

家計の危険資産保有の 決定要因について： 逐次クロスセクション・ データを用いた分析

しおじ えつろう ひらかたなおひさ ふじき ひろし
塩路悦朗 / 平形尚久 / 藤木 裕

要 旨

本稿の目的はわが国家計の危険資産保有の決定要因を分析することである。Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] は、2007～10年の家計のサーベイ・データを用いて、金融資産残高は株式保有の有無に対して有意に正の影響を与える、年齢は株式保有の金額比率に対して有意に正の影響を与えるとの推計結果を得た。本稿は1991年以後のデータを用いて分析を行うことにより、同論文の結論がどの程度頑健であるかを検証した。その結果、株式保有家計比率は一貫して15%程度であること、金融資産残高の危険資産保有、年齢の金額比率に与える影響は、おのおのFujiki, Hirakata, and Shioji [2012] と整合的であり、同論文の分析結果が頑健であることを確認した。一方で、株式保有確率に対する年齢の影響は1990年代末までは存在していたが、その後消滅したとみられる点もわかった。この結果の含意は、高齢化の進展が家計の危険資産保有に与える影響を予測する際に、高齢層が若年層よりも株式を比較的多く保有している理由として、年齢の影響よりも、高齢層の金融資産残高が相対的に高いことの影響が重要であることに注意すべきことである。

キーワード：ストックホールディング・パズル、資産選択

本稿の作成に当たり、塩路、平形、藤木は、「家計の金融資産に関する世論調査研究会」に参加し、金融広報中央委員会から『貯蓄に関する世論調査』、『貯蓄と消費に関する世論調査』、『家計の金融資産に関する世論調査』および『家計の金融行動に関する世論調査』のデータ利用の許可を受けた。感謝の意を表したい。本稿の一部は、塩路が日本銀行金融研究所客員研究員の期間に行った研究に加筆したものである。北村行伸一橋大学教授ならびに金融研究所スタッフから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。大井博之氏からの多大なるリサーチサポートにも感謝したい。本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者たち個人に属する。

塩路悦朗 一橋大学大学院経済学研究科教授 (E-mail: shioji@econ.hit-u.ac.jp)

平形尚久 日本銀行金融研究所企画役 (E-mail: naohisa.hirakata@boj.or.jp)

藤木 裕 日本銀行金融研究所参事役 (E-mail: hiroshi.fujiki@boj.or.jp)

1. はじめに

家計の危険資産保有の決定要因に関する知識を深めることは、家計の消費行動や世代間のリスクシェアリングを理解するうえで非常に重要な点であり、先進国を中心に多くの国で家計のサーベイ・データを用いた分析がなされている。特に多くの先進国で高齢化が進展する中で、家計がどういった資産にいつ投資を行うかは、高齢化が消費、年金などの社会保障、金融市場や資産価格へ与えるマクロ経済的、政策的影響を検討するうえで、重要な情報である¹。本稿では、わが国における家計の危険資産保有、具体的には株式と外貨建て金融資産の決定要因について、家計のサーベイ・データを用いて、実証的に検討を行う。

家計の危険資産の保有に関して、Mankiw and Zeldes [1991] は、CAPM などの標準的なポートフォリオ選択の理論では、どんなにリスク回避的な家計であっても、幾分かの危険資産（株式）を保有することが望ましいにもかかわらず、保有しない家計が多数派であるというストックホールディング・パズル（stockholding puzzle）を指摘した。この現象はその後わが国を含む多くの国でも確認されている。このパズルを解明するため、サーベイ・データを用いた多くの実証研究が行われてきた。そうした研究では、危険資産を保有する家計の比率は一律ではなく、保有する金融資産残高、年齢、学歴などの家計の属性によって異なることが指摘されている²。

理論的には、ある属性の家計が危険資産の保有比率が高い、という明快な説明が可能な場合もあるが、一般にはそうとは限らない。例えば、高齢化の影響を考えるうえでは、ライフサイクルを通して危険資産の保有比率がどう変化するかが重要な点である。この点については、Campbell and Viceira [2002] をはじめとする多くの研究で、金融資産残高などの他の条件を一定にした場合、両者の関係は上昇、低下の両方の可能性があることが指摘されている。したがって、家計の危険資産保有比率とライフサイクルの関係は、極めて実証的な問題といえることができる。

わが国においても、金融広報中央委員会によるサーベイ・データや日経 RADAR データといった家計のサーベイ・データを用いて、多くの金融資産需要に関する分析が行われている。近年の研究では Iwaisako [2009]、祝迫 [2012]、北村・内野 [2011]、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] などがある³。こうした研究では、金融資産残高、

1 例えば、米国の株価への影響に関しては、Liu and Spiegel [2011]、不動産価格への影響に関しては Takáts [2010] がある。

2 例えば、Faig and Shum [2006] など。高学歴家計ほど危険資産保有確率が高いことを支持する実証分析として、Mankiw and Zeldes [1991] や Attanasio, Banks, and Tanner [2002] などがある。また、日本での実証研究では、北村・内野 [2011] において、世帯主の学歴が高いほど、株式保有確率が高いことに加え、加齢による上昇幅も大きいことを報告している。また、家計の資産選択の分析に関するサーベイ論文としては、Curcuru *et al.* [2010]、Guiso, Haliassos, and Jappelli [2003]、Campbell [2006] など。また、この分野の代表的な研究者による論文集として、Guiso, Haliassos, and Jappelli [2001] がある。

3 Iwaisako [2009]、祝迫 [2012]、北村・内野 [2011] は日本経済新聞社による日経 RADAR データを利用している。日経 RADAR データは、東京駅半径 40km 以内に居住する 25 歳から 74 歳までの男女の 4,500 人が対象となっており、対象家計は、調査時点を通じて一定でない。本稿で用いる金融広報中央委員会のデータは、全国の 20 歳以上の家計が調査対象となっている。

年齢だけではなく、サーベイ設計時点の時事的な関心を反映した定性的な質問項目も活用しながら家計の危険資産保有の決定要因を分析しており、実際にも金融資産残高、年齢以外に、教育水準や金融知識といったさまざまな要因が家計の株式保有の決定要因となることを指摘している。例えば、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] は、2007年から2010年までのデータを用い、高齢化が株式保有にどのような影響を与えるか検討した。分析によれば、株式保有の有無に対して、金融資産残高とインターネット取引への習熟度が正の影響を与えるが、年齢は有意な影響を与えないこと、株式を保有する家計に限ってみると、株式の保有金額比率には年齢が有意な正の効果を与えることがわかった。

こうした研究は、短期間のデータではあるが、サーベイ設計時点の時事的な関心を反映した定性的変数を利用できることのメリットを活かし強い結論を得ている。もっとも、こうした研究に対しては、比較的短い期間のデータの時事的な関心を反映した定性的変数も用いて分析を行っているため、他の期間のデータを用いても同様の結果が得られるのか、予測に用いることが適切なのかという疑問が寄せられる。この疑問を完全に解決することは不可能であるが、本稿ではFujiki, Hirakata, and Shioji [2012] が2007～10年という比較的短い期間のクロスセクション・データを用いて得た分析結果が、1991年から2006年までの逐次クロスセクション・データでも妥当するかどうか、という意味での頑健性を検証することを通して、この疑問がどれほど深刻かを実証的に検討する。

逐次クロスセクション・データによる頑健性の検討には、次のような2つのメリットがある。

まず、近年関心が高まっている高齢化の資産価格への影響を予測する際には、年齢が株式などの危険資産の保有に与える影響を数十年先までにわたって予測する必要がある。その場合、予測に用いる関数のパラメータが長期間大きく変化しない、ということが十分ではないが必要な条件の1つとなる。しかし、景気循環と異なり、高齢化は超長期の問題であるため、時系列解析によってマクロ変数間の関係の安定性を確認することは不可能ではないが非常に長期のデータがないと困難である。これに対し、本稿では、各時点のクロスセクション・データから推計されたパラメータがどの程度時間を通して安定しているかを検証する。

第2に、1990年以後、バブル崩壊、金融市場における規制緩和、金融危機といった大きなマクロ的ショックを経験した日本経済のデータからは、これらのマクロ的なショックの影響を除去して、高齢化が危険資産保有に与える影響を定量化することは、マクロの統計手法によっては難しい。本稿は逐次クロスセクション・データを用いることにより、家計に共通に作用すると考えられるマクロ要因を定数項に吸収させ、そうしたマクロ要因を所与と考えた場合の株式保有に対する年齢や金融資産の影響を各時点で推計した。例えば、各家計にとって、ある年の株式の他の資産に対する超過収益率は所与で共通であるが、年齢や資産残高の相違によって、株式市場からの情報に基づいて投資判断を行う際には違いが現れるかもしれない。本稿のパラメータはそうした各家計の個別事情の影響を抽出したものであり、時系列的

に株式の超過収益率が低下したからマクロ的な株式保有比率が低下した、というような影響を近似するものではない。

こうした留意点を踏まえたうえで、逐次クロスセクション・データで推定された年齢や金融資産残高が株式保有に与える影響と Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] に若干の修正を加えた 2007～10 年のデータから得た推定値を比較して時系列的な安定性を評価したうえで、高齢化と危険資産の保有の関係について推測を行う⁴。

本稿では、高齢化と危険資産の保有の関係を念頭に置きつつ、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] が分析した株式に加え、外貨建て金融資産についても分析する。

株式保有と年齢の間には、明確な正の相関、つまり高齢層ほど株式を多く持っていることが先行研究で確認されている。このことから、高齢化の進展が、株式の需要に何らかの影響を与える可能性が高いと一般には考えられている。しかし、株式保有と年齢の相関関係は、金融資産残高と年齢の間の正の相関によるみせかけの相関かもしれない。このため、両者を区別した実証的な検討が必要となる。

外貨建て金融資産の分析を行う問題意識は、高齢化が進展すれば、国内の投資機会は減少し、結果的に外貨建て金融資産への投資が増えるかもしれない、という理論的な予想による。現実の投資家のポートフォリオは、CAPM 等の理論から示唆される最適ポートフォリオに比べて国内資産への偏りが観察されている（「ホームバイアス・パズル」、French and Poterba [1991] 等）。外貨建て金融資産と年齢との間の相関は、筆者らの知る限り実証的な証拠があまり蓄積されていないと思われる。

また、ホームバイアスの主な原因は、保有している家計の比率が小さく、一部の家計しか保有していないことなのか、それとも、保有している家計の比率は高いが、個別家計の金額比率が小さいことなのだろうか。前者が原因であれば、外貨建て金融資産の保有による円滑なリスクシェアリングを推進するうえで、固定的な保有費用を引き下げる努力が必要かもしれない。また、外貨建て金融資産も、株式同様に高齢層が多く保有しているのだろうか。こうした疑問に答えるひとつの手掛かりは、逐次クロスセクション・データを用いた分析によって与えられるだろう。

本稿の分析結果を、統計的事実、関数推計の結果の順に要約すると以下のとおりである。

まず、株式保有に関する統計的事実は以下の 2 点である。第 1 に、株式を保有している世帯の比率は、15%程度でほぼ一定している。つまり、ストックホールディング・パズルはわが国でも 1991 年以後一貫して確認される。第 2 に、株式を保有

4 長期にわたるサーベイ・データを用いた分析も少数ながら存在する。その 1 つとして、Malmendier and Nagel [2010] では、米国の 1960 年から 2007 年までのデータを用いて、若年時代のマクロ経済状況が、その後のリスクテイク行動に影響を及ぼすとの結果を報告している。また、2007～10 年という短い期間のデータを用いた分析ではあるが、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] では、近年のインターネット取引の普及が、参加費用を低下させ、若年層世代の株式市場参加率を上昇させた可能性を指摘し、現在の若年層世代、さらには今後の若年層世代が高齢になっても、この参加費用の低下の影響が持続すれば、将来の株式市場の参加率は現在の年齢と株式市場への参加率を前提にした場合よりも高くなり得ることを示している。これらの研究結果は、世代効果の存在を示唆しているため、年齢効果のパラメータは、時系列的に不安定である可能性を示している。

している世帯の比率は、年齢とは正の相関、金融資産残高とは正の相関がある一方、株式保有世帯における金融資産に占める株式の金額比率に関しては、年齢とは無相関、金融資産残高とは負の相関が確認されることがわかった。

次に、外貨建て金融資産に関する 1999～2010 年のデータから得られた統計的事実は以下の 2 点である。第 1 に、外貨建て金融資産を保有している世帯の比率は、期間の平均で 5%程度と非常に低いが、上昇傾向にあること。第 2 に、保有している世帯の比率は、金融資産残高と年齢と正の相関があること。とりわけ、金融資産残高上位 10%の世帯の保有比率は、金融資産残高がそれ以下の世帯と比較して際立って高いことが特徴である。

次に、関数推計結果を、株式保有と外貨建て金融資産に分けて説明する。

株式保有に関する結果は、以下の 2 点に要約される。第 1 に、2007～10 年データを用いた Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] で得られた結果は、1991 年以後のデータを用いた推定によっても確認され、その頑健性が確認された。例えば、株式保有の有無の推定式における金融資産残高の弾性値は、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] で得られた弾性値と近い値となっている。また、推定期間を通じ、金融資産残高の推定値は、統計的に有意に異なるものの、その違いは弾性値でみると比較的小さい。第 2 に、株式保有家計における株式保有金額比率における年齢のパラメータは、1991 年以後のデータを用いた場合でも、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] の推定値の範囲内となっており、時系列的にも安定している。しかし、株式保有の有無の推定式における年齢に関するパラメータは、時系列的に安定しておらず、1990 年代後半以降、パラメータに構造変化があった。この点は、統計的事実で述べた、年代別の保有世帯比率が時系列的に変動している点とも整合的な結果である。

外貨建て金融資産の関数推計による結果は、以下の 2 点に要約される。第 1 に、保有の有無の推定式での金融資産残高のパラメータは、期間を通じて推定値は正で有意である。第 2 に、年齢ダミーに関しては、各時点における推定値は、統計的に有意ではない。

以上みたように、金融資産残高が株式保有の有無に与える影響は、各期間で、有意に正の関係が確認され、推定値の大きさも計測期間によって大きく異ならない。この点は、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] などの比較的短い期間の推定結果やそれに基づいた高齢化の影響の分析が頑健であることを示す。すなわち、どんな家計が株式を保有しやすいか、という点を予測するうえでは、金融資産残高が有力な手掛かりになる。こうした結果の持つ政策含意は以下のとおり。

第 1 に、この間の低い株式保有家計比率を説明する要因として、所得の低成長やわが国株価の低迷といったマクロ的要因に加えて、金融自由化が 1990 年代以後進んだとはいえ、危険資産の保有に対する固定的な取引費用が一様にあらゆる投資家に対して大きく低下していないこと等のミクロ的な要因も無視できないことが示唆される。

第 2 に、株式保有家計のすそ野の広がりを通じたより効率的な世代間のリスクシェアリングを推進する観点からは、マクロ経済の好転だけではなく、株式市場への参

加や株式運用に関する固定的な取引費用を低下させるための金融教育や金融取引に対する情報提供を推進することも政策的に重要であることが示唆される。

第3に、高齢化の進展が家計の危険資産の保有に与える影響を予測する際には、高齢層が若年層よりも株式を比較的多く保有しているのは、年齢それ自体の影響というよりは、金融資産残高が相対的に高い傾向にある影響を受けていること、すなわち、金融資産残高の保有の有無の選択に与える効果と、年齢の保有比率の選択に与える効果を合わせて分析することが有益である可能性が示唆される。

分析の詳細に移る前に、これまで紹介した文献のほかに、本分析と関連するわが国ミクロデータを用いた分析を紹介する。初期の分析としては、1984年の東京都の家計データを用いて現金、預金、危険資産の需要を分析した Amemiya, Saito, and Shimono [1993] や、1985年のデータを用いた橋木・谷川 [1990] がある。金融広報中央委員会のデータを用いて金融資産の保有比率を分析した例としては、Fujiki and Shioji [2006] がある。こうした分析と比較して、本稿は逐次クロスセクション・データを1991年以後連続して用いているところと、外貨建て金融資産を分析対象としているところが貢献である。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、株式保有の決定要因について説明する。3節では、分析に用いているサーベイ・データについて説明する。データから得られた統計的事実について述べる。4節で、関数推定の方法および、その結果を説明し、5節に結論を述べる。

2. 危険資産保有の決定要因

本節では、家計の危険資産保有の決定要因を説明整理する。分析に際しては、危険資産を全く保有していない家計が多数派である事実を考慮し、危険資産保有の有無（Participation Rate、以下 PR）の選択と、危険資産を保有することを選択した場合、保有資産のうち、どの程度の比率を危険資産に投資するか（Conditional Share、以下 CS）の選択に分けて考える。以下では、分析で用いられる説明変数である金融資産残高、労働所得、年齢、自営業か否か、住宅の有無の国内通貨建て危険資産保有への影響について、株式を念頭に整理する。

外貨建て金融資産の決定要因については、以下のような単純化を行う。まず、家計は日本円によって消費計画を立てており、外貨建て株式に関しては円建ての予想収益率を追加的な要因として、以下に説明する危険資産保有の決定要因に従って資産保有を行うものとする。2節(1)で詳述するが、通常の資本資産価格モデルでは、国内株式と外国株式の収益率のほか、両者の共分散が重要な保有の決定要因となる。しかし、本稿では、4節(1)で導入する実証モデルで株式と外貨建て金融資産保有の決定が他の資産とは独立になされると仮定し、共分散の情報は捨象して分析を行う⁵。

5 本稿の分析は、データが得られる金融資産に限定されており、住宅、土地、自動車などの耐久消費財などの実物資産のデータは利用できない。こうした限界から、本稿の分析は、金融資産と実物資産の選択も独立に

この仮定は、実際に分析に用いるデータは、株式だけでなく、債券、預金も含むが、それらの内訳は報告されていないため、これら外貨建て金融資産の収益率を加重平均した実効収益率を計測し、これと国内株式との共分散を推計することが困難であることから設けられた。

(1) 金融資産残高

危険資産の保有に関して固定的な費用が存在する場合、金融資産残高が高い家計ほど PR は高い。なぜなら、金融資産残高が大きいほど、固定費用をまかなったとしても危険資産からの超過収益率を享受できる可能性が高いため、危険資産の保有確率が高まるためである。

危険資産を保有する家計に限ってみると、CS は、効用関数の形状に依存する。例えば、相対的リスク回避度一定の効用関数 (CRRA 型) では、CS は金融資産残高と独立となる。一方で、絶対的リスク回避度一定の効用関数 (CARA 型) の場合、金融資産残高が高まると CS は低下する⁶。ただし、こうした結論を得るためには、取引費用がなく、効用関数の形状が特定されており、株式収益率の確率過程がわかるなど、強い仮定が必要となる。この点についてやや詳しく説明すると、以下のとおりである。

いま、 $W(t)$ を t 時点における資産総額、 $X_i(t)$ を t 時点における資産 i の価格 ($i = 1, \dots, m$)、 $C(t)$ を t 時点における総消費、 $w_i(t)$ を t 時点における資産 i の総資産の中に占めるウエイト ($\sum_{i=1}^m w_i(t) \equiv 1$) だとして、ある家計がゼロ期に保有している資産を消費し、残った資産を金融資産で運用しながら、現在から T 期までの効用の期待値を最大化していると仮定する。現在から将来への効用の期待値は、割引因子を ρ 、各期の消費から得られる効用を $U[C(t)]$ として、以下の (1) 式で表される。

$$E \left\{ \sum_{t=0}^T \rho^t U[C(t)] \right\}. \quad (1)$$

予算制約式は、以下の (2) 式である。

$$W(t) = \left\{ \sum_{i=1}^m w_i(t_0) \frac{X_i(t)}{X_i(t_0)} \right\} (W(t_0) - C(t_0)h), t = t_0 + h. \quad (2)$$

家計は、(2) 式を制約として、(1) 式を最大化する。最大化する過程では、消費の系列と、 $w_i(t)$ を決定しなければならない。このままでは解析的な解は得られないので、まず、(2) 式を以下のような仮定のもとで簡単化する。いま、資産価格上昇率

.....
なされると仮定している。

6 CARA 型効用関数では、資産残高が増加しても、株式の保有金額は一定であるため。

$g_i(t)h \equiv \ln(X_i(t)/X_i(t_0))$ は、以下の確率過程に従うものと仮定する。

$$g_i(t)h = \left(\alpha_i - \frac{\sigma_i^2}{2} \right) h + \Delta Y_i.$$

ここで、 α_i は資産 i の期待収益率に相当し、 $Y_i(t)$ は正規分布に従うランダム・ウォーク変数で、以下の性質を持つ。

$$\Delta Y_i \equiv Y_i(t) - Y_i(t_0) = \sigma_i z_i(t) h^{(1/2)}.$$

ΔY_i の平均はゼロで、単位時間当たりの分散が σ_i^2 である。 $z_i(t)$ は、独立に正規分布に従う。以上の仮定のもとでは、(2) 式を (3) 式のように書き換えることができる。

$$W(t) - W(t_0) = \left\{ \sum_{i=1}^m w_i(t_0) \left(\exp \left[\left(\alpha_i - \frac{\sigma_i^2}{2} \right) h + \Delta Y_i \right] - 1 \right) \right\} (W(t_0) - C(t_0)h) - C(t_0)h. \quad (3)$$

次に、(1) 式の効用関数を以下の CRRA 型効用関数に置き換える。

$$U[C(t)] = \frac{C(t)^\gamma - 1}{\gamma}, \gamma < 1.$$

さらに、資産が安全資産と危険資産の 2 つの場合で、 T が無限大として、(3) 式を制約として、(1) 式を最大化すると、(4) 式のような $w_i(t)$ についての解が存在する (Merton [1992] p.105)。

$$w^*(t) = \frac{\alpha - r}{\sigma^2(1 - \gamma)}. \quad (4)$$

ただし、 $w(t) \equiv w_1(t)$ は危険資産への投資比率、 $w_2(t) = 1 - w(t)$ は安全資産への投資比率、危険資産の価格の変化率は、 $g_1(t) = (\alpha - \frac{\sigma^2}{2}) + \frac{\sigma \cdot z(t)}{\sqrt{h}}$ で、安全資産については $g_2(t) = r$ で、 $g_2(t)$ の分散はゼロで、銀行預金などが想定される。

(4) 式の直感的な意味は以下のとおりである。まず、分子の $\alpha - r$ は、危険資産の安全資産に対する超過収益率 (スプレッド) である。分母は、危険資産価格の単位時間の変動である σ に、正の係数 $1 - \gamma$ をかけたものである。

(4) 式を 3 つ以上の資産に拡張した場合には、上記のような明快な分析は難しくなる (Merton [1992] p.117)。いま、資産の数が m だとし、 m 番目の資産が安全資産、 $n = m - 1$ 個の資産が危険資産だとする。 $w_i(t)$ を i 番目の危険資産への投資比率とし、 $w_m(t) = 1 - \sum_{i=1}^m w_i(t)$ とする。

危険資産の期待収益率を $\alpha' = [\alpha_1, \dots, \alpha_n]$ 、安全資産の収益率を $\hat{r}' = [r, \dots, r]$ (そ

れぞれ、 n 行のベクトル)、 $\alpha_m = r$ とし、危険資産の $n \times n$ 分散共分散行列を $\Omega \equiv [\sigma_{ij}]$ とすると、(4) 式は以下の (5) 式のように一般化できる。

$$w^*(t) = \frac{1}{1-\gamma} \Omega^{-1} (\alpha - \hat{r}). \quad (5)$$

(5) 式と (4) 式の分母は共通で、(4) 式の分散の逆数を (5) 式の分散共分散行列の逆行列に置き換え、(4) 式のスプレッドを (5) 式ではベクトル表示にただけであるので、解釈は容易にみえる。しかし、本稿が検討する最も簡単な 3 資産（例えば、資産 1 を株式、資産 2 を外貨建て金融資産〈実質ベース〉、資産 3 を銀行預金等安全資産〈実質ベース〉）の場合でも、(5) 式は以下の (6) 式のような複雑な形になる。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} w_1^*(t) \\ w_2^*(t) \end{bmatrix} &= \frac{1}{1-\gamma} \frac{1}{\sigma_{11}\sigma_{22} - \sigma_{12}^2} \begin{pmatrix} \sigma_{22} & -\sigma_{12} \\ -\sigma_{12} & \sigma_{11} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_1 - r \\ \alpha_2 - r \end{bmatrix} \\ &= \frac{1}{1-\gamma} \frac{1}{\sigma_{11}\sigma_{22} - \sigma_{12}^2} \begin{bmatrix} \sigma_{22}(\alpha_1 - r) - \sigma_{12}(\alpha_2 - r) \\ -\sigma_{12}(\alpha_1 - r) + \sigma_{11}(\alpha_2 - r) \end{bmatrix} \\ &= \frac{1}{1-\gamma} \begin{bmatrix} \frac{(\alpha_1 - r)}{\sigma_{11} - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{22}}} - \frac{\sigma_{12}(\alpha_2 - r)}{\sigma_{11}\sigma_{22} - \sigma_{12}^2} \\ -\frac{\sigma_{12}(\alpha_1 - r)}{\sigma_{11}\sigma_{22} - \sigma_{12}^2} + \frac{(\alpha_2 - r)}{\sigma_{22} - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{11}}} \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (6)$$

(6) 式は、危険資産の保有比率の決定においては、その資産の超過収益率だけでなく、資産収益率間の共分散の情報も重要であることを示している。

さて、(4) 式、(5) 式の特徴は、危険資産への投資比率が一定になることである。しかし、実際には、資産水準によって危険資産の比率は変化する可能性があるため、より一般的な関数形が望ましい。以下では、この点について修正する可能性を考察する。

第 1 に、以下の CARA 型効用関数を検討する。

$$U[C(t)] = -\frac{\exp(\eta C(t))}{\eta}.$$

このとき、(4) 式は以下のように修正できる (Merton [1992] p.118)。

$$w^*(t) = \frac{\alpha - r}{\eta r \sigma^2 W(t)}.$$

CARA 型効用関数では、危険資産の保有総額である $w^*(t)W(t)$ が一定の値となり、資産残高が上がると危険資産の保有比率が減っていくことになる。この不自然な結果を避けることができる効用関数は、CRRA 型効用関数と CARA 型効用関数を特殊

形として含む、より一般的な双曲型の CARA 型効用関数である。

$$U[C(t)] = \frac{1-\gamma}{\gamma} \left(\frac{\beta C(t)}{1-\gamma} + \eta \right)^\gamma, \gamma \neq 1, \beta > 0, \frac{\beta}{1-\gamma} + \eta > 0.$$

双曲型の CARA 型効用関数のもとでは、(4) 式は以下のように修正される。

$$w^*(t)W(t) = \frac{\alpha - r}{(1-\gamma)\sigma^2} W(t) + \frac{\eta(\alpha - r)}{\beta r \sigma^2} \{1 - \exp[r(t - T)]\}.$$

(7) 式では、危険資産の保有総額が、資産総額の線形関数となり、保有資産総額に応じて可変的になることを示している。この場合、資産総額の増加は危険資産への投資比率を低下させる。なお、この結果は、消費も資産総額の線形関数となることを意味する。また、(7) 式から明らかなように、 $\eta = 0$ の場合、CRRA 型、 $\gamma \rightarrow -\infty$ の場合、CARA 型となる。また、 $\eta < 0$ の場合、資産総額が増加すると、危険資産への投資比率は上昇する。

以上から、理論的には、金融資産残高と危険資産の保有比率の関係は、正負どちらの可能性も考えられ、極めて実証的な問題といえる。

(2) 労働所得

労働所得のある家計は、労働所得のない家計⁷と比較して株式の CS が高い。これは、労働所得に変動のリスクがあったとしても、労働所得の流列と株式のリターン
の流列が独立、あるいは両者に負の相関がある場合は、労働所得が全くない場合よりも、金融資産のリスクをより許容できるようになるからである。以下、労働所得の家計の危険資産保有との関係を、Campbell and Viceira [2002] Chapter 6 に基づいて説明する。

労働所得のある家計とない家計の2つのタイプの家計がいると考える。労働所得がない家計は、リスクのない金融資産とリスクのある金融資産の2種類の金融資産しか保有できない。一方で、労働所得のある家計は、2種類の金融資産に加え、労働所得の源泉である人的資本を保有している。すべての家計が、2つの金融資産をそれぞれの程度保有するか選択できる一方で、労働所得のある家計では、保有している人的資本の量は固定されており、調整できないと仮定する。

はじめに、人的資本が安全資産である場合を考える。人的資本が安全資産であるとは、将来の労働所得が完全に予測できることを意味する。こうした状況では、家計の他の条件を一定としたもとで、労働所得のある家計は、労働所得のない家計と比較して、より多くの危険資産を保有することになる。なぜなら、労働所得のある

7 ここでの労働所得のない家計とは、たまたま失業中の家計ではなく、引退後の家計といった人的資本を持たない家計を考えている。

家計は、人的資産という安全資産を保有していることになるためである。

次に、労働所得にリスクがある場合を考える。ここでは、家計の間で、労働所得の不確実性の度合いが異なる場合を考える。標準的な CAPM によれば、危険資産のリターンと労働所得が無相関であるもとで、より不確実な所得に直面する家計は、金融資産の選択において、より安全資産を好むことになる。この結果がもたらされる重要な前提は、人的資本が金融市場で取引できず、人的資本のリスクが分散できない点である。さらに、労働所得と危険資産のリターンが無相関ではなく、正の相関がある場合、金融資産の選択において、無相関のケースよりもさらに、安全資産をより好むようになる。これは、人的資本を保有していることは、危険資産を保有していることと同値となるためである。この結果、こうした正の相関がある場合、労働所得のある家計は、労働所得のない家計と比べて、金融資産に占める安全資産の比率は高くなる。

以上は、労働者供給量が一定の場合を考察したが、労働供給の変更を通じて、労働所得を柔軟に変更できる家計、例えば、自分の裁量で労働時間や就業状態を随意に選べる家計は、金融資産の価格変動リスクを吸収する余力が高く、株式の CS が高いと考えられる。

労働所得と資産選択に関する代表的な理論的研究としては、Viceira [2001]、Jagannathan and Kocherlakota [1996]、Bodie, Merton, and Samuelson [1992] などがあり、上記の理論的な帰結を報告している。実証研究である Guiso, Jappeli, and Terlizzese [1996] は、イタリアの横断面データを用いて、労働所得の将来変動に関するリスクが、家計の危険資産の CS を低下させるとの実証結果を報告している。

(3) 年齢

年齢の危険資産の CS への効果は、理論的には不定である。以下では、年齢とともに CS が低下、上昇するケースそれぞれについて説明する。

年齢とともに危険資産の CS が低下するケースとして、すべての家計が每期、安定的な労働所得を得ている場合が考えられる。年齢が低いほど、金融資産残高を一定として、生涯所得のうち変動の少ない労働所得のウエイトが高いため、危険資産を保有する家計の金融資産に対する金額比率を引き上げることができる⁸。

危険資産保有の PR については、現時点での金融資産残高を一定とした場合、若年層の方が、高齢層よりも、将来の労働所得の期待値が高いため、株式への投資金額が大きくなる。よって、株式市場への参加費用を仮定すると、若年層の方が、高齢層よりも、PR が高くなる。

年齢とともに危険資産の CS が上昇する場合の背景として、最低生活水準の存在が挙げられる。同じ最低生活水準と金融資産を持つが、投資期間が異なる 2 人の家

8 ここでの重要な仮定は、所得の源泉である人的資本は市場で取引できない点である。

計を考える。両家計の現時点の消費が等しいものとする、将来の最低生活水準の現在価値は投資期間の長い投資家の方が大きい。このため、長期の投資家ほど最低生活水準を確保するために多くの資産を無リスク資産へと配分することになり、長期投資家、つまり若年層がより保守的なポートフォリオを保有することとなる。この場合、高齢層の方が、若年層よりも、危険資産の CS を高めるべきとの帰結となる。このケースでは、同水準の金融資産残高のもとで、高齢層の方が、株式の保有残高が大きいことになるため、株式市場への参加費用を前提とすると、危険資産の PR は、高齢層ほど高くなる。

最後に、CRRA 型の効用関数を持ち、かつ、最低消費水準や市場で取引できない人的資産がないと仮定する場合、年齢は家計の CS、PR には影響を与えない⁹。

(4) 自営業か否か

自営業か否かは、家計の危険資産選択に2つの面で影響を与える。1つ目は、給与と所得者対比、将来所得の不確実性が高いと考えられること、2つ目は、自営業に対して集中的に非流動的な実物投資を行うことから、分散投資によって景気変動に対する保険をかける余地が小さいことである。これらの点から、自営業であることは、株式などの危険資産への投資と代替的なリスクを抱えているため、限界的な CS や、PR を低下させる要因だと考えられる。

この点に関する代表的な実証分析である Heaton and Lucas [2000] は、より変動性の高い個人事業所得を持つ家計の PR が低い傾向にあることを報告している。

(5) 住宅保有の有無

ローンを組んで住宅を購入した家計は PR、CS とも低い。なぜなら、住宅が非流動的な資産で、売却にコストがかかる場合、住宅ローンは、固定的な支払い義務とみなせるため、最低生活水準が存在する場合と同様に、より保守的な資産構成を当該家計は選択するからである。Cocco [2004]、Flavin and Yamashita [2002] は、こうした点を理論的に示している。

3. データ

本節では、本分析で用いるデータを説明し、家計の株式と外貨建て金融資産の保有状況に関する統計事実を整理する。

.....
⁹ 年齢が株式保有に影響しない点に関する議論は、Jagannathan and Kocherlakota [1996] を参照。

(1) 金融広報中央委員会のサーベイ・データ

本分析で用いるデータは、金融広報中央委員会「貯蓄に関する世論調査」(1991年)、「貯蓄と消費に関する世論調査」(1992～2001年)、「家計の金融資産に関する世論調査」(2001～06年)および「家計の金融行動に関する世論調査」(2007～10年)からなる20年間のデータである。調査対象は、毎年入れ替えられており、本データはパネル・データではなく、逐次クロスセクション・データである。

今回分析対象としているのは、二人以上世帯のみである。これは、単身者世帯の調査が2004年以降しか利用できないためである。

次に、調査対象世帯の抽出方法について説明する。2003年以前は、層化2段階無作為抽出法で全国400の調査地点からそれぞれ無作為に15の世帯を選択し、6,000の二人以上世帯を毎年抽出している。2003年のデータでは、6,000世帯の標本のうち4,234世帯から回答が寄せられ、回答率は69.3%となっている。2004～06年は、層化2段階無作為抽出法で全国560の調査地点からそれぞれ無作為に18の個人を選択し、10,800の調査対象者を毎年抽出している。2006年は3,476個人からの回答(回答率34.5%)が得られているが、2003年調査における回答率69.3%から大幅に下落した。2007～10年は、全国500の調査地点からそれぞれ無作為に16の世帯を選択し8,000の二人以上世帯が標本となっている。例えば、2010年調査では、8,000世帯のうち、4,032世帯から回答が得られている。

最後に、調査票の回収方法は、2007年以後は調査員による訪問と郵送の複合・選択式、それ以前は訪問留置き式である。

(2) 統計的事実の整理

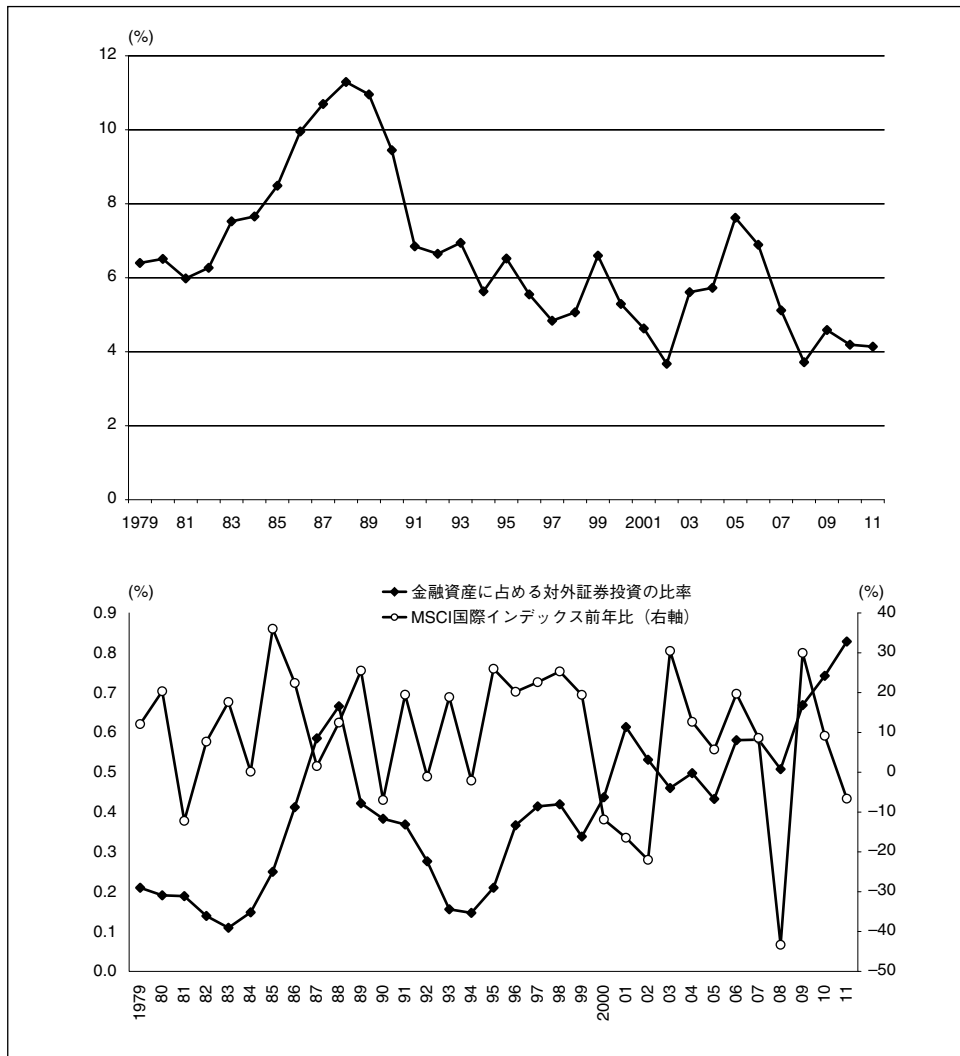
以下では、家計の株式保有と外貨建て金融資産の保有に関する事実整理を、集計値である資金循環統計とサーベイ・データを用いて行う。

まず、資金循環統計における家計部門における金融資産に占める株式と対外証券投資の比率を確認する。まず、図1上段の株式の比率に関しては、バブル期に上昇し、バブル崩壊とともに、下落するなど、株価の変動と相関があることが確認できる。図1下段の対外証券投資¹⁰に関しては、1980年代の中盤から1990年代初めにいったん大きく上昇し、その後下落したが、1999年代半ば以降は、一貫して上昇している。参考までにMSCI国際インデックスの前年比を右軸にとって比較してみたが、対外証券投資の比率と外国株式の収益率の変動の相関は自明ではない。

次に、サーベイ・データを用いた事実整理を行った結果を説明する。

10 資金循環統計の外貨建て証券投資は、外貨預金などは含まれていないため、外貨建て金融資産よりも狭い定義であるが、データの制約上、これを用いて比較を行った。

図1 資金循環統計における家計の株式、対外証券投資の比率



備考：上段：金融資産に占める株式の比率

下段：金融資産に占める対外証券投資の比率

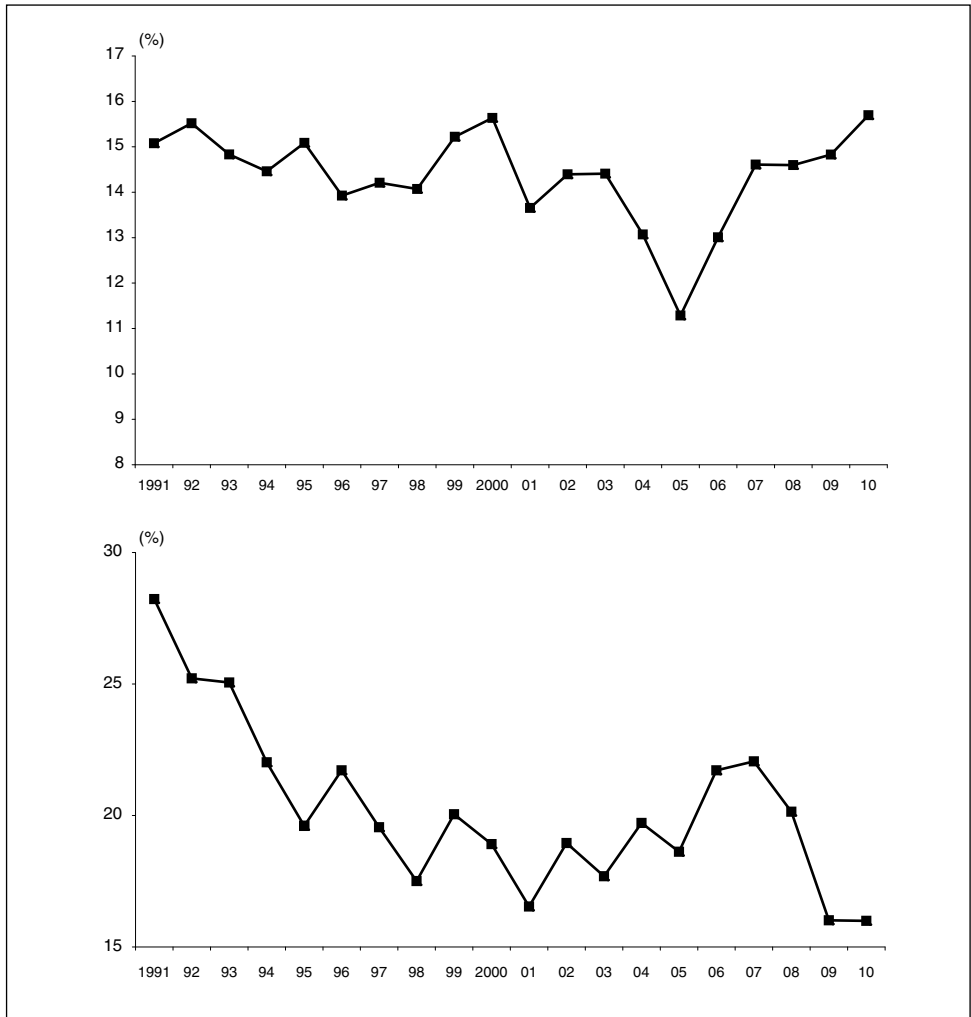
資料：資金循環統計（日本銀行）

イ. 株式保有

株式保有に関する統計的事実として、1991～2010年のデータから、以下の3点を指摘することができる。

第1に、図2上段で示されているように、株式のPRは15%程度ではほぼ一定である。つまり、株式を保有している家計は少数派であるというストックホルディング・パズルは、過去20年間、一貫して確認される。このわが国におけるPRは、他

図2 家計の株式保有の推移



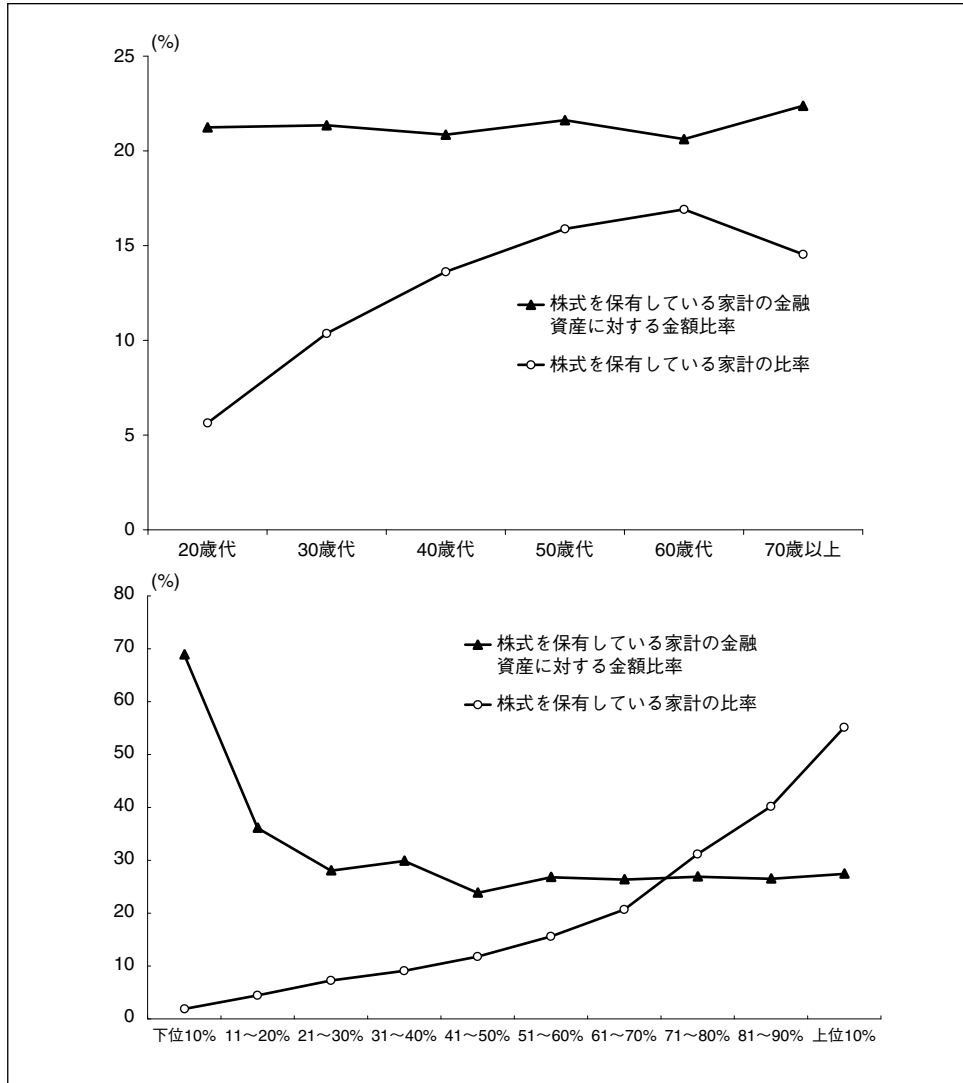
備考：上段：保有している家計の比率
 下段：保有している家計の金融資産に対する金額比率

国のPRと比較して極端に低いものではない¹¹。また、株式を保有している世帯におけるCS（図2下段）は、株価変動と連動している。この点は、先に示した資金循環統計で確認された点と同様である。

第2に、図3から、PRは年齢（上段、丸の線）と金融資産残高（下段、丸の線）とおのおの正の相関、より正確にはコブ型の関係が確認される。株式を保有している世帯におけるCSに関しては、年齢とは無相関（上段、三角の線）、金融資産残高とは負の相関（下段、三角の線）が確認される。こうした年齢と株式保有の間の関

.....
 11 Guiso, Haliassos, and Jappelli [2003]によれば、株式を直接保有している家計の比率は、1998年のデータで、米国19%、英国27%、ドイツ17%となっている。

図3 株式保有と年齢および金融資産残高

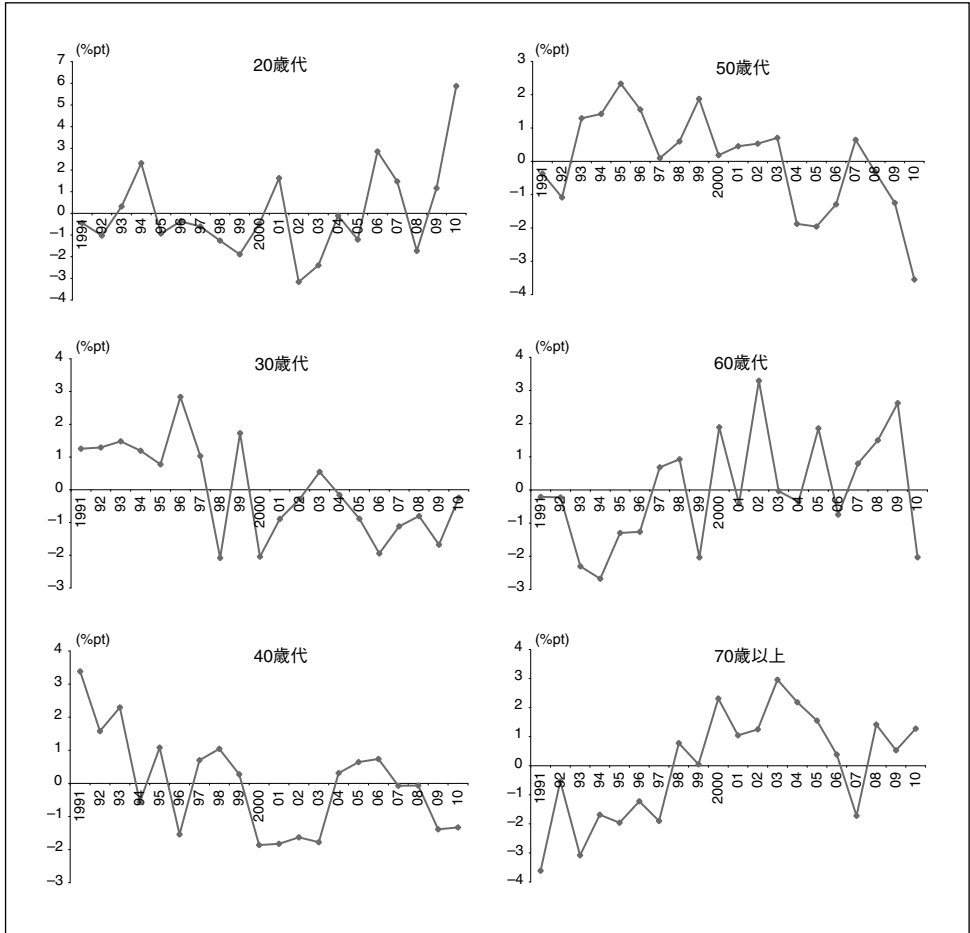


備考：上段：株式保有と年齢
 下段：株式保有と金融資産残高
 データの期間は 1991～2010 年

係は、Guiso, Haliassos, and Jappelli [2003] で報告されているように、他国のサーベイ・データからも確認されている事実である。

第3に、図4で示しているように、PRを年齢別にみると、時系列的に変化がある。具体的には、20歳代の若年世帯と60歳代以上の高齢世帯のPRは、2000年代に入り上昇傾向にある一方、30歳代、40歳代、50歳代のPRは低下している。こうした点は、先に示した年齢と株式保有の有無の関係が、時系列的に安定していないことを示唆している。

図4 年齢階層別の株式保有比率 (PR)



備考： 株式保有比率 (PR) を時間ダミーと年齢ダミーに回帰した残差

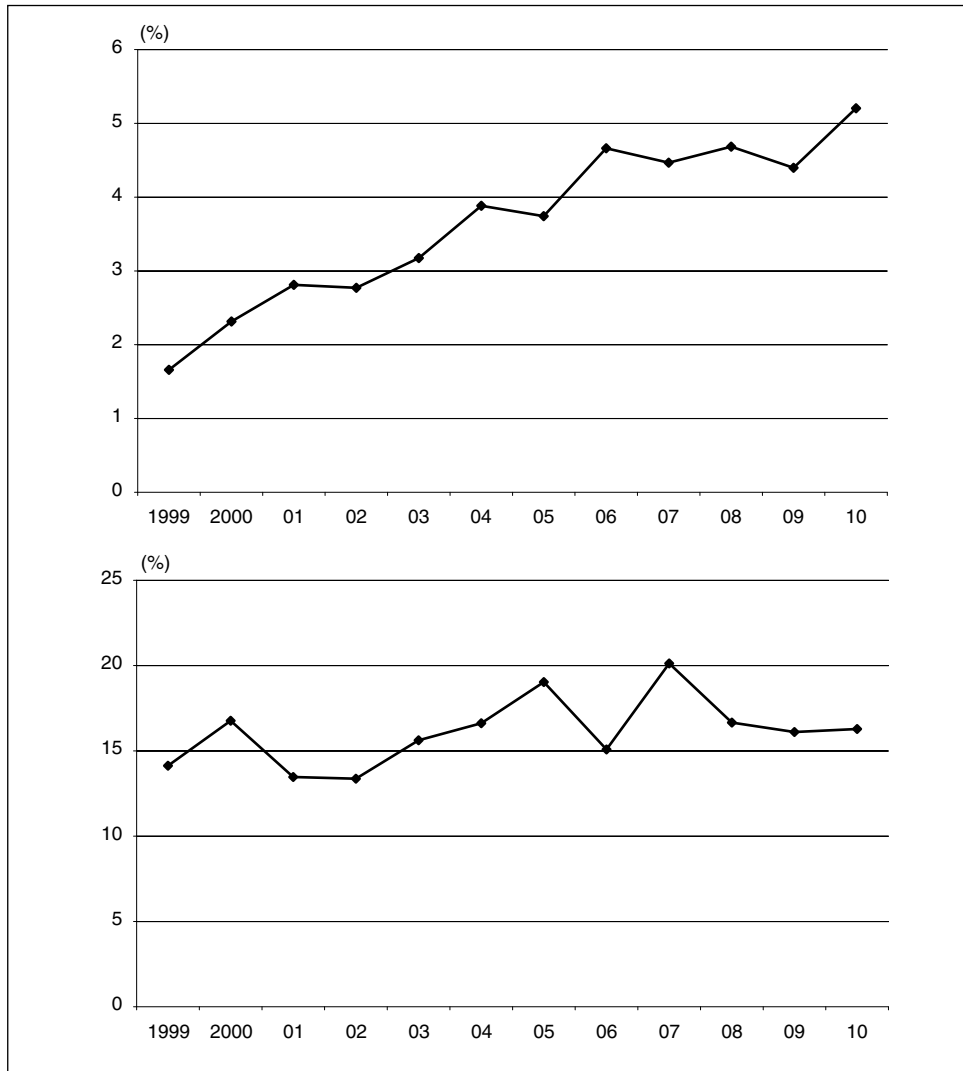
ロ. 外貨建て金融資産

外貨建て金融資産の保有に関しては、本来であれば外貨預金、外貨建て株式、外貨建て投資信託など、個別の商品や、通貨の内訳を区別したうえで分析を行うべきである。しかし、商品別に連続した設問は限られた期間しかないほか、通貨の内訳は質問されていない。そこで、本稿では、なるべく長期間同一設問が利用可能な外貨建て金融資産、という集計方法による 1999～2010 年の期間のデータを分析した。こうしたデータの制約によって、本稿で分析できるのは、商品や通貨建ての詳細を無視して、外貨建て金融資産として集計したものについての家計の保有行動である。

このデータから以下の点が指摘できる。

第 1 に、図 5 で示されているように、データが利用可能な 1999 年の 1.7% 程度から 2010 年の 5.2% 程度まで一貫して外貨建て金融資産の PR が上昇している。外貨建て金融資産の CS 比率は、期間を通じ、15～20% の間で推移し、上昇あるいは下降

図5 外貨建て金融資産保有の推移



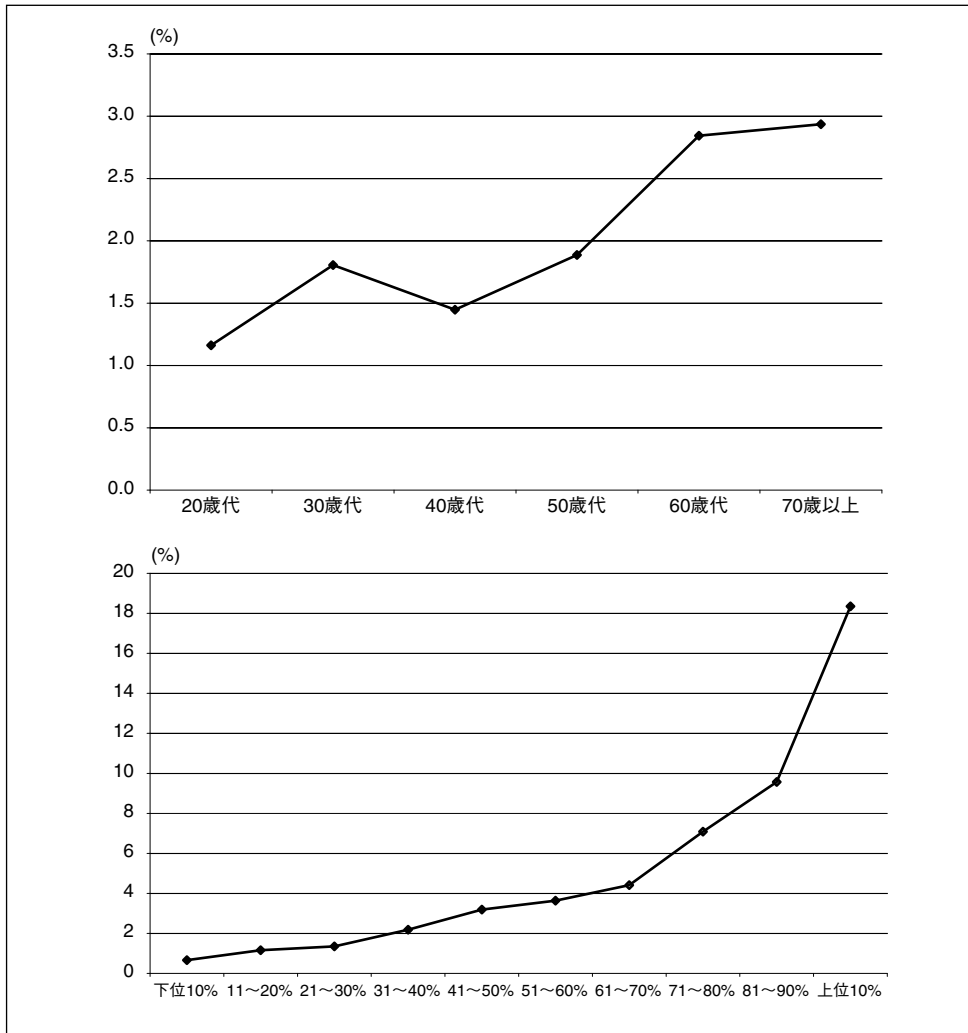
備考：上段：保有している家計の比率 (PR)

下段：保有している家計の金融資産に対する金額比率 (CS)

トレンドは確認できない。この結果は、家計が外貨建て金融資産を保有する場合は、この程度の比率を念頭に置いた分散投資を行っている可能性を示唆している。この水準が選ばれた理由については、本稿ではこれ以上検討しない。

第2に、図6で示されているように、外貨建て金融資産のPRは、年齢、金融資産残高とともに正の相関がある。金融資産残高との関係を見ると、金融資産残高が70%を超えると、PRが急激に高まる。例えば、金融資産残高の保有が下位50%までに属する家計では、5%に満たない家計しか外貨建て金融資産を保有していないのに対し、金融資産残高の保有が上位10%に属する家計では、約20%の家計が外貨建て

図6 外貨建て金融資産を保有する家計の比率 (PR)

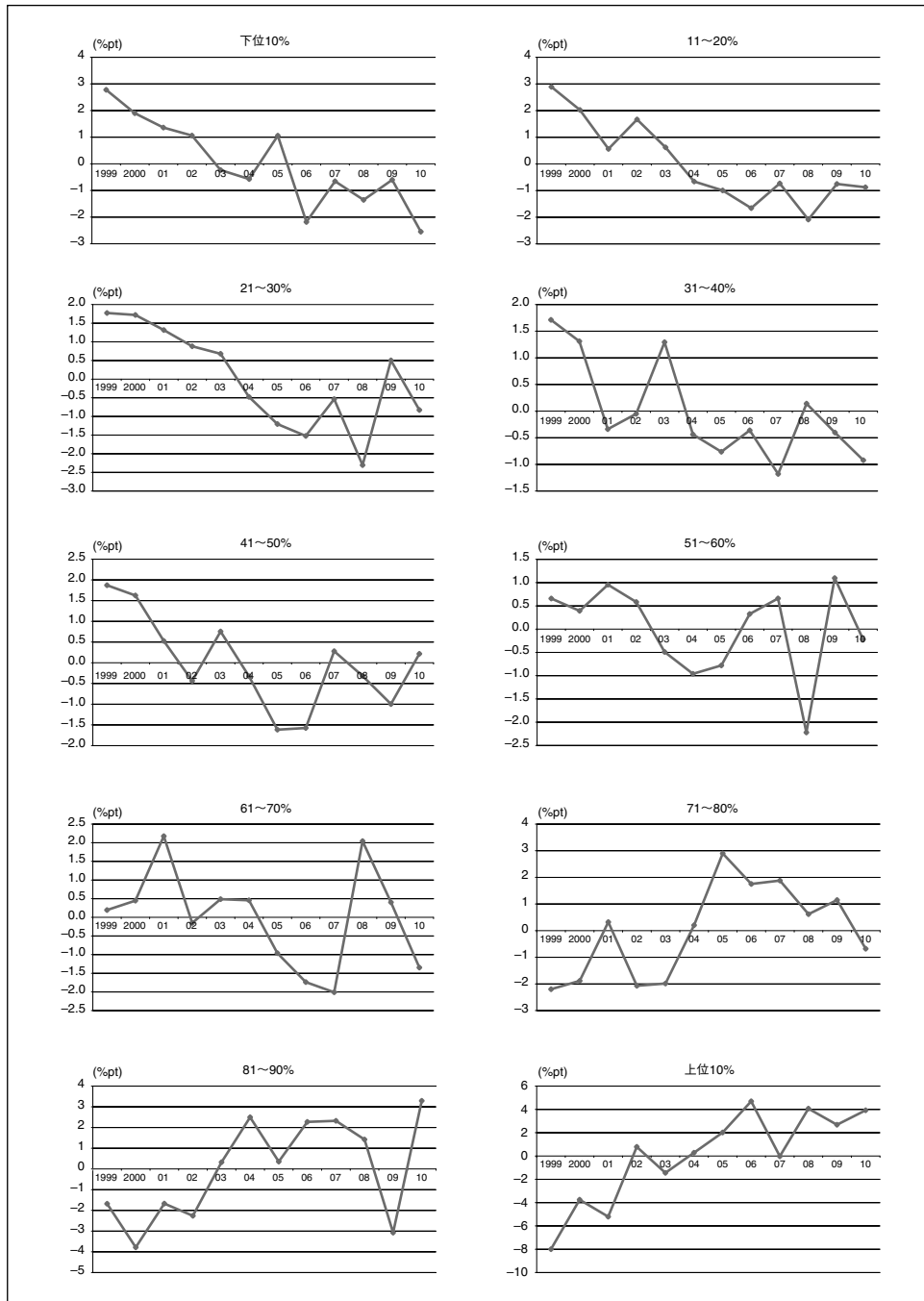


備考：上段：外貨建て金融資産 (PR) と年齢
 下段：外貨建て金融資産 (PR) と金融資産
 データの期間は 1999~2010 年

金融資産を保有している。

第3に、時系列的にみると、金融資産残高の多い家計において、外貨建て金融資産のCSが高いことが確認できる。図7で示されているように、金融資産残高の保有が上位10%に属する家計における保有比率は、1999年から2010年にかけて10%強上昇している。一方で、金融資産残高の保有が下位50%までに属する家計における保有比率は、上昇はみられず、むしろ低下している。このことは、図6で示した金融資産残高が外貨建て金融資産のPRを高い資産水準の家計で急激に高める効果は、近年になると逡増したことを示唆している。

図7 金融資産残高別の外貨建て金融資産を保有する家計の比率（PR）



備考：外貨建て金融資産を保有する家計の比率（PR）を金融資産残高ダミーと年齢ダミーに回帰した残差

4. 実証モデル

(1) 実証モデルと推定方法

以下での実証モデルでは、危険資産を全く保有しない家計が多数存在するデータにも適用可能であり、しかも株式と外貨建て金融資産の保有に関する意思決定を独立に扱える性質をもつ Type 2 Tobit モデルを橋木・谷川 [1990] にならって採用し、PR、CS を区別して推定する。

Type 2 Tobit モデルは (7) 式で表される¹²。

$$\begin{aligned} v &= X'\gamma + u_s, \\ y^* &= X'\beta + u_t, \\ y &= \begin{cases} y^* & \text{if } v > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned} \quad (7)$$

1 行目は、危険資産の保有の有無 (PR) は、家計の属性 X の線形関数 (γ はパラメータ) によって決まり、保有の有無に関する変数 v が観察される、という関係を示している。具体的には、 $v > 0$ の場合に危険資産を保有し、それ以外は危険資産を保有しないとする。

2 行目は、危険資産の CS である。この条件付きの需要関数は、家計の属性 X の線形関数 (β はパラメータ) によって与えられ、 y^* は取引費用がなければ、空売りによってマイナスになったりし得る。しかし、実際に観察される資産保有額 y は、3 行目にあるように、 $v > 0$ 、すなわち保有する場合のみ、 y^* のデータが与えられる。これは、後述する固定的な取引費用などの要因により、理論値の y^* にかかわらず、資産を保有しない家計の資産保有額はゼロとなると仮定したためである。なお、誤差項 u_t, u_s に関しては、平均がゼロ、分散 σ_t^2, σ_s^2 、共分散を σ_{ts} とする二変量正規分布を仮定する。

上記のモデルにおいて危険資産の保有の有無を決定する要因の 1 つである固定的な取引費用に関して、やや詳しく説明する。Vissing-Jorgensen [2002] は、危険資産保有の取引費用として、①危険資産を保有する際に毎期生じる固定的な運用費用、②初めて危険資産を保有する際に生じる固定的な参加費用、③危険資産を売買する際に生じる変動的な取引費用を挙げ、危険資産の保有の有無を説明できるのは①と②であるとしている。①と②は、金融資産残高が多いほど危険資産の保有確率が高いことと整合的であり、本稿でもこうした固定的な取引費用を想定する。

実証モデルの推定は、1 行目の PR についてはプロビット推定を行い、2 行目の CS

12 ここでの説明は、橋木・谷川 [1990] によっている。

については、1段階目の保有の有無のプロビット推定の選択結果を考慮したヘックマンの2段階推定法を用いる。2段階推定に当たっては、CSに影響を与えないが、固定的な取引費用の大きさに影響を与え、PRに影響がある変数をプロビット推定の説明変数だけに含める必要がある。本分析では、地域ダミー、都市の規模ダミー、学歴ダミー、インターネット取引の習熟度を用いている。

地域、都市の規模の違いに関しては、金融機関へのアクセスが容易な都市部では、初めて危険資産を保有する際の固定取引費用が低いと考えられ、PRを高めると考えられる。また、学歴は、毎期生じる固定的な費用と初めて株式を保有する際に生じる固定的な取引費用に影響する。学歴が高ければ、金融知識を得ることが容易であると考えられるため、初めて危険資産を保有する際に生じる固定的な取引費用は低くなる。また、学歴が高いことは、取引額にかかわらず生じる固定的な運用費用、例えば銘柄を取捨選択する、あるいは、より手数料の低い投資信託を検索するといった情報を分析する費用や信託報酬等固定的な手数料を低下させる。このように学歴は、PRを高めると考えられる。学歴と同様に、預金保険制度を知っているか、専門家から情報を得ているか、インターネット取引の習熟度が高いかといった点は、危険資産への投資を始める際の金融知識を得ることが容易になるなど、情報分析の費用が低下することを通じて、PRを高めると考えられる。

(2) 説明変数

説明変数のうち、年齢および時間効果については、それぞれ次のようにダミーを設定した¹³。

年齢に関しては、世帯主の満年齢が、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代、70歳以上のそれぞれに対してダミーを設定した。推定では、40歳代ダミーを除外している。年齢と危険資産保有の関係は、2節で説明したように、理論的には正負両方の可能性が考えられる。

2007～10年のデータを用いた推定では、それぞれの調査年について時間効果を捉えるダミーを設定し、推定では2007年ダミーを除外している。この時間ダミーは、各家計の属性を一定としたもとの、各時点での各家計共通の要因を捉えている。これは、危険資産保有のマクロ的な要因によって変動する部分と考えられる。なお、以下の分析では、コーホート効果はゼロと仮定している。つまり、2010年の50歳代と、2007年の50歳代は、同一の共通要因を持っているものと仮定する。年齢効果と時間効果を説明変数として選択した理由は、それぞれ以下のとおりである¹⁴。まず、

13 後述するように、多くの説明変数を利用できる2007～10年の直近4年分のデータを用いた推定と1991年まで遡ったデータを用いた推定の2つのタイプの推定を行っているが、各年で利用可能なデータが異なるため、説明変数の一部は、両者の推定で異なっている。

14 このほか、データでは、世帯主の年齢の情報は、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60～64歳、65～69歳、70歳以上という刻みでしか利用できない。したがって、データが、1991年から2010年まで1年ごとに利用可能でも、各世帯主が、何年に生まれたか、を識別できる精度の高い世代ダミーを作れないこと

年齢効果は、高齢化の影響などを予測する際に特に重要であるため、年齢効果を計算している。また、理論的にも、年齢効果は、危険資産保有に対して有意な正あるいは負の影響を与える可能性が示唆されるため、この点を検証すべく、説明変数に加えている。次に、時間効果に関しては、資産価格の変動、バブル崩壊、金融危機、金融自由化などのマクロ要因が家計の危険資産保有の意思決定に重要である可能性が考えられるため、この点を検証すべく、時間効果を捉えるダミーを加えている。

金融資産残高については、その対数値を説明変数として加えている¹⁵。金融資産残高がPRに与える影響は、危険資産保有に関する固定的な取引費用の存在を仮定すれば、推定値は正であることが期待される。一方、危険資産のCSに対する影響については、効用関数の形状次第であり、理論的には先験的に明らかでない。

所得については、2007～10年のデータを用いた推定では、それぞれ、下位10%、10～20%、20～30%、30～40%、40～50%、50～60%、60～70%、70～80%、80～90%、上位10%のダミーを設定し、下位10%ダミーを除外して推定している。1991年まで遡った推定では、収入なし、300万円未満、300～500万円未満、500～750万円未満、750～1,000万円未満、1,000～1,200万円未満、1,200万円以上のそれぞれダミーを設定し、収入なしを除外して推定している¹⁶。所得が危険資産のPRに与える影響は正であることが期待される。危険資産のCSに対する影響についても、所得が高いことは、人的資本をより多く持っていると考えられるため、危険資産のCSを高めると予想される。

家計の商品選択の判断基準について以下のダミー変数を用いた。すなわち、「あなたのご家庭では、貯蓄する商品を決める場合に、どのようなことに最も重点をおいて選びますか」という設問に対して、家計は以下8つの選択肢から1つを選択する。①「利回りが良いから」、②「将来の値上がりが期待できるから」、③「元本が保証されているから」、④「取扱金融機関が信用できて安心だから」、⑤「商品内容が理解しやすいから」、⑥「現金に換えやすいから」、⑦「少額でも預け入れや引き出しが自由にできるから」、⑧「その他」。このうち、①「利回りが良いから」あるいは②「将来の値上がりが期待できるから」を選択した家計について1をとる「利回り重視」のダミーを作成した。次に③「元本が保証されているから」あるいは④「取扱金融機関が信用できて安心だから」と回答している家計について1をとる「安全性重視」のダミーを作成した。最後に、⑥「現金に換えやすいから」あるいは⑦「少額でも預け入れや引き出しが自由にできるから」と回答している家計に対して1

も理由の1つである。

15 Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] では、下位10%、11～20%、21～30%、31～40%、41～50%、51～60%、61～70%、71～80%、81～90%、上位10%の金融資産残高ダミーを設定し、下位10%ダミーを除外して推定している。ダミー変数を用いた推定の方が、フィットの面では優れているが、弾性値の計算や予測には不向きである。本稿では対数値を用いているが、これは弾性値の計算を容易にするためである。後述するように、本稿では、時系列的な比較を行う際に、パラメータではなく、弾性値を用いている。ダミー変数、対数値のどちらの変数を用いて推定しても、そのほかの変数のパラメータには大きな影響は与えない。

16 2004～06年の調査では、所得をこの区分から1つ選択する方式となっているため、他の年のデータも、これに合わせてダミーを作成した。

をとる「流動性重視」のダミーを発生させた。家計はこのほかの選択肢も選択できるため、上記3つのダミー変数の合計は1にならない。利回り重視を選択した家計は、よりリスクの許容度が高いと考えられ、危険資産の保有と正の関係が予想される。一方で、安全重視を選択した家計は、危険資産の保有と負の関係が予想される。流動性重視を選択した家計に株式保有に対する影響は明らかではない。ここでの危険資産は、市場で取引可能な金融資産を考えているため、預金よりも流動性は低いですが、住宅などの実物資産と比較すれば流動性は高い。したがって、どちらが比較対象となっているかに推定結果は依存する。

このほかの家計の特性として、世帯人数、自営業か否か、購入した持ち家か否か、相続した持ち家か否か、居住地域および居住都市の規模に関するダミー変数を加えて推定を行っている。世帯人数に関しては、期待される符号は負である。これは、世帯の人数が多いほど、最低必要消費や教育費などの固定的な支出が増加すると考えられるためである。自営業か否かに関しては、自営業の場合、所得リスクが大きいことや事業を行う際にリスクの高い投資を既に行っていることなどから、危険資産保有に負の影響を与えると考えられる。持ち家を購入した家計は、住宅ローンの支払いのリスクのため、危険資産の保有を抑制するということが期待される¹⁷。居住地域および居住都市の規模に関しては、より都市部の家計の方が、金融機関へのアクセスが容易であり、危険資産保有に際しての固定的な取引費用が低いと考えられるため、危険資産の保有確率を高めると考えられる。

以上は、本稿のすべての推定で用いた説明変数であるが、直近4年分（2007～10年）のデータを用いた推定では、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] が用いた変数も追加的に用いている¹⁸。投資に関する情報の取得方法や処理能力に関する変数として、預金保険制度に関する知識があるか、投資に関するアドバイスを専門家から得ているか¹⁹、学歴（大学卒業以上か）²⁰、オンライン金融取引に習熟しているかという意味で、インターネット取引への習熟度のダミー変数を用いている。これらは、危険資産の保有に関する固定的な取引費用を引き下げると考えられるため、危険資産の保有確率を引き上げると考えられる。また、遺産動機がある場合、家計が想定する投資の回収期間が長くなる可能性が考えられることから、この点を検証するため、

17 Chetty and Szeidl [2012] は、住宅保有が危険資産選択に与える影響の識別に際して、住宅の純資産価値と負債額の両方を用い、さらに、危険資産選択には影響がないが、住宅の資産価値や負債額には影響のある操作変数を用いることによって、住宅保有が家計の株式保有に有意な負の影響を与えたとの理論的予測通りの結果を得ている。しかし、本稿のデータでは、持ち家保有の有無はわかるが、保有している住宅の資産価値がわからない。このデータの制約は、後述する推定結果で住宅保有と危険資産保有の負の相関という理論的予測が支持されない理由かもしれない。

18 これらの変数の作成方法は、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] を参照のこと。

19 Faig and Shum [2006] では、プロの投資アドバイザーから投資情報を得ている家計は、株式の保有確率が有意に高い結果となっている。さらに、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] では、特に若年世代で、プロの投資アドバイザーから情報を得ている場合、株式の保有確率を有意に引き上げることを報告している。

20 例えば、Mankiw and Zeldes [1991]、海道 [2007] など。最近の日本の学歴効果に関する研究としては、北村・内野 [2011] がある。金融広報中央委員会によるサーベイ・データにおいて、世帯主の学歴情報の調査が始まったのは2007年である。実際に、2007年以降のデータを用いた分析では、株式市場への参加確率に対して、有意に正の効果を持つことが確認されている（Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012]）。

遺産動機ダミーを加えている。このほか、子供の数、世帯主が男性ダミー、非正規雇用ダミーかといった変数も加えている。

(3) 株式保有に関する推定結果

はじめに、多くの説明変数を利用できる2007～10年の直近4年分のデータを用いて推定を行う。次に、1991年まで遡ったデータを用いて推定し、直近4年分のデータを用いた推定結果の頑健性を検討する。

イ. 2007～10年のデータを用いた推定結果

表1は、2007～10年のデータを用いた推定結果である。ここで用いた説明変数は、Fujiki, Hirakata, and Shioji [2012] で用いた変数に加えて、株式保有の有無に関するプロビット推定では地域ダミー、都市の規模ダミーも用いている。

金融資産残高に関しては、株式保有の有無に対しては、正で有意、金額比率に対しては、負で有意な推定値となっている。また、年齢効果を捉える年齢ダミーの推定値をみると、株式保有の有無に関しては、年齢と株式保有の間にはっきりとした関係はみられない。一方、金額比率に関しては、年齢が上がるほど、金融資産に占める株式の比率が統計的に有意に高くなる。

このほか、株式保有の有無に関するプロビット推定では、学歴、インターネット取引の習熟度、専門家から情報を得ている、預金保険制度を知っているとといった株式投資を行う際の情報に関連する要因が、株式の保有確率を引き上げている結果となっている。この点は、株式保有の有無を決定するうえで、投資に関する情報を持っているか、情報をいかに入手するか、あるいは情報をいかに処理するかといった点は、株式保有に関する固定的な取引費用を決定するうえで重要であることを示唆している。

ロ. 1991～2010年のデータを用いた推定結果

次に、表1の結果が、1991年までのデータを用いることに関してどの程度頑健か確認する。各年の推定結果は、金融ビッグバン、金融危機などのマクロ経済環境の影響を受けている可能性がある。こうしたマクロ経済環境の影響のうち、各家計に共通の要因は定数項に吸収される。一方、金融ビッグバンの影響の中でも、株式の取引手数料は相対的に小口のオンライン金融取引を行う投資家について最も大きく低下した、といったマクロ的な要因以外に家計の危険資産保有に影響する部分は、定数項には吸収されない。残念ながら、以下の推定を行うに当たっては、保有の有無を決定する際に重要な要因、例えば、情報に関する変数（学歴、インターネット取引の習熟度、専門家からの情報収集、預金保険に関する知識）といった、マクロ的な要因以外に家計の危険資産保有に影響する変数が利用できない。しかも、こうし

表1 株式保有の推定結果

		保有の有無（プロビット推定）			金額比率			
		推定値	標準誤差		推定値	標準誤差		
金融資産残高対数値		0.3681	0.0161	***	-0.0723	0.0072	***	
所得ダミー	下位 10%	-0.4243	0.0834	***	0.0733	0.0252	***	
40～50%を除外	10～20%	-0.2557	0.0829	***	0.0370	0.0252		
	20～30%	-0.2210	0.0782	***	0.0406	0.0229	*	
	30～40%	-0.3071	0.0673	***	0.0346	0.0199	*	
	50～60%	-0.0580	0.0747		-0.0283	0.0203		
	60～70%	-0.0298	0.0609		0.0095	0.0163		
	70～80%	0.0015	0.0590		0.0115	0.0157		
	80～90%	0.1425	0.0599	**	0.0088	0.0159		
	上位 10%	0.1177	0.0609	*	0.0422	0.0156	***	
子供の数		-0.1042	0.0343	***	-0.0210	0.0092	**	
家族人数		-0.0343	0.0155	**	-0.0034	0.0044		
世帯主男性ダミー		0.1229	0.0799		0.0073	0.0230		
自家保有ダミー	購入	0.1146	0.0336	***	0.0047	0.0093		
	相続	0.2136	0.1997		0.0036	0.0529		
金融商品選択基準ダミー	利回り重視	0.2138	0.0651	***	0.0266	0.0173		
	安全性重視	-0.2250	0.0601	***	-0.0544	0.0164	***	
	流動性重視	-0.3333	0.0654	***	-0.0041	0.0190		
預金保険制度を知っている	ダミー	0.3532	0.0324	***				
専門家から情報を得ている	ダミー	0.2796	0.0638	***				
学歴	大卒以上ダミー	0.1992	0.0333	***				
インターネット取引習熟度	ダミー	0.4222	0.0553	***				
遺産動機ダミー		0.0146	0.0320		-0.0059	0.0083		
業種ダミー	農業	-0.2398	0.0995	**	0.0381	0.0303		
	建設業	-0.0486	0.0658		-0.0007	0.0186		
	製造業	-0.0106	0.0495		-0.0081	0.0128		
	運輸業	-0.0163	0.0836		-0.0213	0.0236		
	卸小売業	0.0617	0.0636		-0.0060	0.0166		
	サービス	-0.0222	0.1200		0.0326	0.0341		
	医療	-0.3031	0.0973	***	0.0060	0.0265		
	公務	-0.3218	0.0596	***	0.0217	0.0170		
	就業形態ダミー	自営業	-0.1432	0.0577	**	0.0048	0.0155	
		非正規雇用	-0.0795	0.0518		0.0227	0.0137	*
年齢ダミー	20 歳代	0.1030	0.1296		-0.1314	0.0380	***	
	50 歳代を除外	30 歳代	-0.0851	0.0616		-0.0297	0.0171	*
		40 歳代	-0.0715	0.0499		-0.0047	0.0133	
		60 歳代	0.0217	0.0507		0.0294	0.0133	**
		70 歳以上	0.0227	0.0605		0.0404	0.0161	**
時間ダミー	2008 年	0.0122	0.0453		0.0067	0.0121		
	2007 年を除外	2009 年	0.0193	0.0451		-0.0313	0.0119	***
		2010 年	-0.0154	0.0497		-0.0304	0.0119	**
	定数項	-3.5772	0.1793	***	0.7871	0.0783	***	

備考：ヘックマンの2段階推定。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%で有意。
保有の有無の推定では、地域ダミーと都市の規模ダミーも用いている。

た変数は、年齢や金融資産残高と相関があり、年齢効果や金融資産残高のパラメータの推定値に影響を与える可能性がある。

こうしたマクロ経済環境の変化や、それが個別家計によって異なる場合に調整するうえで有益な一部の説明変数が除外されている、という限界を踏まえても、1991年以後のデータを利用して推定して得られたパラメータの推定値が、2007年以後の多くの説明変数が利用できるデータセットを用いて得られた推定値と整合的であれば、2007年以後のデータを用いた結果が比較的長期にわたって頑健であったと、以下本稿では評価する。本稿の統計モデルは誘導形であり、構造パラメータを推定してある特定の仮説をテストしたものではない。しかし、誘導形であっても、過去から比較的安定している推定値を用いる方が、2007年以後の結果だけを用いた予測の信ぴょう性を高めるといえないことはないだろう。

この点を確認するため、1991年から2010年の20年間に対して、各1年分のサンプルで推定を行い、それぞれの年でパラメータの推定値を確認する。ここで焦点を当てるパラメータは、高齢化の影響を考える際に重要である金融資産残高と年齢に関するパラメータである。

まず、各1年分のサンプルで推定を行い、それぞれの年のパラメータが、パラメータの有意性と符号を確認し、直近のデータを用いた推定値との比較を行う。表2は、各年における株式保有の有無に関するプロビット推定をまとめたものである。これをみると、金融資産残高の対数値と所得ダミー変数のパラメータは、推定期間である20年間一貫して概ね正で有意であることが確認できる。

表3で示しているように、年齢ダミーに関しては、1991～97年までは、有意に年齢が株式保有確率に負の影響を及ぼしているとの推定結果となっているが、1998年以降では、1999年、2006年を除き有意な推定値が得られていない。表2の年齢ダミーの推定値をみると、1990年代末までは、60歳代、70歳以上といった高齢層のほうが若年層よりも株式保有確率が有意に低かったが、2000年代になるとそうした高齢層と若年層の違いは確認されない。つまり、1990年代には60歳代、70歳以上に関しては確かに負の年齢効果が存在していた。ところがこの効果は2000年代には消滅している。この結果は、筆者らが知る限り、本稿で初めて得られたものであ

表2 株式保有の推定結果（保有の有無）

株式保有の有無	金融資産残高対数値	所得ダミー						家族人数	金融商品選択基準		
		300万円未満	300～500万円未満	500～750万円未満	750～1,000万円未満	1,000～1,200万円未満	1,200万円以上		利回り重視	安全性重視	流動性重視
1991	0.639	-0.407	0.031	0.081	0.431	0.538	0.159	-0.086	0.487	0.173	0.184
92	0.537	-0.155	0.205	0.260	0.447	0.460	0.130	-0.031	-0.146	-0.311	-0.347
93	0.523	-0.258	0.110	0.224	0.457	0.452	0.442	-0.050	0.231	0.015	-0.105
94	0.584	0.034	0.291	0.481	0.546	0.642	0.410	-0.004	-0.285	-0.447	-0.414
95	0.487	0.087	0.161	0.326	0.427	0.594	0.488	-0.064	0.080	-0.021	-0.279
96	0.545	-0.169	0.052	0.208	0.330	0.404	0.466	-0.028	-0.125	-0.411	-0.479
97	0.580	-0.234	-0.003	0.114	0.243	0.273	0.056	-0.051	0.187	0.015	-0.100
98	0.430	-0.099	0.027	0.246	0.543	0.258	0.405	-0.021	0.077	-0.201	-0.398
99	0.508	-0.178	0.148	0.401	0.454	0.602	0.654	-0.071	0.301	-0.274	-0.455
2000	0.515	-0.087	0.098	0.232	0.408	0.342	0.405	-0.026	0.573	-0.003	0.059
01	0.495	-0.548	-0.003	0.151	0.324	0.226	0.108	-0.003	0.341	-0.208	-0.380
02	0.455	0.094	0.225	0.384	0.435	0.461	0.675	-0.026	0.306	-0.259	-0.198
03	0.430	-0.074	0.092	0.202	0.286	0.064	0.215	0.017	0.398	-0.159	-0.304
04	0.402	0.310	0.397	0.632	0.594	0.793	0.907	-0.054	0.261	-0.214	-0.279
05	0.474	-0.046	0.472	0.365	0.735	0.552	0.968	-0.085	0.696	0.143	-0.159
06	0.487	0.055	0.388	0.399	0.427	0.561	0.690	-0.073	0.157	-0.386	-0.355
07	0.354	0.171	0.540	0.583	0.722	0.858	0.786	-0.114	0.384	-0.148	-0.153
08	0.464	0.175	0.395	0.487	0.714	0.491	0.624	-0.066	0.119	-0.365	-0.545
09	0.479	-0.052	0.281	0.412	0.577	0.219	0.390	-0.008	0.196	-0.265	-0.345
10	0.354	0.119	0.170	0.317	0.559	0.713	0.690	-0.046	0.425	-0.022	-0.337

	持ち家		自営業	年齢ダミー				定数項	
	購入	相続		20歳代	30歳代	50歳代	60歳代		70歳以上
1991	0.311	0.145	-0.276	0.221	0.067	-0.422	-0.416	-0.624	-5.526
92	0.197	-0.006	-0.213	0.067	0.070	-0.235	-0.278	-0.419	-4.369
93	0.158	0.166	-0.259	0.113	0.075	-0.130	-0.435	-0.499	-4.607
94	0.196	-0.036	-0.299	0.445	0.294	0.008	-0.277	-0.265	-5.124
95	0.010	-0.094	-0.160	-0.019	0.067	-0.050	-0.256	-0.351	-3.975
96	0.121	-0.085	-0.240	0.309	0.281	0.007	-0.139	-0.236	-4.712
97	0.168	-0.165	-0.126	0.237	0.162	-0.099	-0.171	-0.372	-4.914
98	0.098	-0.135	-0.246	-0.240	-0.152	0.002	0.023	-0.023	-4.130
99	0.199	-0.006	-0.140	0.048	0.212	-0.009	-0.263	-0.214	-4.166
2000	0.107	-0.019	-0.241	0.194	0.015	0.033	0.078	0.023	-4.862
01	0.052	-0.176	-0.216	0.499	0.109	0.142	0.104	0.130	-4.408
02	0.133	-0.258	-0.211	-0.159	0.070	0.064	0.130	-0.031	-4.514
03	0.061	0.025	-0.170	-0.306	0.167	0.144	0.127	0.107	-4.682
04	0.176	-0.023	-0.331	0.072	-0.212	-0.194	-0.074	-0.081	-4.300
05	-0.145	-0.247	-0.109	-0.513	-0.304	-0.298	-0.053	-0.035	-4.844
06	-0.032	0.049	-0.458	0.291	-0.326	-0.160	-0.173	-0.156	-4.054
07	0.127	0.036	-0.250	0.045	-0.063	0.033	-0.049	-0.168	-3.611
08	0.030	-0.115	-0.064	-0.110	0.062	-0.019	-0.027	0.074	-4.136
09	0.055	-0.229	-0.293	0.258	0.043	0.128	0.214	0.061	-4.261
10	0.146	-0.099	-0.184	0.411	0.050	-0.134	-0.058	0.025	-3.508

備考：株式保有の有無に関するプロビット推定。シャドー部分は、10%水準で有意なもの。

表3 株式保有の推定結果 (p 値)

	所得	年齢	全体
1991	0.000	0.000	0.000
92	0.000	0.001	0.000
93	0.000	0.000	0.000
94	0.000	0.000	0.000
95	0.000	0.010	0.000
96	0.000	0.001	0.000
97	0.023	0.003	0.000
98	0.000	0.641	0.000
99	0.000	0.001	0.000
2000	0.000	0.927	0.000
01	0.000	0.320	0.000
02	0.000	0.534	0.000
03	0.067	0.378	0.000
04	0.000	0.288	0.000
05	0.000	0.120	0.000
06	0.008	0.086	0.000
07	0.000	0.617	0.000
08	0.000	0.881	0.000
09	0.000	0.260	0.000
10	0.000	0.157	0.000

備考：株式保有の有無に関するプロビット推定。
 所得ダミー、年齢ダミーそれぞれに関して、ダミーが同時にゼロであることが帰無仮説である仮説検定。全体は、すべてのパラメータが同時にゼロである仮説検定。シャドー部分は、10%水準で有意なもの。

る。言い換えれば、2000年代の方が、60歳代、70歳以上の保有が相対的に上昇しているといえる。

このように年齢効果が存在したり消滅したりといった結果はどのように説明できるだろうか。本稿の推定では年齢効果はダミー変数の係数として現れるだけなので、この点につきさらなる統計的な分析はできない。しかしいくつかの仮説を提示することは可能である。1つの仮説としては、1990年代までは預金金利でもある程度のリターンが得られた、さらに65歳以上の高齢層を対象とする老人マル優制度が預金をより有利な投資対象としていたため、1990年代末までの高齢層が株式投資を積極的に行ってこなかった可能性が考えられる²¹。もう1つの仮説は、高齢層の平均寿命が延びた結果、親から株を相続する年齢が後ずれし、50～60歳代でも親から相続する場合が増えた可能性²²である。いずれにせよ、このような可能性の検証については、今後の分析課題である²³。

21 マル優制度とは、3つの非課税制度、少額貯蓄非課税制度、少額公債非課税制度、郵便貯金非課税制度の総称である。マル優制度が家計の資産選択に与えた影響に関して、関田〔2007〕では、貯蓄広報中央委員会（現金融広報中央委員会）による「貯蓄に関する世論調査」の1988年の個票を用い、1988年にマル優が64歳以下のマル優適用が原則廃止され、65歳以上の高齢層を対象とする老人マル優制度となった影響を検証し、制度改正により税率が引き上げられた資産（預貯金など）の保有確率は低下し、税率の変化しなかった財形、年金などの保有確率は上昇したが、株式保有への有意な影響はなかったと報告している。一方、鈴木〔2006〕では、日本郵政公社郵政総合研究所が実施している「家計と貯蓄に関する調査」の1988年の個票データを用い、1988年の制度改正は証券投資に多少のプラスの効果があったと報告している。

22 矢嶋〔2011〕は、80歳以上の被相続人は1989年には38.9%だったが、2008年には61.1%となっていることと、被相続人が80歳以上の場合、相続人は50歳以上になっている可能性を指摘している。

23 本稿では逐次クロスセクション・データを用いているため、時代効果をゼロと仮定して識別を行っている。したがって、分析結果を団塊の世代の貯蓄、投資行動といった時代効果に関係つけて論ずることはできない。

再び表2をみると、自営業か否かのダミー変数は、2005年、2008年を除き負で有意である。家族人数は、20年中11年分の推定で、負で有意となっている。金融商品の選択基準に関して、利回り重視ダミーは20年中11年の推定において、正で有意となっている。安全性重視ダミーは、20年中9年の推定において負で有意となっている。利回り重視ダミー、安全性重視ダミーの推定結果は、概して予想通りである。流動性重視ダミーに関しては、正負両方の可能性が考えられるが、推定結果をみると負で有意となっている年が多い。この結果は、流動性を重視すると回答した家計は、預金などのより流動性の高い金融資産の保有を選択していることを示唆している。

表4は、2段階目の株式のCSの推定結果である。金融資産残高のパラメータは、20年一貫して負となっている。この推定結果は、図2で示した金融資産残高と株式のCSの間の負の相関の関係と整合的である。所得ダミーの推定値をみると、負の推定値が多いが、有意でないものが多い。年齢ダミーの推定値をみると、年齢と金額比率の関係には正の関係がみて取れる。40歳代を基準として推定しているが、ほとんどの時期で、50歳代、60歳代、70歳以上のいずれかのダミー変数が有意となっていることがわかる。表5の有意水準に関する結果をみると、所得ダミーに関しては、プロビット推定と異なり、20年のうち11年でしか有意となっていない。年齢ダ

表4 株式保有の推定結果（金額比率）

株式金額比率	金融資産残高対数値	所得ダミー						家族人数	金融商品選択基準		
		300万円未満	300～500万円未満	500～750万円未満	750～1,000万円未満	1,000～1,200万円未満	1,200万円以上		利回り重視	安全性重視	流動性重視
1991	0.030	-0.051	-0.020	-0.030	0.018	0.043	0.037	-0.010	0.011	-0.079	0.027
92	0.007	-0.027	-0.039	-0.020	-0.017	0.066	0.025	-0.016	0.018	-0.021	0.009
93	-0.014	0.057	-0.017	-0.022	0.000	0.079	-0.006	0.000	0.045	-0.020	0.051
94	-0.008	-0.064	-0.044	-0.015	-0.002	0.002	0.037	-0.008	-0.123	-0.180	-0.135
95	-0.002	0.027	0.018	0.032	0.029	0.052	0.061	-0.005	0.005	-0.042	-0.025
96	-0.062	-0.035	-0.051	-0.088	-0.063	-0.029	0.024	-0.011	-0.047	-0.076	0.004
97	-0.033	-0.094	-0.068	-0.036	-0.052	-0.081	0.015	-0.008	-0.008	-0.108	-0.087
98	-0.027	0.065	0.069	0.051	0.096	0.083	0.090	-0.006	-0.077	-0.142	-0.114
99	-0.025	-0.098	-0.049	-0.015	-0.014	0.008	0.037	0.007	-0.062	-0.202	-0.210
2000	-0.078	-0.049	-0.076	-0.079	-0.068	-0.228	-0.014	-0.003	0.082	-0.019	0.026
01	-0.056	-0.065	-0.006	-0.013	0.013	0.059	0.048	-0.008	0.020	-0.067	-0.010
02	0.019	0.051	0.029	0.074	0.071	0.130	0.176	-0.017	0.091	-0.094	-0.034
03	-0.070	-0.033	-0.042	-0.082	-0.052	0.004	-0.009	0.015	-0.004	-0.066	-0.085
04	-0.047	0.170	0.171	0.130	0.178	0.185	0.152	-0.001	0.052	-0.093	-0.025
05	-0.040	-0.025	0.011	-0.004	0.032	-0.002	0.083	-0.001	0.083	-0.004	0.005
06	-0.045	0.052	0.083	0.108	0.124	0.078	0.152	0.011	-0.010	-0.090	-0.030
07	-0.050	-0.038	-0.036	-0.056	-0.051	-0.034	0.037	-0.017	0.103	-0.011	0.050
08	-0.062	0.092	-0.020	0.023	-0.014	0.033	0.077	0.004	0.070	-0.038	0.015
09	-0.094	-0.050	-0.123	-0.134	-0.144	-0.080	-0.094	-0.012	-0.010	-0.054	0.005
10	-0.082	-0.097	-0.103	-0.072	-0.099	-0.130	0.005	-0.001	-0.011	-0.086	-0.054

	持ち家		自営業	年齢ダミー				定数項	
	購入	相続		20歳代	30歳代	50歳代	60歳代		70歳以上
1991	0.002	-0.017	-0.034	0.045	-0.011	0.001	-0.022	0.000	0.010
92	0.052	0.021	0.023	-0.009	0.027	0.015	-0.035	0.008	0.182
93	0.034	0.016	0.075	-0.040	0.010	0.042	0.020	0.021	0.287
94	0.074	0.023	0.005	0.002	-0.001	0.016	-0.015	0.005	0.333
95	-0.032	-0.037	0.006	-0.011	-0.007	0.033	0.046	0.051	0.142
96	-0.001	0.023	0.003	0.146	-0.006	0.027	0.059	0.103	0.854
97	0.027	0.044	0.029	-0.120	-0.031	0.017	0.053	0.029	0.519
98	0.039	0.028	-0.010	0.000	-0.042	0.045	0.052	0.039	0.316
99	0.048	0.031	0.017	0.144	0.071	0.067	0.053	0.098	0.368
2000	0.042	0.054	0.000	-0.101	0.090	0.025	0.018	0.040	0.854
01	-0.011	0.003	0.006	-0.173	-0.100	0.000	0.006	0.058	0.643
02	0.023	-0.006	-0.014	0.166	-0.021	0.003	0.014	0.014	-0.189
03	0.044	0.015	0.013	-0.035	-0.036	0.012	0.035	0.085	0.728
04	-0.013	-0.021	0.068	0.007	0.005	0.065	0.078	0.063	0.397
05	0.039	0.016	0.030	0.084	0.046	-0.024	-0.002	0.040	0.436
06	0.041	0.050	-0.060	-0.027	-0.007	0.032	0.069	0.115	0.404
07	0.008	0.004	0.044	-0.092	-0.094	-0.017	0.032	0.023	0.658
08	-0.014	-0.044	0.002	-0.260	-0.039	0.006	0.051	0.094	0.634
09	0.012	0.045	0.053	-0.089	0.001	0.001	0.021	0.045	1.121
10	0.026	0.018	-0.004	-0.088	0.010	0.036	0.088	0.108	0.668

備考：ヘックマンの2段階推定の推定結果。シャドウ部分は、10%水準で有意なもの。

ミーに関しては、1996年以降でみると多くの年で有意となっている。最後の列で示している推定式全体の有意性をみると、期間を通して有意となっている。

次に、過去の20年間にわたり1年ごとのデータを用いて推定した結果と、表1で示した直近のデータセットを用いて推定した結果を比較する²⁴。

まず、PRにおける金融資産残高のパラメータを比較する。ここでは、推定されたパラメータではなく、金融資産残高の平均値における弾性値（限界効果）を比較した結果を表6でまとめている。2007～10年データを用いたベンチマークの推定結果では弾性値は0.085程度である一方、過去20年間の弾性値の推定結果をみると、1990年代の方が高めといった傾向はあるものの、概ね0.1前後となっている。弾性値の標準誤差をみると0.007程度と非常に小さいことから、この違いは統計的には重要である可能性がある。しかし、違いの程度自体は非常に小さいため、この点は、2007～10年のデータを用いた推定での保有の有無に関する金融資産残高の弾性値の推定値を用いた予測は有用である、つまり、1990年代、2000年代を通して、どんな家計が株式を保有しやすいか、という点を予測するうえでは、金融資産残高が有力な手掛かりになる。例えば、宝くじに当たって1%金融資産残高が増えた家計のうち、10%程度の家計は株式を新規に購入するであろうことを示している。

表4で示したCSの結果から、直近のデータを用いた推定値と過去20年間の推定値の年齢ダミーの大きさを比較すると、直近のデータを用いた推定値では、60歳代、70歳以上のダミーの推定値は、0.0289、0.0404となっているが、誤差の大きさを考慮すると過去の推定値の範囲内と考えられる。ただし、CSの年齢ダミーに関して

表5 株式保有の金額比率の推定結果（p値）

	所得	年齢	全体
1991	0.515	0.943	0.000
92	0.108	0.311	0.000
93	0.068	0.454	0.000
94	0.296	0.893	0.000
95	0.787	0.453	0.002
96	0.002	0.036	0.000
97	0.019	0.117	0.000
98	0.074	0.043	0.000
99	0.285	0.014	0.000
2000	0.014	0.029	0.000
01	0.271	0.000	0.000
02	0.014	0.636	0.002
03	0.036	0.010	0.000
04	0.339	0.172	0.004
05	0.757	0.440	0.000
06	0.283	0.018	0.000
07	0.192	0.016	0.000
08	0.005	0.003	0.000
09	0.021	0.347	0.000
10	0.001	0.000	0.000

備考：ヘックマンの2段階推定の推定結果。

所得ダミー、年齢ダミーそれぞれに関して、ダミーが同時にゼロであることが帰無仮説である仮説検定。全体は、すべてのパラメータが同時にゼロである仮説検定。シャドウ部分は、10%水準で有意なもの。

24 ここでは、説明変数のセットが異なるため、統計的な検定は行わない。

表6 株式保有の有無の金融資産弾性値

	弾性値	標準偏差	p値
1991	0.131	0.00730	0.000
92	0.123	0.00741	0.000
93	0.117	0.00738	0.000
94	0.120	0.00657	0.000
95	0.109	0.00730	0.000
96	0.111	0.00654	0.000
97	0.118	0.00664	0.000
98	0.095	0.00734	0.000
99	0.115	0.00729	0.000
2000	0.118	0.00720	0.000
01	0.108	0.00704	0.000
02	0.102	0.00715	0.000
03	0.103	0.00758	0.000
04	0.088	0.00727	0.000
05	0.104	0.00885	0.000
06	0.104	0.00734	0.000
07	0.083	0.00736	0.000
08	0.103	0.00661	0.000
09	0.107	0.00691	0.000
10	0.090	0.00699	0.000
ベンチマーク	0.085	0.00350	0.000

備考：平均値での評価した弾性値。シャドー部分は、10%水準で有意なもの。

表7 株式保有関数の安定性 (p 値)

保有の有無	金融資産 残高対数値	所得	家族人数	持ち家 相続	持ち家 購入	自営業	年齢	金融商品選択基準			全体
								利回り重視	安全性重視	流動性重視	
1992	0.000	0.048	0.089	0.010	0.037	0.392	0.000	0.105	0.048	0.013	0.000
93	0.000	0.016	0.501	0.007	0.052	0.612	0.000	0.688	0.398	0.126	0.000
94	0.000	0.024	0.505	0.009	0.002	0.482	0.000	0.746	0.164	0.063	0.000
95	0.000	0.038	0.745	0.004	0.003	0.199	0.000	0.025	0.882	0.256	0.000
96	0.000	0.081	0.837	0.053	0.016	0.500	0.000	0.010	0.469	0.296	0.000
97	0.000	0.231	0.961	0.049	0.029	0.441	0.000	0.000	0.953	0.690	0.000
98	0.000	0.056	0.883	0.027	0.090	0.918	0.000	0.000	0.627	0.382	0.000
99	0.000	0.063	0.852	0.036	0.187	0.836	0.000	0.000	0.597	0.539	0.000
2000	0.000	0.075	0.759	0.014	0.128	0.751	0.000	0.000	0.755	0.811	0.000
01	0.000	0.073	0.991	0.013	0.059	0.783	0.000	0.005	0.585	0.310	0.000
02	0.000	0.001	0.553	0.031	0.185	0.618	0.000	0.014	0.574	0.429	0.000
03	0.000	0.016	0.345	0.011	0.569	0.590	0.000	0.019	0.830	0.275	0.000
04	0.000	0.004	0.050	0.067	0.495	0.384	0.000	0.068	0.704	0.264	0.000
05	0.000	0.014	0.055	0.026	0.417	0.710	0.000	0.072	0.801	0.254	0.000
06	0.000	0.106	0.143	0.198	0.840	0.481	0.001	0.452	0.254	0.121	0.000
07	0.000	0.150	0.232	0.488	0.416	0.724	0.009	0.281	0.608	0.166	0.000
08	0.001	0.225	0.916	0.404	0.165	0.508	0.004	0.682	0.449	0.035	0.000
09	0.000	0.804	0.449	0.778	0.182	0.729	0.016	0.275	0.690	0.355	0.001
10	0.000	0.122	0.894	0.666	0.705	0.778	0.133	0.082	0.202	0.351	0.002
金額比率	金融資産 残高対数値	所得	家族人数	持ち家 相続	持ち家 購入	自営業	年齢	金融商品選択基準			全体
								利回り重視	安全性重視	流動性重視	
1992	0.003	0.977	0.861	0.101	0.176	0.131	0.637	0.511	0.682	0.399	0.000
93	0.000	0.878	0.355	0.860	0.712	0.307	0.584	0.845	0.403	0.120	0.000
94	0.000	0.101	0.721	0.562	0.850	0.432	0.648	0.760	0.169	0.026	0.000
95	0.000	0.450	0.572	0.057	0.848	0.438	0.146	0.052	0.604	0.702	0.000
96	0.000	0.407	0.754	0.586	0.463	0.542	0.016	0.045	0.787	0.714	0.000
97	0.000	0.580	0.376	0.716	0.643	0.721	0.189	0.008	0.650	0.650	0.000
98	0.000	0.952	0.426	0.591	0.979	0.379	0.155	0.003	0.343	0.783	0.000
99	0.000	0.731	0.471	0.437	0.854	0.548	0.102	0.000	0.175	0.451	0.000
2000	0.000	0.786	0.750	0.173	0.565	0.386	0.029	0.000	0.024	0.045	0.000
01	0.000	0.727	0.825	0.053	0.201	0.621	0.280	0.001	0.048	0.099	0.000
02	0.000	0.483	0.943	0.143	0.165	0.717	0.169	0.001	0.106	0.241	0.000
03	0.000	0.427	0.436	0.316	0.116	0.671	0.195	0.007	0.140	0.381	0.000
04	0.000	0.331	0.969	0.767	0.498	0.832	0.577	0.005	0.174	0.136	0.000
05	0.000	0.038	0.796	0.865	0.883	0.350	0.780	0.014	0.098	0.132	0.000
06	0.000	0.039	0.678	0.803	0.876	0.281	0.468	0.066	0.328	0.254	0.000
07	0.000	0.038	0.210	0.428	0.425	0.872	0.371	0.037	0.209	0.218	0.000
08	0.000	0.022	0.692	0.550	0.481	0.551	0.069	0.438	0.668	0.766	0.000
09	0.000	0.104	0.380	0.902	0.569	0.899	0.365	0.444	0.717	0.621	0.000
10	0.000	0.021	0.690	0.643	0.825	0.413	0.224	0.628	0.695	0.465	0.000

備考：ヘックマンの2段階推定の推定結果。1列目の年以後の期間とその年より前の期間で有意にパラメータが異なるかを検定。パラメータが両期間で同じであることが帰無仮説。ただし、金融資産残高、所得、年齢に関しては、すべてのダミー変数のパラメータが、両期間で同じであることが帰無仮説。シャドー部分は、10%水準で有意なもの。

は、PRの推定における金融資産残高の弾性値と比較すると誤差が大きい点には注意が必要である。

利用できる説明変数は少なくなるが、共通の説明変数を用いた推定の長期的な傾

向をみるために、パラメータの時系列的な安定性を統計的に検証する。表7は、この構造変化テストの結果をまとめたものである。プロビット推定の結果をみると、推計式全体では、構造変化がないとの帰無仮説はほとんどの期間で棄却され、時系列的に不安定であるとの結果となっている。次に、パラメータ別に安定性を確認すると、PRの金融資産残高は時系列的に安定していない。ただし、このように金融資産残高に関しては、統計的に有意な違いはあるものの、前述のとおり、弾性値の大きさを評価すると、その差は大きくない。CSの年齢ダミーは、時系列的に比較的安定しているとの結果となっている。

最後に、PRとCSにおける定数項の推定値の動きをみる。この定数項の部分は、個別の家計の条件をコントロールしたもとの、全家計に共通した要因であることから、資産価格の変化、金融危機などのマクロ経済要因、金融自由化などの制度的な要因のうち、各家計にとって共通に作用するものを捉えていると考えられる。図8は、定数項の推定結果を示したものである。上段は、PR推定における定数項の推定値、下段は、CSにおける定数項の推定値である。株式の超過収益率を同じグラフ上にプロットしている。両者とも、株式の超過収益率と相関している時期もみられるが、総じて明確な関係は確認できない。これは、資金循環統計での家計の株式保有の対金融資産比率の動きと対照的である。また、明確なトレンドもみられないため、資産価格の要因だけで定数項が決定されるとはいえないことが示唆される。

ハ. 推定結果のまとめ

株式保有の推定結果で得られた結果をまとめると以下の3点となる。

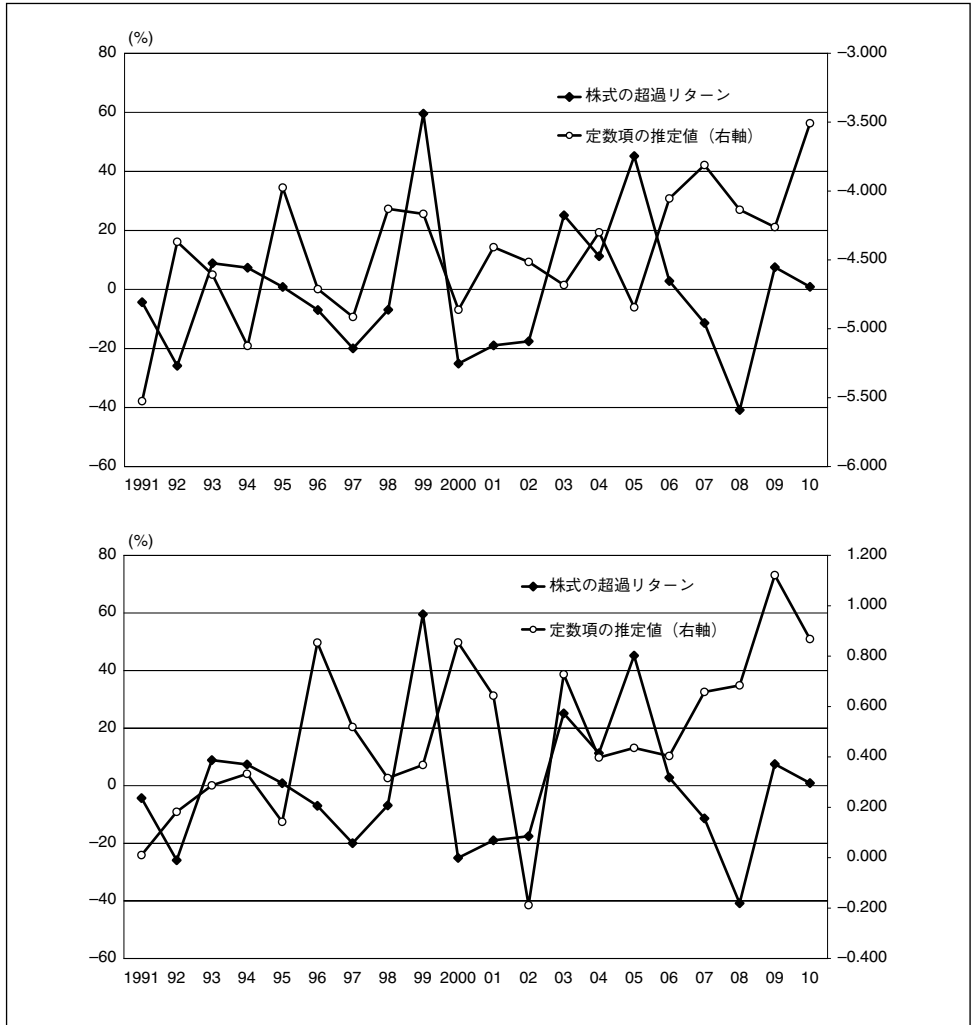
第1に、PRにおける金融資産のパラメータは、2007年以後のデータを用いた場合と過去20年間のデータを用いた場合とで、推定値から算出される弾性値は近い値となっている²⁵。さらに、20年間のデータを用いた推定によれば、推定期間を通じ、金融資産のパラメータの推定値は、有意な正であることが確認され、そのパラメータの大きさに関しても、一部の期間を除き、各期間で有意に異ならず、安定している。

第2に、PR推定式における年齢効果に関するパラメータは、時系列的に安定していない。統計的検定によれば、年齢の影響は、1990年代末までは存在していたが、その後消滅したとみられる。より具体的には、1990年代末までは、60歳代、70歳以上といった高齢層のほうが若年層よりも株式保有確率が有意に低かったが、2000年代になるとそうした高齢層と若年層の違いは確認されなかった。この点は、統計的事実で述べた、年代別の保有世帯比率が時系列的に変動している点とも整合的な結果である。

第3に、CSの金融資産残高のパラメータは時系列的に安定していないが、年齢効果のパラメータは、時系列的に安定している。

25 この点は、直近のデータを用いた推定でのみ用いた変数（学歴など）は、保有の有無に対しては有意な影響を与えたとの結果となっているが、そうした変数を含めるかどうかは、金融資産残高のパラメータの推定値には大きな影響を及ぼさないことを意味している。

図8 定数項の推定値と株式の超過リターン



備考：上段は株式保有に関するプロビット推定、下段は金額比率に関する推定で得られた定数項の推定値。株式の超過リターンは、配当込み株価指数の期間投資収益率（東京証券取引所作成）の定期積金（3年）平均年利回からのスプレッド。

(4) 外貨建て金融資産に関する推定結果

株式保有の場合と同様に、外貨建て金融資産の保有に関して、2007～10年分のデータを用いた推定結果と、1999年からのサンプルで推定したパラメータの有意性と符号を確認する。

表8は、2007～10年分のデータを用いた推定結果である。PRについてのプロビット分析では、金融資産残高の対数値にかかるパラメータは正で有意である。平均値における弾性値は、0.0233と、株式と比較して小さい値となっている。株式のPR

の推定結果と異なり、年齢ダミーの推定値は20歳代、30歳代で、正に有意となっている。所得ダミーでは、ほとんどダミーが有意でない。また、学歴、インターネット習熟度、預金保険制度に関するダミーが正となっており、金融知識があるもしくは、情報処理能力が高い家計では、外貨建て金融資産の保有確率が高い傾向があることがわかる。また、金融資産選択に関して、利回りを重視する家計の保有確率が高い一方、安全性や流動性を重視する家計の保有確率は低い結果となっている。CSに関しては、株式と同様に、金融資産残高が負で有意となっている。

次に、1999年以後のデータを用いた結果と比較する。まず、表9から推定を行った1999～2010年の全期間で、金融資産残高は正で有意となっていることがわかる。表8のプロビット推定の結果と表9のPRにおけるプロビット推定の結果を比べると、金融資産残高の対数の推定値を弾性値（金融資産残高平均値まわりでの限界効果）で

表8 外貨建て金融資産の推定結果

	保有の有無（プロビット推定）		金額比率			
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差		
金融資産残高対数値	0.3598	0.0240	***	-0.0563	0.0140	***
所得ダミー						
40～50%を除外						
下位 10%	-0.1508	0.1165		0.0161	0.0397	
10～20%	-0.2605	0.1302	**	0.0707	0.0477	
20～30%	-0.1686	0.1189		0.0321	0.0410	
30～40%	-0.1453	0.0975		0.0476	0.0336	
50～60%	0.0600	0.1025		0.0397	0.0329	
60～70%	-0.0976	0.0885		-0.0066	0.0288	
70～80%	0.0784	0.0824		0.0301	0.0264	
80～90%	0.0377	0.0860		0.0127	0.0275	
上位 10%	0.0844	0.0835		0.0414	0.0259	
子供の数	0.0073	0.0486		-0.0176	0.0154	
家族人数	-0.0795	0.0238	***	-0.0026	0.0082	
世帯主男性ダミー	-0.1086	0.1015		-0.0232	0.0319	
自家保有ダミー						
購入	0.0577	0.0478		-0.0095	0.0153	
相続	0.4429	0.2308	*	0.0939	0.0725	
金融商品選択基準ダミー						
利回り重視	0.4166	0.0882	***	0.0614	0.0310	**
安全性重視	-0.1976	0.0859	**	-0.0295	0.0293	
流動性重視	-0.4442	0.1010	***	-0.0257	0.0400	
預金保険制度を知っている	ダミー	0.1049	0.0469	**		
専門家から情報を得ている	ダミー	0.1219	0.0861			
学歴	大卒以上ダミー	0.1678	0.0473	***		
インターネット取引習熟度	ダミー	0.3845	0.0666	***		
遺産動機ダミー		0.0465	0.0449		-0.0071	0.0142
業種ダミー						
農業	-0.0699	0.1501		0.0734	0.0542	
建設業	0.0168	0.0956		0.0330	0.0331	
製造業	-0.0273	0.0704		-0.0042	0.0220	
運輸業	-0.2276	0.1424		0.0081	0.0484	
卸小売業	0.0486	0.0892		-0.0358	0.0285	
サービス	0.0480	0.1685		0.0130	0.0560	
医療	0.1151	0.1167		0.0154	0.0349	
公務	-0.0416	0.0805		-0.0378	0.0250	
就業形態ダミー						
自営業	-0.1325	0.0805		-0.0055	0.0259	
非正規雇用	0.1304	0.0721	*	0.0334	0.0227	
年齢ダミー						
20歳代	0.3102	0.1777	*	0.1171	0.0606	*
50歳代を除外						
30歳代	0.2715	0.0829	***	0.0152	0.0292	
40歳代	-0.0232	0.0726		-0.0105	0.0240	
60歳代	-0.0659	0.0726		0.0179	0.0234	
70歳以上	-0.0731	0.0861		0.0158	0.0281	
時間ダミー						
2008年	0.0747	0.0643		-0.0207	0.0206	
2007年を除外						
2009年	0.0389	0.0645		-0.0398	0.0209	*
2010年	0.0848	0.0704		-0.0378	0.0210	*
定数項	-4.0012	0.2581	***	0.4938	0.1663	***

備考：ヘックマンの2段階推定。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%で有意。
保有の有無の推定では、地域ダミーと都市の規模ダミーも用いている。

比較すると、2007～10年の推定では、0.0223に対して、表10で示した1999～2010年の各年の弾性値は、1999年での弾性値は0.006と小さな値となっているが、そのほかの年の弾性値は0.02～0.03程度となっており、2007～10年のデータを用いた推定値と近い値をとっているといえる。表11は、CSのパラメータの推定結果を示したものであるが、金融資産残高の推定値は、有意となっていた年もあるが、有意でない年も多く、頑健な結果は得られていない。

表12は構造変化の結果を示している。PRに関するプロビット推定では、金融資産の推定値は、安定しているとの結果となっている。この点は、2007～10年のデータを用いた推定での保有の有無に関する金融資産残高の推定値を用いた予測は有用である、つまり、2000年代を通して、どんな家計が外貨建て金融資産を保有しやすいか、という点を予測するうえで、金融資産残高が有力な手掛かりになることを示している。

表9 外貨建て金融資産保有の推定結果（保有の有無）

保有の有無	金融資産 残高対数値	所得ダミー						家族人数	金融商品選択基準		
		300万円 未満	300～ 500万円 未満	500～ 750万円 未満	750～ 1,000万円 未満	1,000～ 1,200万円 未満	1,200万円 以上		利回り重視	安全性重視	流動性重視
1999	0.3919	0.7065	0.5961	0.8030	1.1733	1.0800	1.0663	-0.1404	0.3169	-0.2843	-0.3684
2000	0.4338	-0.0728	0.1052	0.2201	0.1999	-0.0222	0.4061	-0.0818	0.8240	0.2675	0.3489
01	0.3769	-0.3117	0.0892	0.1038	-0.0812	0.4050	0.0444	-0.0053	0.1155	-0.5356	-0.5588
02	0.5660	0.7556	1.1447	0.9088	0.8842	0.6250	0.7583	0.0157	0.1015	-0.4566	-0.9024
03	0.4762	-0.1530	-0.0911	0.0862	-0.0679	-0.1678	0.1438	-0.0548	0.3371	-0.3878	-0.2945
04	0.5332	0.2105	0.1698	0.1829	0.1038	0.1809	0.1757	-0.0545	0.3054	-0.1900	-0.4144
05	0.3405	-0.2928	-0.2643	-0.3434	-0.1777	-0.1684	-0.1609	-0.0423	0.2575	-0.3796	-0.3836
06	0.5324	0.1259	-0.0425	0.0187	0.1610	0.2242	0.0385	-0.0567	0.5807	-0.0603	-0.1745
07	0.3345	0.1292	0.0996	0.1346	0.0776	0.2600	0.6252	-0.0968	0.4315	-0.2528	-0.8208
08	0.4810	-0.0598	0.0934	0.1105	0.0188	0.2383	0.0590	-0.0542	0.2594	-0.4043	-1.0172
09	0.3730	-0.1491	0.2250	0.3379	0.3984	0.0612	0.1561	-0.0937	0.6317	0.0574	-0.2085
10	0.4086	-0.0821	-0.0607	0.0319	0.2119	0.3081	0.3866	-0.0569	0.6463	-0.0682	-0.0181

	持ち家		自営業	年齢ダミー				定数項	
	購入	相続		20歳代	30歳代	50歳代	60歳代		70歳以上
1999	0.5723	0.1538	-0.1662	0.9810	0.6526	-0.1671	-0.2028	0.0001	-5.4352
2000	-0.0429	-0.2417	-0.2421	-5.0251	-0.0191	-0.2929	-0.2095	-0.3654	-5.1613
01	0.0435	-0.2455	-0.1590	-5.2529	0.1873	-0.0222	0.1656	-0.0930	-4.0282
02	0.0222	-0.0504	-0.1226	0.6046	0.0931	-0.1815	-0.2417	-0.2118	-6.7685
03	-0.1521	-0.0363	-0.0808	0.4955	0.1260	-0.1785	0.0676	-0.1760	-4.5270
04	-0.0107	-0.2987	0.2090	0.7864	0.0616	0.0755	0.0456	0.1334	-5.7453
05	-0.1006	-0.1125	-0.0377	-0.1705	0.1918	-0.1708	0.1680	-0.1964	-4.7897
06	-0.1514	-0.1457	-0.0121	0.6150	0.2784	-0.1597	-0.1875	0.0167	-4.7570
07	0.0379	0.1417	0.1252	0.0702	0.2386	0.0626	-0.2321	-0.0462	-3.7425
08	0.0858	0.1222	-0.3816	0.3822	0.5529	0.0286	-0.0268	-0.0968	-4.4722
09	-0.1199	-0.4170	0.0655	0.1287	0.1782	0.0339	-0.1021	-0.2489	-4.1321
10	0.1248	-0.1796	-0.1272	0.6704	0.4373	-0.2799	-0.0280	-0.0090	-4.4708

備考：株式保有の有無に関するプロビット推定。シャドー部分は、10%水準で有意なもの。

表10 外貨建て金融資産保有の有無の金融資産弾性値

	弾性値	標準偏差	p値
1999	0.006	0.002	0.000
2000	0.015	0.002	0.000
01	0.017	0.003	0.000
02	0.012	0.002	0.000
03	0.021	0.003	0.000
04	0.027	0.003	0.000
05	0.019	0.004	0.000
06	0.031	0.004	0.000
07	0.019	0.003	0.000
08	0.023	0.003	0.000
09	0.023	0.003	0.000
10	0.032	0.003	0.000
ベンチマーク	0.023	0.002	0.000

備考：平均値での評価した弾性値。シャドー部分は、10%水準で有意なもの。

表 11 外貨建て金融資産保有の推定結果（金額比率）

金額比率	金融資産 残高対数値	所得ダミー						家族人数	金融商品選択基準		
		300万円 未満	300~ 500万円 未満	500~ 750万円 未満	750~ 1,000万円 未満	1,000~ 1,200万円 未満	1,200万円 以上		利回り重視	安全性重視	流動性重視
1999	-0.1487	-0.3316	-0.1190	-0.1707	-0.3686	-0.1529	-0.2535	0.0140	-0.0693	0.0255	0.1690
2000	-0.2383	0.5452	0.0994	0.1049	0.0725	0.0988	0.0267	0.0462	-0.1307	-0.0616	0.0660
01	-0.0586	0.0349	-0.0930	-0.0931	-0.1452	-0.1135	-0.1204	0.0156	0.1146	0.0109	-0.0008
02	-0.1130	0.0355	-0.0697	-0.0462	-0.0556	-0.0112	0.0434	0.0107	-0.0001	-0.0146	0.0170
03	-0.0038	0.0709	0.0525	0.0125	0.0312	-0.0473	0.0251	-0.0515	0.0468	-0.0465	-0.0144
04	-0.0257	0.0601	0.0706	0.1021	0.0733	0.1005	0.0702	-0.0289	0.2251	0.1135	0.1109
05	-0.0578	0.0135	-0.0144	-0.0112	0.1062	0.0080	0.0062	-0.0124	0.1534	0.0772	0.0698
06	-0.0450	-0.1220	-0.1394	-0.1825	-0.2264	-0.1869	-0.1668	0.0328	0.1516	0.0713	0.1262
07	-0.0579	0.0551	-0.0800	-0.0207	-0.1088	0.0970	0.0417	-0.0446	-0.0038	-0.1417	-0.1180
08	-0.1222	0.1464	0.1133	0.0841	0.0656	0.0913	0.0688	0.0078	-0.0116	0.0090	0.0327
09	-0.1078	-0.0128	-0.1045	-0.0701	-0.0675	-0.1437	-0.1118	0.0070	0.1220	0.0405	0.0103
10	-0.0450	-0.0409	-0.0459	-0.0719	-0.1092	0.0090	-0.0041	0.0017	0.1171	0.0458	0.0704

金額比率	持ち家		自営業	年齢ダミー					定数項
	購入	相続		20歳代	30歳代	50歳代	60歳代	70歳以上	
1999	-0.1004	-0.0830	0.0888	0.0804	-0.2220	0.0103	0.0029	0.0669	2.2973
2000	-0.0382	0.1290	0.0706	—	-0.1425	0.0547	0.0797	0.1763	2.4277
01	0.0533	0.0633	-0.0096	—	0.1010	0.0838	0.1164	0.0957	0.2420
02	-0.0184	-0.0510	0.0087	-0.2006	-0.0730	-0.0390	0.0215	0.0646	1.1463
03	-0.1890	-0.1561	-0.0092	0.1449	0.0682	-0.0033	0.0482	0.0541	0.3359
04	-0.0115	0.0540	-0.0327	0.0419	-0.0202	0.0638	0.0653	0.0273	-0.0090
05	-0.0350	0.0325	0.0740	0.0623	-0.0492	0.0109	0.1379	0.1522	0.2513
06	0.0573	0.0894	-0.0182	-0.0995	-0.0074	-0.0651	-0.0575	-0.0138	0.3764
07	0.0526	0.0929	0.0414	0.3631	-0.0031	-0.0645	0.0163	-0.0306	0.6180
08	0.0377	0.1014	0.0906	0.7156	-0.0221	0.0301	0.0576	0.1476	1.1336
09	-0.0252	-0.0239	0.0556	-0.2160	-0.0476	0.0180	0.1055	0.0780	0.8653
10	-0.0331	-0.0789	-0.0160	0.0979	0.0339	-0.0154	0.0359	0.0259	0.4086

備考：ヘックマンの2段階推定の推定結果。シャドー部分は、10%水準で有意なもの。

表 12 外貨建て金融資産保有関数の安定性（p 値）

保有の有無	金融資産 残高対数値	所得	家族人数	持ち家	持ち家	自営業	年齢	金融商品選択基準			全体
				相続	購入			利回り重視	安全性重視	流動性重視	
2000	0.734	0.072	0.110	0.008	0.315	0.609	0.149	0.878	0.898	0.958	0.000
01	0.806	0.372	0.124	0.154	0.887	0.270	0.751	0.597	0.447	0.159	0.000
02	0.432	0.884	0.781	0.157	0.672	0.116	0.784	0.313	0.454	0.661	0.000
03	0.725	0.425	0.579	0.187	0.718	0.131	0.931	0.170	0.334	0.717	0.000
04	0.618	0.692	0.351	0.173	0.609	0.163	0.713	0.230	0.317	0.929	0.000
05	0.183	0.788	0.474	0.362	0.818	0.811	0.851	0.207	0.473	0.805	0.000
06	0.610	0.918	0.313	0.671	0.742	0.940	0.265	0.109	0.278	0.821	0.000
07	0.141	0.911	0.364	0.765	0.638	0.996	0.443	0.217	0.451	0.454	0.000
08	0.762	0.853	0.655	0.769	0.679	0.378	0.693	0.250	0.365	0.871	0.000
09	0.233	0.613	0.547	0.946	0.112	0.572	0.979	0.033	0.043	0.025	0.000
10	0.829	0.392	0.987	0.275	0.662	0.686	0.137	0.116	0.318	0.049	0.000

金額比率	金融資産 残高対数値	所得	家族人数	持ち家	持ち家	自営業	年齢	金融商品選択基準			全体
				相続	購入			利回り重視	安全性重視	流動性重視	
2000	0.090	0.510	0.016	0.611	0.678	0.824	0.410	0.941	0.828	0.861	0.252
01	0.832	0.061	0.797	0.441	0.892	0.627	0.032	0.476	0.474	0.127	0.034
02	0.436	0.355	0.618	0.737	0.521	0.395	0.175	0.471	0.429	0.154	0.392
03	0.437	0.642	0.241	0.930	0.721	0.525	0.230	0.972	0.875	0.466	0.560
04	0.170	0.599	0.169	0.963	0.174	0.502	0.728	0.817	0.836	0.720	0.615
05	0.102	0.703	0.516	0.834	0.233	0.269	0.916	0.542	0.496	0.448	0.730
06	0.437	0.657	0.692	0.655	0.295	0.701	0.719	0.271	0.127	0.242	0.626
07	0.149	0.699	0.053	0.471	0.939	0.555	0.555	0.131	0.057	0.104	0.203
08	0.487	0.943	0.915	0.391	0.670	0.828	0.887	0.752	0.767	0.583	0.985
09	0.202	0.936	0.814	0.101	0.015	0.942	0.660	0.693	0.482	0.765	0.804
10	0.226	0.385	0.743	0.361	0.056	0.442	0.566	0.336	0.362	0.296	0.344

備考：ヘックマンの2段階推定の推定結果。1列目の年以後の期間とその年より前の期間で有意にパラメータが異なるかを検定。パラメータが両期間で同じであることが帰無仮説。ただし、金融資産残高、所得、年齢に関しては、すべてのダミー変数のパラメータが、両期間で同じであることが帰無仮説。シャドー部分は、10%水準で有意なもの。

5. 結論

本稿では、家計の危険資産の保有に関して、2007～10年のデータから得られた分析結果が、1990年代に遡っても変化がないかどうか、その頑健性を検証した。結論は以下のとおりである。

まず、株式保有に関する統計的事実として、1991年から2010年までのデータを用いた分析の結果、以下の3点が得られた。第1に、株式のPRは、15%程度でほ

ば一定であること。第2に、株式のPRは、年齢と金融資産残高にともに正の相関がある一方、株式を保有している世帯における金融資産に関する株式のCSに関しては、年齢とは無相関、金融資産残高とは負の相関が確認されること。第3に、PRを年齢別にみると、時系列的に変化があること。具体的には、20歳代と30歳代の若年世帯と60歳代以上の高齢世帯のPRが、2000年代に入り上昇傾向にある一方、40歳代、50歳代のPRは低下している。

次に、外貨建て金融資産に関しては、利用可能な1999年から2010年までのデータから以下2点の統計的事実が得られた。第1に、外貨建て金融資産のPRは、期間を平均で5%程度と非常に低いが、上昇傾向にあること。第2に、PRが年齢、金融資産残高とおの正の相関があること。特に、金融資産残高上位10%の世帯のPRは、金融資産残高がそれ以下の世帯と比較して際立って高いことが特徴である。

次に、関数推計の結果、以下のような結果が得られた。株式保有のPRに関しては以下の2点の結果を得た。

第1に、2007～10年のデータを用いた分析結果は、1991～2010年のデータを用いた推定によっても頑健であった。PRの推定式における金融資産残高の弾性値は、推定期間中で統計的に有意な変化があるものの、弾性値の変化幅は非常に小さく、2007～10年の直近のデータを用いた推定で得られた弾性値とも近い。株式保有家計におけるCSにおける年齢効果のパラメータは、過去の異なる期間のデータを用いた場合でも、2007～10年のデータを用いた推定値と似ており、時系列的にも安定している。

第2に、株式保有のPRの推定式における年齢に関するパラメータは、時系列的に安定していない。検定結果によれば、1990年代後半以降、パラメータに変化があったことが示されている。この点は、統計的事実で述べた、年代別の保有世帯比率が時系列的に変動している点とも整合的な結果である。この変化の理由については今後の分析課題としたい。

外貨建て金融資産の保有に関する関数推定で得られた結果は、次の2点である。1点目は、PRの推定式での金融資産残高のパラメータは、各時点における推定値は正で有意であり、その弾性値は2007～10年の推定における弾性値と近い値となっている。また、時系列的にも安定している。2点目は、年齢ダミーに関しては、各時点における推定値は、統計的に有意ではない。

本稿の分析をまとめると、金融資産残高の株式保有の有無に与える影響は、各期間で、有意に正の関係が確認され、推定値の大きさも推定期間によって異ならない。すなわち、どんな家計が株式を保有しやすいか、という点を予測するうえでは、金融資産残高が有力な手掛かりになる。こうした結果のもつ政策含意は以下のとおり。

第1に、この間の低い株式保有家計比率を説明する要因として、所得の低成長やわが国株価の低迷といったマクロ的要因に加えて、金融自由化が1990年代以後進んだとはいえ、危険資産の保有に対する固定的な取引費用が一様にあらゆる投資家に対して大きく低下していないこと等のミクロ的な要因も無視できないことが示唆される。

第2に、株式保有家計のすそ野の広がりを通したより効率的な世代間のリスクシェアリングを推進する観点からは、マクロ経済の好転だけではなく、株式市場への参加や株式運用に関する固定的な取引費用を低下させるための金融教育や金融取引に対する情報提供を推進することも政策的に重要であることが示唆される。

第3に、高齢化の進展が家計の危険資産の保有に与える影響を予測する際には、高齢層が若年層よりも株式を比較的多く保有しているのは、年齢それ自体の影響というよりは、金融資産残高が相対的に高い傾向にある影響を受けていること、すなわち、金融資産残高の保有の有無の選択に与える効果と、年齢の保有比率の選択に与える効果を合わせて分析することが有益である可能性が示唆される。

参考文献

- 祝迫得夫、『家計・企業の金融行動と日本経済—ミクロの構造変化とマクロへの波及—』、日本経済新聞社、2012年
- 海道宏明、「株式市場への限定的参加を考慮した消費 CAPM の再評価—資産保有マイクロ・データによる実証分析—」、『現代ファイナンス』No. 21、日本ファイナンス学会、2007年、3~29頁
- 北村行伸・内野泰助、「家計の資産選択行動における学歴効果—逐次クロスセクションデータによる実証分析—」、『金融経済研究』第33号、日本金融学会、2011年、24~45頁
- 鈴木 亘、「マル優廃止によって家計は証券投資を積極化させたのか?—家計の個票データを用いた1988年マル優改正の分析—」、『証券経済研究』第56号、日本証券経済研究所、2006年、131~146頁
- 関田静香、「マル優制度と家計の資産選択」、『金融経済研究』第24号、日本金融学会、2007年、26~48頁
- 橋本俊詔・谷川寧彦、「家計の資産選択—資産パターンの計量分析—」、『ファイナンス研究』No. 12、日本証券経済研究所、1990年、1~20頁
- 矢嶋康次、「動かない家計金融資産と高齢化」、『ジェロントロジージャーナル』No.11-007、ニッセイ基礎研究所、2011年
- Amemiya, Takeshi, Makoto Saito, and Keiko Shimono, “A Study of Household Investment Patterns in Japan: An Application of Generalized Tobit Model,” *Economic Studies Quarterly*, 44 (1), 1993, pp. 13–28.
- Attanasio, Orazio, James Banks, and Sarah Tanner, “Asset Holding and Consumption Volatility,” *Journal of Political Economy*, 110 (4), 2002, pp. 771–792.
- Bodie, Zvi, Robert C. Merton, and William F. Samuelson, “Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16 (3–4), 1992, pp. 427–449.
- Campbell, John Y., “Household Finance,” *Journal of Finance*, 61 (4), 2006, pp. 1553–1604.
- , and Luis M. Viceira, *Strategic Asset Allocation: Portfolio Choice for Long-Term Investors*, Oxford University Press, 2002.
- Chetty, Raj, and Adam Szeidl, “The Effect of Housing on Portfolio Choice,” mimeo, Harvard University, 2012.
- Cocco, Joao F., “Portfolio Choice in the Presence of Housing,” *Review of Financial Studies*, 18 (2), 2004, pp. 535–567.
- Curcuru, Stephanie, John Heaton, Deborah Lucas, and, Damien Moore, “Heterogeneity and Portfolio Choice: Theory and Evidence,” in Y. Ait-Sahalia and L.P. Hansen, eds. *Handbook of Financial Econometrics*, Volume 1: Tools and Techniques, North Holland, 2010, pp. 337–382.

- Faig, Miquel, and Pauline M. Shum, "What Explains Household Stock Holdings?" *Journal of Banking and Finance*, 30 (9), 2006, pp. 2579–2597.
- Flavin, Marjorie, and Takashi Yamashita, "Owner-Occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio," *American Economic Review*, 92 (1), 2002, pp. 345–362.
- French, Kenneth R., and James M. Poterba, "Investor Diversification and International Equity Markets," *American Economic Review*, 81 (2), 1991, pp. 222–226.
- Fujiki, Hiroshi, and Etsuro Shioji, "Bank Health Concerns, Low Interest Rates, and Money Demand: Evidence from the Public Opinion Survey on Household Financial Assets and Liabilities," *Monetary and Economic Studies*, 24 (2), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2006, pp. 73–124.
- , Naohisa Hirakata, and Etsuro Shioji, "Aging and Household Stockholdings: Evidence from Japanese Household Survey Data," IMES Discussion Paper No. 2012-E-17, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2012.
- Guiso, Luigi, Michael Haliassos, and Tullio Jappelli, "Household Stockholding in Europe: Where Do We Stand and Where Do We Go?" *Economic Policy*, 18 (36), 2003, pp. 123–170.
- , ———, and ———, eds., *Household Portfolios*, MIT Press, 2001.
- , Tullio Jappelli, and Daniele Terlizzese, "Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice," *American Economic Review*, 86 (1), 1996, pp. 158–172.
- Heaton, John, and Deborah Lucas, "Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk," *Journal of Finance*, 55 (3), 2000, pp. 1163–1198.
- Iwaisako, Tokuo, "Household Portfolios in Japan," *Japan and the World Economy*, 21 (4), 2009, pp. 373–382.
- Jagannathan, Ravi, and Narayana Kocherlakota, "Why Should Older People Invest Less in Stock than Younger People?" *Quarterly Review*, Summer 1996, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1996, pp. 11–23.
- Liu, Zheng, and Mark M. Spiegel, "Boomer Retirement: Headwinds for U.S. Equity Markets?" *FRBSF Economic Letter*, 2011-26, August 22, 2011, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2011.
- Merton, Robert C., *Continuous-Time Finance*, Wiley-Blackwell, 1992.
- Malmendier, Ulrike, and Stefan Nagel, "Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk Taking?" *Quarterly Journal of Economics*, 100 (1), 2010, pp. 214–246.
- Mankiw, Gregory N., and Stephen P. Zeldes, "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders," *Journal of Financial Economics*, 29 (1), 1991, pp. 97–112.
- Takáts, Elöd, "Ageing and Asset Prices," BIS Working Paper No. 318, Bank for International Settlements, 2010.

- Viceira, Luis M., “Optimal Portfolio Choice for Long-Horizon Investor with Nontradable Labor Income,” *Journal of Finance*, 56 (2), 2001, pp. 433–470.
- Vissing-Jorgensen, Annette, “Towards an Explanation of Household Portfolio Choice Heterogeneity: Nonfinancial Income and Participation Cost Structures,” NBER Working Paper No. 8884, National Bureau of Economic Research, 2002.

