、2、3を選択した人のみにより順序プロビット推計を行うと、選択バイアスが生じる可能性がある。そこで、本推計に先立ち、サンプル全体について、回答1、2または3を選んだ人を1、回答4を選んだ人を0とし、さらに、回答1、2または3を選んだ人の中で回答2または3を選んだ人を1、回答1を選んだ人を0とするヘックマンの選択的プロビット推計を行ったところ、サンプルセレクションは有意でない($P=0.2809$)という結果を得た。

40 ただし、本調査の対象が若年女性であることを考えると、今後子供の数が増えることを想定している家計ももちろん存在しており、この説明が妥当でない可能性はある。

41 このほか、年収の代わりに補論1.で推計された恒常所得の効果もみたが、有意でなかった。

参考文献

- 石原秀彦、「ライフサイクル/恒常所得仮説と予備的貯蓄：理論的合意と実証上の問題点」,
ESRI Discussion Paper Series No.2、内閣府経済社会総合研究所、2001年
- 小川一夫、「所得リスクと予備的貯蓄」、『経済研究』第42巻、一橋大学経済研究所、1991年、
139～152頁
- 家計経済研究所、「消費生活に関するパネル調査（第1年度）」、(財)家計経済研究所、1995年
- 齊藤 誠・白塚重典、「予備的動機と待ちのオプション：わが国のマクロ家計貯蓄データに
よる検証」、『金融研究』第22巻第3号、日本銀行金融研究所、2003年、1～22頁(本号所収)
- 土居文郎、「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」, ESRI Discussion Paper Series No.1、
内閣府経済社会総合研究所、2001年
- 中川 忍、「90年代入り後も日本の家計貯蓄率はなぜ高いのか？ 家計属性別にみた「リス
ク」の偏在に関する実証分析」, 『日本銀行調査月報』、1999年4月号、69～100頁
- 肥後雅博・須合智広・金谷 信、「最近の家計貯蓄率とその変動要因について - 総務省「全国
消費実態調査報告」(1999年)・日本銀行「生活意識に関するアンケート調査」(第11回・
2000年9月)の分析から - 」, 日本銀行調査統計局ワーキングペーパー、2001-4、2001年
- Browning, Martin, and Annamaria Lusardi, “Household Saving: Micro theories and Micro facts,” *Journal
of Economic Literature*, 34, 1996, pp. 1797-1855.
- Carroll, Christopher D, “How Does Future Income Affect Current Consumption?” *Quarterly
Journal of Economics*, 109, 1994, pp. 61-135.
- , and Andrew A. Samwick, “How Important is Precautionary Saving?” *Review of Economics and
Statistics*, 80, 1998, pp. 410-419.
- Dardanoni, Valentino, “Precautionary Savings under Income Uncertainty: a Cross-Sectional
Analysis,” *Applied Economics*, 23, 1991, pp. 153-160.
- Deaton, Angus S., *Understanding Consumption*, Oxford University Press, 1992.
- Dynan, Karen E., “How Prudent are Consumers?” *Journal of Political Economy*, 6, 1993, pp. 1104-1113.
- Engen, Eric M., and Jonathan Gruber, “Unemployment Insurance and Precautionary Saving,”
Journal of Monetary Economics, 47, 2001, pp. 545-579.
- Guiso, Luigi, Tullio Jappeli, and Daniele Terlizzese, “Earnings Uncertainty and Precautionary
Saving,” *Journal of Monetary Economics*, 30, 1992, pp. 307-337.
- Horioka, Charles Y., Akane Murakami, and Miki Kohara, “How Do the Japanese Cope with Risk?”
Seoul Journal of Economics, 15, 2002, pp. 1-30.
- Kazarosian, Mark, “Precautionary Saving-A Panel Study,” *Review of Economics and Statistics*, 79, 1997,
pp. 241-247.
- Kimball, Miles S., “Precautionary Saving in the Small and in the Large,” *Econometrica*, 58, 1990, pp. 53-
73.
- , “Standard Risk Aversion,” *Econometrica*, 61, 1993, pp. 589-611.
- King, Mervyn A., and Louis Dicks-Mireaux, “Asset Holdings and the Life-Cycle,” *Economic
Journal*, 92, 1982, pp. 247-267.

- Kotlikoff, Laurence J., *What determines savings?* MIT press, 1989.
- Leland, Hyne E., "Saving and Uncertainty: the Precautionary Demand for Saving," *Quarterly Journal of Economics*, 82, 1968, pp. 465-473.
- Lusardi, Annamaria, "On the Importance of PS motive," *American Economic Review*, 88, 1998, Papers and proceedings, pp. 449-453.
- Sandmo, Agnar, "The Effect of Uncertainty on Saving Decisions," *Review of Economics Studies*, 37, 1970, pp. 353-360.
- Shimizutani, Satoshi, "Are Japanese Consumers Prudent in the Late 1990s? Evidence from Japanese Micro Data," ESRI Discussion Paper Series No.15 (Part II), Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, 2002.
- Stark, Oded, *Altruism and Beyond*, Cambridge University Press, 1995.
- Starr-McCluer, Martha, "Health Insurance and Precautionary Saving," *American Economic Review*, 86, 1996, pp. 285-295.
- Zhou, Yanfei, "Precautionary Saving and Earnings Uncertainty in Japan: A household-Level Analysis," *Journal of Japanese and International Economics*, 17, 2003, pp. 192-212.