

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—

北村行伸・内野泰助

要旨

本稿は、家計の資産選択行動における固定情報コストの存在を明らかにするために、家計の逐次クロスセクションデータ（日経RADAR）を利用して、危険資産保有決定に学歴が与える影響について詳細な分析を行った。具体的には、Fairlie（1999, 2005）によって非線形モデルに応用されたBlinder-Oaxaca法を適用し、大学・大学院卒の世帯主を持つ家計とそれ以外の家計間の危険資産保有確率格差を要因分解した。本稿の実証分析により、(1)世帯主が大卒・大学院卒である家計の危険資産保有割合は35%に達する一方、それ以外の家計は18%に留まること、(2)両者の格差のうち、属性の違いによって説明可能な部分は約3割から5割に留まること、(3)属性の違いによって説明される部分の大半が金融資産水準、所得水準および世帯主の勤務先規模によって説明されること、が明らかになった。この結果は、家計の危険資産保有決定において、金融知識を背景とした参加コストが存在することを示唆するものと結論付けられる。

1 はじめに

家計レベルのマイクロデータの整備に伴い、先進諸国において、危険資産を保有する家計は全体の一部に留まること（限定市場参加）が明らかになっている。この問題は、特に消費のCAPMが実証的な支持を得られないことに対する一つの理由付けとして注目されてきた（Mankiw and Zeldes（1991）、Attanasio, Banks and Tanner（2002））。しかし、限定市場参加それ自体も、高い株式リスクプレミアムを所与とすれば、標準的な家計の動学的最適化行動のもとでは説明が難しく、実証的解明を要する現象であると言える（Haliassos and Bertaut（1995））。

限定市場参加が生じる原因としては、危険資産保有に付随する参加コストの存在が広く指摘されている。例えば、家計は、株式を保有する限り、投資情報を適切に収集して処理したり、株式投資に関する原則や税制を理解したりする必要がある。参加コストは、固定費用として働くため、家計の危険資産を保有する便益がそれを下回る場合、危険資産を保有しないことが最適となる。

* 本稿の作成にあたり、塩路悦朗先生（一橋大学）をはじめ、村本孜先生（成城大学）、筒井義郎先生（大阪大学）、及び2009年度日本金融学会秋季大会、一橋大学マクロランチワークショップの参加者各位より有益なコメントを頂いた。また祝迫得夫先生（一橋大学経済研究所、財務省総合政策研究所）には、貴重なデータの利用を快諾頂いた。諸先生方に記して感謝申し上げたい。北村は2002年度財団法人日本証券奨学財団より研究課題「証券市場への個人投資家の参入コストの計測」に対して助成を受けている。本研究はその成果である。同財団に対して感謝したい。内野は一橋大学GCOEプログラム「社会科学の高度統計実証分析拠点構築」より経済的支援を受けている。記して感謝申し上げる。もちろん本稿にあり得べき全ての誤りは、我々に属するものである。

こうした参加コストの存否、あるいは、参加コストの水準に関する定量的な推定については、欧米諸国の家計データを用いた実証研究が数多く蓄積されている（Mulligan and Sala-i-Martin (2000), Vissing-Jorgensen (2002), Attanasio and Paiella (2006), Paiella (2007)）。しかしながら、我々が知る限り、日本の家計に関する実証分析の蓄積は、マイクロデータの不足もあり、未だ十分でない。本稿の目的は、日本の家計における限定市場参加が、金融知識を背景とした参加コストの存在と整合的かどうかを明らかにすることである。

参加コストの計測には、直接費用を計測する方法と、参加している投資家と不参加の投資家の経済属性による差を明らかにすることにより、間接的に参加コストの存在を明らかにする方法があり、本稿では後者のアプローチを採用している。具体的には、参加コストの存在を検証するために、国内外で指摘されている学歴効果（学歴の高い世帯主を持つ家計ほど株式保有確率が高い現象）に注目する（Mankiw and Zeldes (1991), 海道 (2007)）。

これまで、学歴効果は、家計の情報処理能力の差を表しているものとみなされてきた。しかしながら、Ameriks and Zeldes (2004), Iwaisako (2009), Guiso, Haliassos and Jappelli (2001) など、先進諸国を対象とした近年の実証分析によって、ライフサイクルを通して家計の株式参加確率に変化することが明らかになっている。彼らの実証結果と整合的な家計行動を叙述することに成功した理論モデルでは、ライフサイクルを通じた金融資産蓄積水準の変化が資産選択決定行動に与える影響の重要性を指摘している（Cocco (2004)）。従って、記述統計上確認できる家計の危険資産保有割合の学歴差は、実際には金融知識以外の要因である金融資産や所得の年齢プロファイルの異質性によっても説明される可能性があり、学歴差が真に金融知識の差によって生じているのかを明らかにするためには、注意深い識別が必要である。

本稿は、以上の点を明らかにするため、1997年から2005年までの逐次クロスセクションデータ（日経 RADAR）を利用し、大卒家計と非大卒家計間での所得、金融資産の年齢プロファイル及びデモグラフィック要因の差を制御した上で、危険資産保有確率格差のどの程度が参加コストの差として説明可能かを検証する。具体的には、2つのグループ間での格差を、グループごとの平均的な属性の差によって説明できる部分と、それ以外の部分に要因分解する Blinder-Oaxaca 法を適用した分析を行う。これにより、大卒家計と非大卒家計間での危険資産保有確率格差における、参加コストの差の貢献部分を抽出する。しかし、危険資産保有決定は離散選択であり、線形モデルの分解である Blinder-Oaxaca の一連の方法では問題が生じることが知られていることから、我々は Fairlie (1999, 2005) による非線形モデルへの応用方法を適用する。

本稿の実証結果を予め述べておくと、学歴間の危険資産保有確率の格差のうち世帯属性の差によって説明できる部分は3割から5割に留まること、また説明される部分の殆どが金融資産、所得水準そして世帯主の勤務先規模の平均的な差によって説明できることがわかった。本稿の構成は、以下の通りである。まず、2節において、先行研究を展望し、3節においてデータならびに推定方法を解説する。4節において、推定結果を報告し、5節において結論を導く。

2 先行研究

危険資産を保有する家計が全体の一部に留まるのはなぜだろうか。Haliassos and Bertaut (1995) は、限定市場参加が生じる原因として、参加コストの重要性を指摘している。彼らは、危険資産保有に固定コストが生じるという仮定のもとで、家計の動学的最適化問題に基づいたシミュレーションを行い、比較的妥当な相対的危険回避度と実際の株式収益率のもとで、限定市場参加が生じることを示している。その上で、こうした固定コストは、金融知識を反映したものであると議

論している。¹⁾

次に、Vissing-Jorgensen (2002) は、危険資産保有に関する費用について、より包括的な議論を行っている。Vissing-Jorgensen は、具体的な参加コストとして、(1)株式を保有する限り毎期生じる固定コスト、(2)初めて株式を保有する際に生じる固定取引コスト、そして(3)株式を売買する際に生じる変動取引コストを指摘しており、固定的なコストが限定参加を説明する上で重要であると論じている。その上で、PSID (The Panel Study of Income Dynamics) を用いて、危険資産保有決定に関する動学的プロビットモデルを推定し、家計の危険資産保有確率が前期の保有状態に強く依存することを示している。これは、固定取引コストの存在を示唆するものと認識されている (Ameriks and Zeldes (2004), Alan (2006))。

参加コストの存否に関する他の実証アプローチとして、Christelis, Jappelli and Padula (2005) は、欧州各国の家計について行われた同一のサーベイ調査 (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) をもとに、危険資産保有に関するクロスカントリー比較を行っている。彼らは、危険資産保有を説明変数とする線形確率モデルの推定結果に基づいて、家計が属する国をグループとして Blinder-Oaxaca 分解を行い、保有確率の高い国 (スウェーデン) と低い国 (イタリア、スペインなど) の間の格差が、家計の属性の平均な差によってではなく、係数 (反応) の差によって説明されることを示し、参加コストの存在を指摘している。²⁾

直接的に参加コストの水準を推定した実証分析としては、Luttmer (1999) がある。Luttmer は、セミマクロデータを用いて、株式保有者と非株式保有者について成立するそれぞれのオイラー方程式を利用した GMM 推定を行うことで、米国の消費の系列と株式収益率のもとで整合的になる参入コストの下限を計測し、それが月次消費の約 3% となることを報告している。Paiella (2007) および Attanasio and Paiella (2006) は、Luttmer (1999) のアプローチをマイクロデータに応用して、米国の家計について参加コストの下限を計測し、前者は年次の非耐久財消費の 0.7~3.3%、後者は年次の非耐久財消費の 0.4% であると報告している。

本稿が注目する学歴効果、すなわち、大卒家計ほど危険資産保有確率が高い現象については、Mankiw and Zeldes (1991) や Attanasio, Banks and Tanner (2002) など、限定市場参加を考慮した消費 CAPM に関する実証研究を中心に、多くの文献において指摘されている。学歴情報は、家計の情報処理能力の代理変数と考えられており、実際、記述統計からもその傾向が確認できる。表 1 は、2001年の日経 RADAR の調査項目の一つである、(金融知識の一つと考えられる)「ペイオフ制度」に関する認知と学歴の関係を見たものである。これによると、大卒家計においては、74.4%がペイオフ制度を認知している一方、非大卒家計においては、その認知度が55.66%に留まっており、前者において平均的な認知度が高いことがわかる。³⁾ こうした背景から、学歴効果は、

- 1) Haliassos and Bertaut (1995) は、個人投資家の株式保有を促進するためには、継続した投資情報の提供が必要であるという政策的含意を主張している。
- 2) 後に検討するように、一定の仮定のもとでは、グループ間での反応係数の差が参加コストの差をとらえることとなる。また、Vissing-Jorgensen (2002) による動学的プロビットモデルによる実証結果は、初回のコスト (entry cost) の存在を指摘している一方、Christelis, Jappelli and Padula (2005) は、危険資産を保有する限り生じるコスト (holding cost) に焦点を当てている。本稿の分析においては、利用可能なデータがクロスセクションデータであり、動学的な家計行動については分析ができないため、後者のコストに特に注目する。
- 3) 梁 (2008) は、金融広報中央委員会のデータを利用して、預金保険制度等に関する認知度を金融知識の代理変数として危険資産保有に与える影響を分析している。塩路・藤木 (2005) においても同様に、金融知識の普及がリスクのある資産や流動性の低い資産に対する需要を高める役割があることを指摘している。しかし、日経 RADAR では、金融制度に関する認知に関する質問項目は、調査年によって大きく異なるため、逐次クロスセクションデータとして処理する場合には利用ができず、従って本稿では学歴を金融知識の代理変数として用いることとした。

表1 金融知識と学歴の関係

| ペイオフ解禁の認知度 | 大卒家計 | 非大卒家計 |
|----------------------|--------|--------|
| 具体的な時期や内容まで知っていた | 28.00% | 15.38% |
| いずれペイオフ解禁になることは知っていた | 46.40% | 40.27% |
| 知らなかった | 25.60% | 44.34% |

(注) 大卒家計のサンプルサイズは125, 同様に非大卒家計のサンプルサイズは221である。

危険資産保有に関する参加コストの存在と整合的であると考えられてきた。

しかし、先進諸国を対象とした一連の実証分析によって、家計の株式参加確率が年齢効果をみせることが明らかになっており、Cocco (2004) など、この実証結果に基づく理論モデルでは、ライフサイクルを通じた金融資産蓄積水準の変化が資産選択決定行動に与える影響の重要性を指摘している。従って、記述統計上確認できる家計の危険資産保有割合の学歴差は、実際には金融知識以外の要因である金融資産や所得の年齢プロファイルの異質性によっても説明される可能性もあり、危険資産保有確率の学歴差が、真に金融知識の差によって生じているのかを明らかにするためには、注意深い計測が必要であると言える。

3 実証方法

3.1 推定モデル

本稿は、危険資産保有決定行動に学歴が与える効果が、真に金融知識を代理しているかを検討するために、家計のマイクロデータを利用して、ロジットモデルに基づいた分析を行う。以下でその点を概観する。

まず、大卒・大学院卒家計（以後、大卒家計と呼ぶ）をグループ C、それ以外の家計（以後、非大卒家計と呼ぶ）をグループ H とし、家計の間接効用関数（価値関数）が家計の経済属性（外生変数 X）について、以下のように線形の関数で表せると仮定する。

$$\begin{aligned} V_{i,c}^{SD} &= X_i \beta_c^{SD} + \varepsilon_{i,c}^{SD}, \quad c \in \{C, H\} \\ V_{i,c}^D &= X_i \beta_c^D + \varepsilon_{i,c}^D, \quad c \in \{C, H\} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $V_{i,c}^D$ は危険資産を保有しない（安全資産のみ保有する）場合の間接効用関数であり、 $V_{i,c}^{SD}$ は安全資産に加えて危険資産を保有する場合の間接効用関数である。⁴⁾ 両者の差を潜在変数 (y^*) として定義すると、家計の意思決定問題は次式で与えられる。

$$\begin{aligned} y_{i,c}^* &\equiv V_{i,c}^{SD} - V_{i,c}^D = X_i \tilde{\beta}_c + \tilde{\varepsilon}_{i,c} \\ \text{participation} &= \begin{cases} 1 & \text{if } y_{i,c}^* \geq 0 \\ 0 & \text{if } y_{i,c}^* < 0 \end{cases} \quad c \in \{C, H\} \\ \text{where } \tilde{\beta}_c &\equiv \beta_c^{SD} - \beta_c^D, \quad \tilde{\varepsilon}_c \equiv \varepsilon_c^{SD} - \varepsilon_c^D. \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $\tilde{\varepsilon}_c$ はロジスティック分布に従う確率変数であると仮定する。安全資産の保有に参加コストが生じないとすれば、潜在変数について、次のような解釈が可能である。

$$V_{i,c}^{SD} - V_{i,c}^D = \Delta \text{benefit}_{i,c} - \text{cost}_{i,c} \quad (3)$$

つまり、安全資産に加えて危険資産を保有することで得られる便益の増分 ($\Delta \text{benefit}$) が、保有することで生じる参加コスト (cost) を上回る場合、家計は危険資産を保有することになる。ここで、

4) 本稿が利用する日経 RADAR においては、ほぼ全ての家計が預金資産を有している。従って、家計行動が二項選択モデルとして記述できると仮定することは妥当である。より詳細な金融商品区分のもとで資産選択行動を推定するには、多項選択ロジットモデルが利用されている (Amemiya, Saito and Shimono (1993), Perraudin and Soerensen (2000), 塩路・藤木 (2005))。

攪乱項の存在を無視すると、家計の属性 (X) を所与とした場合、便益の増分がいずれのグループ (C, H) においても等しい場合には、係数 ($\beta_c, c \in \{C, H\}$) の差が両グループ間での固定コストの差を捕捉することになる。

これまでの実証研究では、学歴効果の存在は、危険資産保有状態を被説明変数とした際に、学歴が高い家計ほど、定数項が有意に大きいことをもって確認がなされてきた。しかし、家計グループ間での格差に特に注目する場合、そのような取り扱いは不十分である。いま、大卒・非大卒家計をプールしたデータを用いて、危険資産保有ダミーを家計属性と大卒ダミーに回帰することを考よう。この時、学歴ダミーの係数は、他の条件を一定とした時の両グループ間の平均的な参加確率の差しか明らかにすることができない。危険資産の保有に固定コストが存在し、その程度が大卒家計で小さいのであれば、例えば限界的な金融資産の増加に伴う参加確率の増分は、大卒家計においてより大きくなると予想されるため、定数項以外の係数がグループ間で同一とすることは、推定上厳しい仮定を課していることになる。

以上のような理由から、グループ間で全ての係数推定値が異なることを許容して推定を行うことで、大卒ダミーによって処理する場合と比べて、より精確にグループ間格差を分析できることがわかる。⁵⁾ 本稿はグループ間での格差から、「説明変数の平均的な差では説明できない格差」を抽出する Blinder-Oaxaca 分解の方法を用いることで、従来のように大卒ダミーで処理する場合よりも、参加コストの存在を詳細に検討することができると考えた。次項において、この手法を詳しく説明する。

3.2 Blinder-Oaxaca 分解の非線形モデルへの応用

本稿は、Fairlie (1999, 2005) に従い、ロジットによって推定された危険資産保有確率の Blinder-Oaxaca 分解を行う。本節において、この手法を説明する。⁶⁾

まず被説明変数 (Y) と説明変数 (X) の関係が特定されたとし、推定するパラメータを β とすると、Blinder-Oaxaca 分解は、グループ間 (A, B) の平均的な被説明変数の格差を、グループ間の属性の平均的な差による貢献分 (本稿では以後、属性要因と呼ぶ) と、説明変数に対する反応の差による貢献分 (本稿では以後、非属性要因と呼ぶ) へと分解する。具体的には、次の通りである。

$$\bar{Y}^A - \bar{Y}^B = [(\bar{X}^A - \bar{X}^B) \hat{\beta}^A] + [\bar{X}^B (\hat{\beta}^A - \hat{\beta}^B)] \quad (4)$$

ここで、右辺第1項が属性要因であり、第2項が非属性要因、つまり、「説明変数の平均的な差では説明できない格差」を抽出している。本稿が用いる Fairlie (1999, 2005) の方法は、ロジットによる推定確率 ($\widehat{Prob}(Y_i=1|X_i) = \Phi(X_i\hat{\beta})$) の和がサンプル平均値 (\bar{Y}) と等しくなる性質を利用して、非線形関数を属性要因と非属性要因へと分解することを可能としている。つまり、

$$\bar{Y}^A - \bar{Y}^B = \left[\frac{1}{N_A} \sum_{i=1}^{N_A} \Phi(X_i^A \hat{\beta}^A) - \frac{1}{N_B} \sum_{i=1}^{N_B} \Phi(X_i^B \hat{\beta}^A) \right] + \left[\frac{1}{N_B} \sum_{i=1}^{N_B} \Phi(X_i^B \hat{\beta}^A) - \frac{1}{N_B} \sum_{i=1}^{N_B} \Phi(X_i^B \hat{\beta}^B) \right]. \quad (5)$$

更に、グループ間の観測数が異なるという問題を解決した上で、説明変数ごとの寄与度を求める方法を提案している。より具体的には、以下の通りである。

(第1段階)

観測数が少ないグループを B として ($N_A > N_B$)、両グループをプールしたサンプルにより Logit

5) 後で見ると、Blinder-Oaxaca 分解では、推定によって得られる当てはめ値の平均が被説明変数の平均と等しいことを利用して (推定残差の和がゼロであることを利用して) 分解を行う。定数項のみグループ間での異質性を許容して推定する場合には、このような分解がそもそも不可能となる。

6) Fairlie (1999) は、この方法によって、米国における白人家計と黒人家計間の開業確率の格差を要因分解している。

モデルを推定し、推定確率および推定係数 ($\hat{\beta}^*$) を得る。⁷⁾ この時、説明変数は X に加えてグループ B に関するダミー変数を利用する。

(第2段階)

A グループから無作為に N_B 個のサンプルを抽出し、抽出した A ならびに B のそれぞれのサンプルについて推定確率を用いて整列させ、推定確率をもとに A と B の両グループのサンプルをマッチングする。⁸⁾

(第3段階)

マッチングしたペアを用いて、説明変数 X のうち、関心のある特定の変数 ($X_{1,i}$) について寄与度 ($C_{1,g} = 1/N_B \sum_{i=1}^{N_B} (\Phi(X_{1,i}^{A(g)} \beta_1^* + X_{2,i}^A \beta_2^*) - \Phi(X_{1,i}^B \beta_1^* + X_{2,i}^A \beta_2^*))$) をそれぞれ計算する。この作業を十分大きな回数 ($g=1, 2, \dots, G$) 行い、 $C_{1,g}$ の平均値 ($(G-1)^{-1} \sum_{g=1}^G C_{1,g}$) を計算し、寄与度を求める。

この寄与度分解においては、ロジット推定による推定値 ($\hat{\beta}^*$) の漸近分散共分散行列 (Avar ($\hat{\beta}^*$)) をもとに、デルタ法を用いることで寄与度 (D) に関して、統計的推論が可能である。⁹⁾ 具体的に、寄与度は推定値 $\hat{\beta}^*$ の関数として書ける。つまり、

$$D_1(\hat{\beta}^*) = \frac{1}{N_B(G-1)} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{N_B} \left[\Phi(X_{1,i}^{A(g)} \hat{\beta}_1^* + X_{2,i}^A \hat{\beta}_2^*) - \Phi(X_{1,i}^B \hat{\beta}_1^* + X_{2,i}^A \hat{\beta}_2^*) \right] \quad (6)$$

従って、寄与度を D とし、またパラメータを β とすれば、デルタ法を適用して、 $D_1(\hat{\beta}^*)$ の分散は以下のように求められる。

$$\text{Var}(D_1(\hat{\beta}^*)) = \frac{\partial D_1(\beta^*)}{\partial \beta'} \text{Var}(\hat{\beta}^*) \frac{\partial D_1(\beta^*)}{\partial \beta} \quad (7)$$

これより、 D について β の漸近的分散共分散行列を用いて統計的推論を行うことが可能となる。

3.3 データ

本稿では、家計の資産選択行動について豊富な情報を持つ、日本経済新聞社による日経RADARを利用して推定を行う。このデータは、東京駅半径40km以内に居住する25歳から74歳までの男女4500人を調査対象としており、対象家計は調査時点を通じて一定でない。本稿が利用するデータは、1997年から2005年までの9年間の調査であり、欠損値および、継続して調査ができないコーホートを除去した上で19243個のサンプルが利用できる。

また、本稿は逐次クロスセクションデータの利点を活用し、コーホート（生まれ年）効果と時間（調査年）効果ならびに年齢効果を制御する。この時、これらの3つの効果を制御する理由は、次の通りである。第一に、Ameriks and Zeldes (2004) が指摘するように、個人が若年期に経験した株式収益率が、その個人のリスクに対する許容度の決定に大きな役割を果たしていると考えられることである。また、本稿の実証分析と特に関連付けると、新しい世代になるほど大学進学率が高まるといったように、大卒家計と非大卒家計での情報処理能力の差が世代を通じて変化する影響を制御する目的がある。第二に、マイクロデータを利用した実証分析によって、家計の危険資産保有決定は世帯主年齢を通じて変化的ことが指摘されており、特に日米の家計において40代から50代以降

7) この時、プールドデータによる係数推定値を基準に用いる理由は、Neumark (1988), Oaxaca and Ransom (1994) の方法に従っている。

8) ここでは、推定確率が各グループの同順位のサンプルを1対1でマッチさせている (one-to-one matching)。

9) デルタ法とは、確率変数をその平均周辺で展開し漸近分散を求める手法である。ここで $D_1(\hat{\beta}^*)$ は、平均値の定理より、 $\beta^+ = \theta\beta + (1-\theta)\hat{\beta}^*$ となる β^+ (但し、 $\theta \in (0, 1)$) を用いて、 $D_1(\hat{\beta}^*) = D_1(\beta) + \frac{\partial D_1(\beta^+)}{\partial \beta'} (\hat{\beta}^* - \beta)$ と分解できる。これにより、(7)式のように分散を近似可能となる。

で参加率が急速に高まることが確認されていることがある (Ameriks and Zeldes (2004), Iwaisako (2009)). 理論的には、危険資産保有に伴う参加コストに加えて、住宅購入時における頭金支払いが存在する場合、このような年齢を通じた変化が生じることが指摘されている (Cocco (2004)). また、年齢効果を初めて指摘した King and Leape (1987) では、加齢により金融知識の蓄積が進み (学習効果)、参加コストが低下すると論じている。第三に、例えば、期待株式収益率が高まると、危険資産を保有する便益が費用を上回る家計が生じ、参加率も高まることが予想される。従って全ての家計に共通なマクロ要因を除去するために、時間効果を制御する必要がある。

しかしながら、コーホート (生まれ年) と時間 (調査年) が決まると、年齢が特定されることから、通常、この3つの効果を独立に計測することはできない (McKenzie (2006)). 従って本稿では、Deaton (1997) に従い、時間効果の和がゼロであり、かつタイムトレンドと直交するという標準的な制約を課して推定を行う。これはトレンドが年齢効果とコーホート効果によって生じ、時間効果はトレンドまわりの循環的な影響しかもたらさないと仮定することを意味する。¹⁰⁾

具体的に、タイムトレンドを $s = \{0, 1, 2, \dots, T\}$ として、時間効果を $(\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_T)$ 、年ダミーを $(d_0, d_1, d_2, \dots, d_T)$ と表すものとする、推定に際して課す制約は以下の通りである。

$$\sum_{s=0}^T s \times \gamma_s = 0, \quad \sum_{s=0}^T \gamma_s = 0 \quad (8)$$

この制約のもとでの推定は、年ダミーを次のように変更することで可能である。

$$d_t^* = d_t - (t-1)d_1 + (t-2)d_0 \quad (9)$$

さらに本稿では、変数の数を減らすため、年齢効果についてはダミーではなく、4次の多項式で近似して推定を行っている。¹¹⁾

年齢・コーホート等を計算するための世帯主属性特定については、次のような手順をとった。日経RADARでは回答者が必ずしも世帯主とは限らないため、回答者が男性である場合は、回答者の属性を世帯主の情報とした。次に、回答者が女性であり、配偶者が存在すると回答した場合は配偶者の属性を、配偶者が存在しないと回答した場合、回答者の属性を世帯主情報として利用している。その上で、1997年調査から2005年調査まで継続して調査可能なコーホートとして1930年生まれから1973年生まれまでの44のコーホートに注目した。

3.4 変数

本稿では、まず、危険資産の定義として、株式ならびに投資信託(MMF・中期国債ファンドは除く)を利用した。この定義はIwaisako (2009)等、日本家計の資産選択に関する実証研究の定義を踏襲している。次に、大卒家計と非大卒家計の危険資産保有行動の差を説明する属性としては、資産選択において重要と考えられ、かつ同時性の問題が深刻でないと考えられる変数を採用した。まず、先にも述べたように、年齢 (AGE)、コーホート (COHORT)、時間 (YEAR) の各効果を制御し、その上で世帯主の就業状況を示すダミー変数 (EMPLOYED)、男性の独身家計をリファレンスとして、配偶者ダミー (SPOUSE)、扶養する子供の数 (CHILDREN)、扶養する親の数 (PARENTS)、そして世帯主が女性である場合に1をとる女性世帯主ダミー (FEMALE)を加えた。また居住地が与える影響を制御するため、東京都区部をリファレンスとして、多摩地域、埼玉、千葉、神奈川、茨城の各地域・県ごとにダミー変数を作成した。¹²⁾

10) この仮定は、Deaton and Paxson (1994) や Jappelli (1999) など多くの文献において標準的に用いられている。詳細については、Deaton (1997) を参照のこと。

11) 年齢ダミーを用いる場合、52個のダミー変数が必要となる。年齢効果は加齢とともに徐々に変化が生じると考えられるため、多項式による近似は妥当と考えられる。

表2 主要変数の定義

| 変数 | 定義 |
|---------------|-----------------------------------|
| PARTICIPATION | 危険資産（株式・投資信託）を保有する場合1をとるダミー変数 |
| AGE | 世帯主年齢 |
| EMPLOYED | 世帯主が就業している場合1をとるダミー変数 |
| SIZE1 | 世帯主の勤務先が10人未満の場合1をとるダミー変数 |
| SIZE2 | 世帯主の勤務先が10人～50人未満の場合1をとるダミー変数 |
| SIZE3 | 世帯主の勤務先が50人～200人未満の場合1をとるダミー変数 |
| SIZE4 | 世帯主の勤務先が200人～1000人未満の場合1をとるダミー変数 |
| SIZE5 | 世帯主の勤務先が1000人～5000人未満の場合1をとるダミー変数 |
| SIZE6 | 世帯主の勤務先が5000人以上の場合1をとるダミー変数 |
| FEMALE | 世帯主が女性である場合1をとるダミー変数 |
| SPOUSE | 配偶者がいる場合1をとるダミー変数 |
| CHILDREN | 扶養する子供の数 |
| PARENTS | 扶養する親の数 |
| INCOME | 家計の臨時収入を除く税込年収（10万円） |
| WEALTH | 家計の金融資産残高（10万円） |
| COLLEGE | 世帯主が大学・大学院卒である場合1をとるダミー変数 |

更に、家計の所得ならびに資産蓄積水準をコントロールするため、家計の（臨時収入を除く）税込所得（INCOME）、ならびに金融資産合計（WEALTH）を用いた。また、大卒家計と非大卒家計の行動の差において、勤め先規模の異質性も強い影響を持つ可能性がある。例えば前者が株式公開企業に多く勤めるものとすれば、自社株保有により前者の保有割合が高まることが予想される。加えて、勤め先規模は、家計の所得リスクも考慮することとなる。具体的に、大企業においては、終身雇用や年功賃金が履行される蓋然性が高いと考えられるため、こうした先見の情報に基づけば、大企業へ勤める家計の勤労所得リスクは小さくなると予想される。¹³⁾ 本稿では、これらの効果をとらえるために、勤労者家計と退職者家計に限定したサブサンプルを利用した分析も行う。¹⁴⁾ その際、勤め先企業の従業員規模に基づいた変数（SIZE1からSIZE6）を作成し、SIZE1をリファレンスとして、就業ダミーとの交差項を導入した。勤め先情報は、2005年調査においてのみ得られないため、1997年から2004年までの調査を利用している。厳密な変数の定義は、表2の通りである。

3.5 記述統計

世帯主の学歴情報をもとに主要な変数の記述統計を求めたものが表3である。これによると、大卒家計の危険資産保有割合は、それ以外の家計に比して極めて高いことがわかる。この現象それ自体は、本稿と同一のデータセットを利用している海道（2007）の実証結果と整合的である。さらに明らかなこととして、大卒家計の平均所得（約842万円）は、それ以外の家計（約592万円）と比較して相当程度高い。金融資産についても、前者が約1236万円に対し後者が約826万円となっている。日経RADARの調査対象は、東京駅から半径40km圏内の首都圏に限定されているため、全国平均との乖離が生じている可能性があることに注意が必要である。

- 12) 関田（2007）は、居住地が資産選択行動に与える影響を指摘している。例えば、都市部に金融機関の営業拠点多くあるとすれば、都市部において取引コストが低下することが予想される。しかしながら、本稿が利用する日経RADARでは、調査対象が首都圏に限定されるため、地域性による相違が観察されにくいと考えられる。
- 13) Iwaisako（2009）は、所得リスクの高いと考えられる、農林漁業に属する家計において、株式保有確率が低下することを指摘している。
- 14) 自営業者と農林漁業従事者に関しては、報告される所得の額が実態から乖離している恐れがあるため、本稿では除去することが適当と考えた。

表3 主要変数の記述統計（全サンプル）

| 変数 | 大卒家計 | | 非大卒家計 | |
|---------------|-----------|----------|-----------|---------|
| | N of Obs. | Mean | N of Obs. | Mean |
| PARTICIPATION | 8740 | 0.3500 | 10503 | 0.1808 |
| AGE | 8740 | 46.4735 | 10503 | 48.5845 |
| EMPLOYED | 8740 | 0.9064 | 10503 | 0.8602 |
| FEMALE | 8740 | 0.0429 | 10503 | 0.1242 |
| SPOUSE | 8740 | 0.8578 | 10503 | 0.7832 |
| CHILDREN | 8740 | 1.0406 | 10503 | 0.7906 |
| PARENTS | 8740 | 0.0995 | 10503 | 0.1125 |
| INCOME | 8740 | 84.1736 | 10503 | 59.2128 |
| WEALTH | 8740 | 123.6048 | 10503 | 82.5712 |

表4 主要変数の記述統計（勤労者家計と退職家計に限定したサブサンプル）

| 変数 | 大卒家計 | | 非大卒家計 | |
|----------------|-----------|----------|-----------|---------|
| | N of Obs. | Mean | N of Obs. | Mean |
| PARTICIPATION | 6717 | 0.3598 | 6907 | 0.1931 |
| AGE | 6717 | 45.9802 | 6907 | 47.9841 |
| EMPLOYED | 6717 | 0.8782 | 6907 | 0.7875 |
| EMPLOYED*SIZE2 | 6717 | 0.0980 | 6907 | 0.1570 |
| EMPLOYED*SIZE3 | 6717 | 0.1276 | 6907 | 0.1477 |
| EMPLOYED*SIZE4 | 6717 | 0.2040 | 6907 | 0.1472 |
| EMPLOYED*SIZE5 | 6717 | 0.1921 | 6907 | 0.1105 |
| EMPLOYED*SIZE6 | 6717 | 0.2165 | 6907 | 0.1329 |
| FEMALE | 6717 | 0.0399 | 6907 | 0.1236 |
| SPOUSE | 6717 | 0.8586 | 6907 | 0.7811 |
| CHILDREN | 6717 | 1.0410 | 6907 | 0.7780 |
| PARENTS | 6717 | 0.0966 | 6907 | 0.1015 |
| INCOME | 6717 | 83.9770 | 6907 | 59.5141 |
| WEALTH | 6717 | 122.6239 | 6907 | 83.8507 |

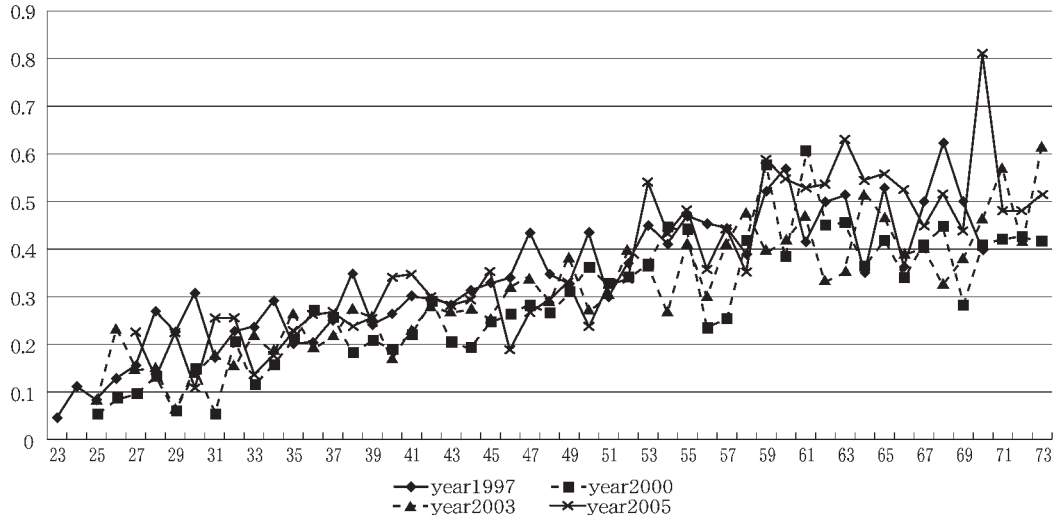
(注) 対象となるサンプルを勤労者家計と退職家計に限定している。SIZE1-SIZE6は1997年から2004年調査までのみ利用可能。

就業状態について注目すると、両者とも約9割の家計が就業していることがわかる。表4は、勤め先規模を制御する場合に用いるサブサンプルの記述統計である。勤め先規模については、大卒家計の勤務先は比較的大規模企業に偏る一方で、非大卒家計の勤め先は、全ての規模について概ね一様に分布していることがわかる。

次に、年齢別・コーホート別に危険資産保有比率を計算したものが図1、図2である。¹⁵⁾これより、家計の危険資産保有割合は、先行研究が指摘する通り、年齢を通じて上昇し、60歳代以降について一定もしくは若干の低下がみられることがわかる。また、コーホート・ビューによって、家計の資産選択行動が、強い時間効果を受けていることもわかる。例えば、1998年の金融危機の際には、保有家計の割合が大きく低下しているものの、1999年には大きく上昇し、元の水準を回復している。

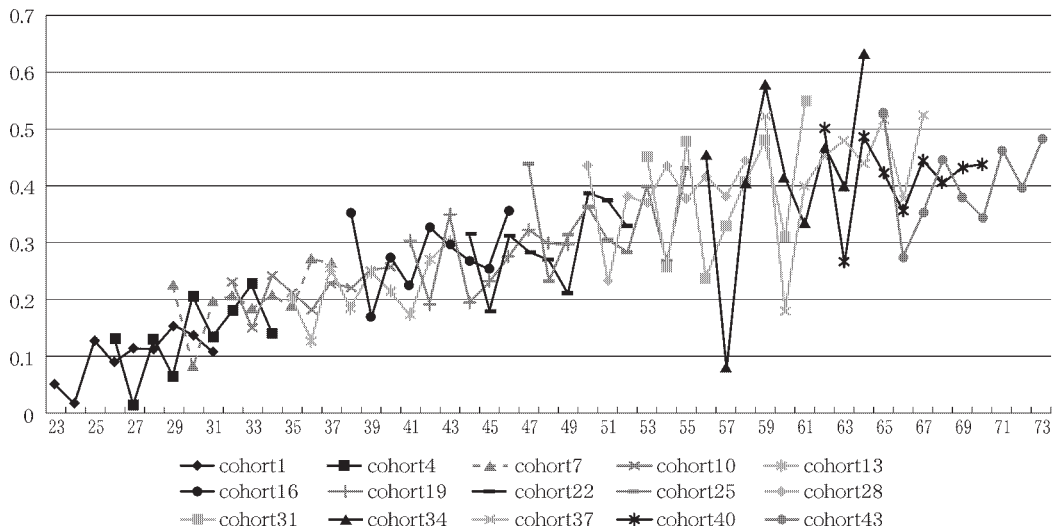
15) 図1、図2においては、コーホート別に危険資産保有割合の算術平均を計算している。図1からは、特に年齢が高まるにつれて危険資産保有確率のばらつきが存在することが確認できる。この点について、本誌レフェリーより、世帯主の加齢に伴う家計世帯規模の多様性の高まりが影響している可能性について指摘を受けた。以後の推定作業においては、世帯に関する情報（家族構成）を制御することで、こうした要因を取り除いていく必要がある。

図1 危険資産保有確率の年齢曲線（1997年，2000年，2003年，2005年）



(注) 1歳おきの年齢について，1997年から2005年までの各調査年における危険資産保有割合を算術平均により計算している。

図2 危険資産保有確率のコーホート・ビュー



(注) 1930年生まれから1973年生まれまで3年おきのコーホートについて，1997年から2005年までの各調査年における危険資産保有割合を算術平均により計算している。

さらに近年では，高齢者を中心に危険資産の保有比率が高まっていることも確認することができる。また，大卒家計と非大卒家計に分離して，5歳おきに保有確率を計算したものが表5である。これに基づけば，大卒家計と非大卒家計の格差は明確であり，全ての年齢階層において，参加率の格差は2倍程度に達していることがわかる。

表5 危険資産保有割合の年齢を通じた変化

| | 全サンプル | サブサンプル | |
|------------|----------------|----------------|----------------|
| | | 大卒家計 | 非大卒家計 |
| 30歳未満 | 8.14% 1868 | 13.04% 744 | 4.89% 1124 |
| 30歳以上35歳未満 | 15.60% 2670 | 23.69% 1203 | 8.93% 1467 |
| 35歳以上40歳未満 | 19.24% 2764 | 26.80% 1437 | 11.08% 1327 |
| 40歳以上45歳未満 | 23.68% 2656 | 30.81% 1480 | 14.71% 1176 |
| 45歳以上50歳未満 | 25.29% 2890 | 34.43% 1455 | 16.03% 1435 |
| 50歳以上55歳未満 | 30.95% 2890 | 41.32% 1251 | 22.56% 1547 |
| 55歳以上60歳未満 | 33.45% 2439 | 49.32% 894 | 24.30% 1545 |
| 60歳以上65歳未満 | 37.81% 2237 | 53.46% 780 | 29.44% 1457 |
| 65歳以上70歳未満 | 36.66% 1555 | 55.08% 532 | 27.08% 1023 |
| 70歳以上 | 41.67% 480 | 60.56% 180 | 30.33% 300 |

(注) 上段は、危険資産(株式・投資信託)を保有する家計の割合を、下段は、サンプルサイズを表している。また、危険資産保有状態に関する質問項目と世帯主の年齢が特定できるサンプルを用いて計算しているため、サンプルサイズは推定に用いるサンプルのものとは一致していない。

4 推定結果

4.1 年齢を通じた危険資産保有確率の変化

本稿の目的は、大卒家計と非大卒家計間の危険資産保有割合の格差のうち、参加コストの貢献を抽出することである。ここで、家計グループ間での金融資産と所得の年齢プロファイルの異質性の重要性を検討するために、ロジット推定をもとに、次のような分析を行った。

まず、説明変数のうち、金融資産(WEALTH)と所得(INCOME)が年齢、コーホート、時間およびデモグラフィック変数(Z)によって説明できると仮定し、大卒家計の金融資産と所得の年齢曲線を推定した。¹⁶⁾この時、金融資産と所得の決定式は、以下のように与えられると仮定することになる。

$$WEALTH_{i,c} = f^c(AGE, COHORT, TIME, Z_{i,c}) + error, c \in \{C, H\}.$$

$$INCOME_{i,c} = g^c(AGE, COHORT, TIME, Z_{i,c}) + error, c \in \{C, H\}.$$

ここで、C：大卒家計，H：非大卒家計 (10)

本稿では、いずれとも年齢の4次までの多項式、1930年生まれから1974年生まれまでの44のコーホートダミー、1999年から2004年までの年ダミー、そしてデモグラフィック変数として、SPOUSE, CHILDREN, PARENTS, FEMALE, EMPLOYED, および、EMPLOYEDとSIZE2-SIZE6の交差項による線形モデルで表せると仮定した。その上で、得られた大卒家計の金

16) デモグラフィック変数とコーホート変数は、大卒家計平均値で評価し、一定としている。

表6 Logit モデルの推定結果

| | 全体 | | 大卒家計 | | 非大卒家計 | |
|------------------|------------|---------|-----------|---------|------------|---------|
| | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err |
| AGE | 1.5191** | 0.6844 | 1.6568* | 0.9062 | 1.9569* | 1.0934 |
| AGE ² | -0.0448** | 0.0221 | -0.0496* | 0.0294 | -0.0600* | 0.0350 |
| AGE ³ | 0.0006** | 0.0003 | 0.0007* | 0.0004 | 0.0008* | 0.0005 |
| AGE ⁴ | 0.0000* | 0.0000 | 0.0000* | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| EMPLOYED | -0.4995*** | 0.1235 | -0.4333** | 0.1884 | -0.6152*** | 0.1690 |
| EMPLOYED*SIZE2 | -0.0494 | 0.1234 | -0.1978 | 0.1849 | 0.0807 | 0.1697 |
| EMPLOYED*SIZE3 | 0.1208 | 0.1198 | -0.0109 | 0.1774 | 0.2609 | 0.1676 |
| EMPLOYED*SIZE4 | 0.4551*** | 0.1141 | 0.3431** | 0.1684 | 0.5666*** | 0.1628 |
| EMPLOYED*SIZE5 | 0.7260*** | 0.1150 | 0.6577*** | 0.1691 | 0.7544*** | 0.1670 |
| EMPLOYED*SIZE6 | 0.8132*** | 0.1140 | 0.7095*** | 0.1690 | 0.9019*** | 0.1622 |
| FEMALE | -0.1421 | 0.1148 | -0.0029 | 0.1933 | -0.1625 | 0.1512 |
| SPOUSE | 0.0479 | 0.0794 | 0.0573 | 0.1078 | 0.0256 | 0.1196 |
| CHILDREN | -0.0224 | 0.0266 | -0.0045 | 0.0344 | -0.0396 | 0.0431 |
| PARENTS | -0.0868 | 0.0640 | -0.0830 | 0.0843 | -0.1014 | 0.0996 |
| WEALTH | 0.0045*** | 0.0002 | 0.0045*** | 0.0003 | 0.0045*** | 0.0003 |
| INCOME | 0.0055*** | 0.0007 | 0.0046*** | 0.0008 | 0.0079*** | 0.0011 |
| COLLEGE | 0.6219*** | 0.0474 | | | | |
| COHORT_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| YEAR_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| REGION_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| N of Obs. | 13624 | | 6717 | | 6907 | |
| Log Likelihood | -6553.18 | | -3681.35 | | -2839.87 | |
| Pseudo R-Squared | 0.1828 | | 0.1611 | | 0.1622 | |
| LR Test | 2928.59 | | 1414.04 | | 1099.34 | |
| (P-Value) | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | |

(注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。

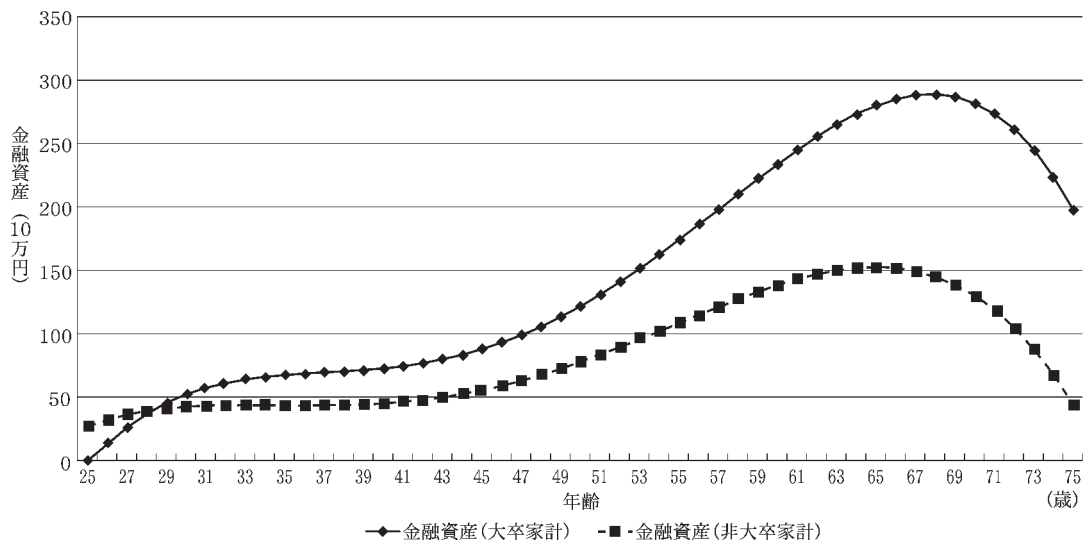
融資産と所得の年齢曲線と、非大卒家計のロジット推定の結果（推定係数値）をもとに、非大卒家計における仮想的な危険資産保有確率の年齢曲線を求めた。これにより、グループ間での金融資産と所得の年齢プロファイルの異質性を制御することが可能となる。

全サンプル、大卒家計そして非大卒家計のサブサンプルで推定したロジットモデルの推定結果は表6の通りである。全サンプルの推定では、大卒ダミー（COLLEGE）を加えることで、定数項のみ大卒家計で異なることを許容している。このとき、大卒ダミーの係数は有意に正であり、他の条件を一定として大卒家計の参加率が高いことを示唆している。更に、年齢変数は10%水準までみると概ね有意な結果が得られている。この点に関しては、後に詳細に検討することとする。また、いずれの推定においても、EMPLOYED*SIZE4からEMPLOYED*SIZE6までの係数が極めて有意であることがわかる。これは、大企業に勤める世帯主を持つ家計ほど、危険資産保有確率が高いことを示している。

図3は（デモグラフィック変数とコーホート、時間変数を制御したもとの）金融資産の年齢曲線を示したものであるが、両グループ間に大きな異質性が存在することがわかる。¹⁷⁾ 大卒家計が労働市場へ参入した直後の20代において、非大卒家計の金融資産水準は大卒家計のそれを上回るもの

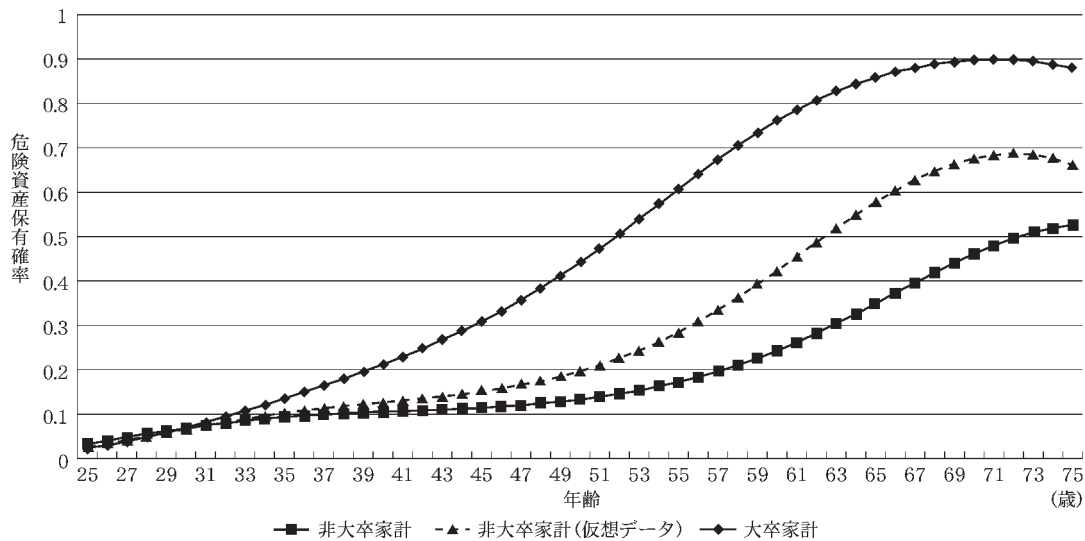
17) 大卒・非大卒家計でデータ分割を行う代わりに、両者をプールして定数項のみ差異を許容して推定を行う場合には、こうした年齢プロファイルの異質性を計測することができないことがわかる。

図3 大卒家計と非大卒家計の金融資産残高の年齢曲線



(注) 金融資産残高を、グループ毎に、年齢・コーホート・時間変数とデモグラフィック変数に回帰し、年齢以外の変数をグループ毎の算術平均で一定として計算。

図4 非大卒家計の危険資産保有確率の仮想的年齢曲線



(注) 「大卒家計」および「非大卒家計」で示される曲線は、グループ毎に、危険資産保有状態を年齢・コーホート・時間変数とデモグラフィック変数に回帰し、年齢以外の変数をグループ毎の算術平均で一定として計算している。「非大卒家計 (仮想データ)」で示される曲線は、危険資産保有状態を年齢・コーホート・時間変数とデモグラフィック変数、および金融資産・所得変数に回帰し、年齢・金融資産・所得以外の変数を大卒家計の算術平均で一定として計算し、金融資産・所得については図3に記した方法で計算した大卒家計の年齢曲線を代入して計算している。

の、30代において逆転し、70代において両者の差は1500万円に達する。危険資産に投資可能な資産が多い家計ほど、参加コストの重要性は低下するため、このような異質性は、大卒家計と非大卒家計の格差を説明するに当たり、重要な意味を持つ。

非大卒家計の仮想的年齢曲線の推定結果は、図4の通りである。両グループの純粋な年齢曲線を考察すると、30代半ばまでグループ間の乖離は小さいものの、30代以降その差は大きく開いており、60代において参加率の格差は52%ポイントにも達する。仮想的年齢曲線は、非大卒家計が平均的な大卒家計と同様のライフサイクルを送ったと仮定した場合の、危険資産保有確率の変化を求めているが、それによって参加率格差の一部は、金融資産と所得の年齢プロファイルの異質性によって、説明が可能であることがわかる。しかしながら、仮想的年齢曲線においても、大卒家計との格差は、60代において28%ポイントも存在し、説明変数に対する反応の差が依然として重要であることが示唆される。

また、図5は危険資産保有確率の年齢効果それ自身についても、追加的な情報をもたらしている。図5では、金融資産と所得を制御しない場合の年齢曲線と、金融資産や所得を制御して一定とした場合の年齢曲線を示しているが、どちらの場合も強い年齢効果を持っている。先に挙げたように、危険資産保有確率が年齢効果をみせることに対しては、これまでいくつかの仮説が指摘されてきた。King and Leape (1987) は、金融知識が時間を通じて蓄積されていくため、家計の参加コストが年齢を通じて低下することを示唆している。また、Cocco (2004) は、参加コストに加え、家計の大型支出スケジュールの存在が年齢効果をもたらす可能性を指摘している。例えば、(住宅ローン市場の不完全性により) 住宅購入において頭金が要求されていると、若年期の家計は金融資産が過少となるため、参加コストの存在のもとでは危険資産保有確率が低くなる。

本稿の推定結果では、金融資産や所得の年齢効果を制御したもとでも、危険資産保有確率が高い年齢効果を示しているため、King and Leape (1987) による、年齢を通じた学習効果の仮説と整合的である。しかしながら、本稿が考慮していない要因として、住宅ローンの返済や学費の支払いなど、履行できない場合大きな損害を被りうる支出 (committed expenditure risk) の存在がある。このようなりスクがある時、家計は換金価値が安定していない危険資産の保有に消極的になることが指摘されている (Jagannathan and Kocherlakota (1996), Fratantoni (1998, 2001), Faig and Shum (2002))。日本に関する実証分析においても、春日・松浦 (2002) によって、こうした支出と借入制約の併存が危険資産保有に負の影響を与えている可能性が実証的に指摘されている。¹⁸⁾ 更に、日本に特有な年功序列型賃金制度が「見えざる出資」として働くことにより、若年層の危険資産保有が低くなっている可能性についても指摘されており (米澤・松浦・竹澤 (1999))、年齢効果が生じるメカニズムについては、今後より詳細に検討を行うべきと言えよう。¹⁹⁾

4.2 Blinder-Oaxaca 分解の結果

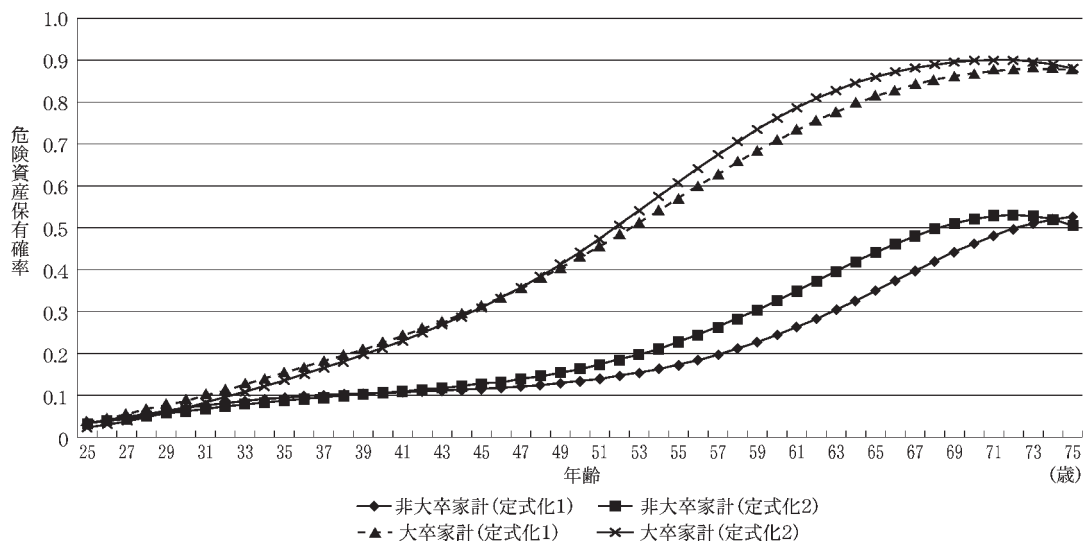
前項の分析によって、金融資産と所得の年齢プロファイルの異質性が両グループ間の格差の一部を説明することが明らかになった。ここでは、「属性」と「反応」の差が格差全体に与える影響を定量的に、また統計的推論をもって明らかにするために、Blinder-Oaxaca 分析を行う。

ロジット分析をもとに Fairlie (1999, 2005) の Blinder-Oaxaca 分解を行った結果が、表7お

18) 古藤 (2000) は、日本の住宅流通市場 (中古市場) や借家市場が未発達であることが、(換金価値にリスクのない) 流動性資産に対する家計の強い選好をもたらしていると議論している。

19) 年功序列型賃金制度のもとでは、若年期の労働者は、自らの労働限界生産性に相当する賃金を受け取ることができない一方、老年期には限界生産性を上回る賃金を受け取ることが可能となる。これは勤務先企業への一種の出資となるため、若年期における「実際」の危険資産保有が抑制される可能性がある。

図5 大卒家計と非大卒家計の年齢曲線



(注) 「定式化1」では、危険資産保有状態を年齢・コーホート・時間変数、デモグラフィック変数、および所得・金融資産に回帰し、年齢以外の変数を属するグループの算術平均で評価し、一定としている。「定式化2」のもとでは、危険資産保有状態を年齢・コーホート・時間変数、およびデモグラフィック変数に回帰し、年齢以外の変数を属するグループの算術平均で評価し、一定としている。

よび表8である。いずれの結果とも、属性要因の寄与度を表している。ここではINCOMEとWEALTHについて、これらの変数が与える効果の非線形性を考慮するため、両者について2次の多項式ならびに対数をとったモデルについても推定を行う。Model.1からModel.3は、勤め先従業員規模を制御しない定式化であり(表7)、Model.4からModel.6ではそれらを制御している(表8)。後者において、サンプルサイズが低下している理由は、サンプルを勤労者家計と退職家計に限定し、また2005年調査が利用できないことによる。しかし、いずれも説明すべき危険資産保有比率の差は約17%ポイントであり、また家計グループの平均保有比率もほぼ同様であるため、欠損による問題は深刻ではないと考えられる。

まず、家計グループ間の平均的な属性の差によって説明される部分に注目すると、最も小さいModel.1において約31%であり、最も大きいModel.6において約51%であった。更に、勤め先企業規模を制御することで、属性要因の説明可能割合は、いずれのモデルにおいても10%前後上昇していることが確認できる。

個別の変数が与える結果に注目すると、全てのモデルに共通して、デモグラフィック変数の平均的な差は、危険資産保有比率の格差について有意な説明力を持っていないことが示唆される。また、寄与度それ自体も0.01%ポイント未満であり、格差を説明する上で重要ではないことがわかる。次に、就業形態の差が与える影響に注目すると、寄与度で約6%を占めており、特にSIZE4からSIZE6までの交差項の寄与が有意にゼロと異なっている。最後に、金融資産と所得が与える影響に注目すると、いずれも大きな説明力を持っていることがわかる。所得については、寄与度にして約11%から約16%、金融資産は約17%から約28%を占めている。

これらの推定結果を要約すると、まず、先行研究において指摘されてきた学歴効果のうち、両グループ間での所得、金融資産および勤め先規模の異質性が、格差のうち無視できない割合を説明可能であることが明らかになった。しかしながら、標準的な家計属性を制御しても、依然説明可能な

表7 推定結果 1. Blinder-Oaxaca 分解による各変数の寄与度 (Model. 1-Model. 3)

| | Model. 1 | | Model. 2 | | Model. 3 | |
|-----------------------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err |
| AGE | -0.2212*** | 0.0219 | -0.2279*** | 0.0225 | -0.2226*** | 0.0326 |
| AGE ² | -0.1159*** | 0.0070 | -0.1091*** | 0.0074 | -0.1131*** | 0.0118 |
| AGE ³ | 0.1502*** | 0.0110 | 0.1401*** | 0.0121 | 0.1420*** | 0.0143 |
| AGE ⁴ | 0.1820*** | 0.0274 | 0.1897*** | 0.0290 | 0.1857*** | 0.0371 |
| EMPLOYED | -0.0009*** | 0.0002 | -0.0011*** | 0.0003 | -0.0010*** | 0.0002 |
| EMPLOYED*SIZE2 | | | | | | |
| EMPLOYED*SIZE3 | | | | | | |
| EMPLOYED*SIZE4 | | | | | | |
| EMPLOYED*SIZE5 | | | | | | |
| EMPLOYED*SIZE6 | | | | | | |
| FEMALE | -0.0002 | 0.0011 | 0.0002 | 0.0012 | -0.0003 | 0.0013 |
| SPOUSE | -0.0002 | 0.0010 | 0.0006 | 0.0011 | 0.0011 | 0.0012 |
| CHILDREN | 0.0003 | 0.0003 | 0.0001 | 0.0003 | -0.0001 | 0.0004 |
| PARENTS | -0.0001 | 0.0001 | -0.0002 | 0.0001 | -0.0002 | 0.0001 |
| WEALTH | -0.0295*** | 0.0017 | -0.0553*** | 0.0029 | | |
| WEALTH ² | | | 0.0168*** | 0.0015 | | |
| INCOME | -0.0184*** | 0.0022 | -0.0436*** | 0.0051 | | |
| INCOME ² | | | 0.0217*** | 0.0039 | | |
| log (WEALTH) | | | | | -0.0449*** | 0.0022 |
| log (INCOME) | | | | | -0.0186*** | 0.0023 |
| COHORT_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| YEAR_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| REGION_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| N of Obs. | 19243 | | 19243 | | 19243 | |
| N of Obs. (COLLEGE=0) | 10503 | | 10503 | | 10503 | |
| N of Obs. (COLLEGE=1) | 8740 | | 8740 | | 8740 | |
| Prob (y=1 COLLEGE=0) | 0.1808 | | 0.1808 | | 0.1808 | |
| Prob (y=1 COLLEGE=1) | 0.3500 | | 0.3500 | | 0.3500 | |
| Difference | -0.1692 | | -0.1692 | | -0.1692 | |
| Total Explained | -0.0520 | | -0.0678 | | -0.0725 | |
| Total Explained (%) | 30.73 | | 40.07 | | 42.82 | |

(注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。Total Explainedは、大卒家計と非大卒家計の格差 (Difference) のうち属性要因によって説明可能な部分を示す。標準誤差はアルタ法により計算。

部分は3割から5割に留まることから、本稿の実証分析は、家計の情報処理能力が危険資産保有決定において重要であることを示唆している。

4.3 住宅保有状況および住宅ローン利用を考慮した場合の推定結果

前節までの分析において考慮してこなかった、危険資産保有決定要因として、持ち家の影響が挙げられる。特に、日本家計の危険資産の保有・非保有の決定においては、住宅購入や住宅ローンの存在が重要な役割を果たしていることが指摘されている (Iwaisako (2009))。具体的には、(1)住宅購入を控えた若年層の家計は、住宅購入の頭金支払いに備えて危険資産の保有を控える、(2)住宅を購入した家計についても住宅ローン支払いのリスクのため、(ローン残高が大きい間は) 危険資産の保有を抑制する、ということが指摘されている。²⁰⁾

20) この点は、前出の Fratantoni (2001), Faig and Shum (2002), Cocco (2004) 等により理論的にも指摘されている。

表8 推定結果 2. Blinder-Oaxaca 分解による各変数の寄与度 (Model. 4-Model. 6)

| | Model. 4 | | Model. 5 | | Model. 6 | |
|-----------------------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err |
| AGE | -0.2278*** | 0.0167 | -0.2267*** | 0.0233 | -0.2266*** | 0.0268 |
| AGE ² | -0.0966*** | 0.0043 | -0.0929*** | 0.0056 | -0.0930*** | 0.0072 |
| AGE ³ | 0.1314*** | 0.0135 | 0.1319*** | 0.0195 | 0.1313*** | 0.0217 |
| AGE ⁴ | 0.1916*** | 0.0278 | 0.1869*** | 0.0393 | 0.1880*** | 0.0433 |
| EMPLOYED | 0.0022 | 0.0018 | -0.0008 | 0.0008 | 0.0018 | 0.0015 |
| EMPLOYED*SIZE2 | 0.0002 | 0.0004 | 0.0003 | 0.0006 | 0.0002* | 0.0007 |
| EMPLOYED*SIZE3 | 0.0001 | 0.0002 | 0.0004 | 0.0003 | 0.0004** | 0.0002 |
| EMPLOYED*SIZE4 | -0.0033** | 0.0011 | -0.0021*** | 0.0007 | -0.0024*** | 0.0010 |
| EMPLOYED*SIZE5 | -0.0050*** | 0.0015 | -0.0038*** | 0.0010 | -0.0037*** | 0.0012 |
| EMPLOYED*SIZE6 | -0.0036** | 0.0018 | -0.0028** | 0.0012 | -0.0044*** | 0.0013 |
| FEMALE | -0.0015 | 0.0014 | -0.0012 | 0.0014 | -0.0022 | 0.0017 |
| SPOUSE | -0.0003 | 0.0014 | 0.0003 | 0.0014 | 0.0009 | 0.0015 |
| CHILDREN | 0.0008 | 0.0009 | 0.0003 | 0.0008 | 0.0000 | 0.0009 |
| PARENTS | -0.0001 | 0.0002 | -0.0002 | 0.0002 | -0.0002 | 0.0002 |
| WEALTH | -0.0323*** | 0.0020 | -0.0558*** | 0.0031 | | |
| WEALTH ² | | | 0.0142*** | 0.0017 | | |
| INCOME | -0.0253*** | 0.0037 | -0.0508*** | 0.0080 | | |
| INCOME ² | | | 0.0231*** | 0.0063 | | |
| log (WEALTH) | | | | | -0.0475*** | 0.0028 |
| log (INCOME) | | | | | -0.0232*** | 0.0035 |
| COHORT_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| YEAR_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| REGION_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| N of Obs. | 13624 | | 13624 | | 13624 | |
| N of Obs. (COLLEGE=0) | 6907 | | 6907 | | 6907 | |
| N of Obs. (COLLEGE=1) | 6717 | | 6717 | | 6717 | |
| Prob (y=1 COLLEGE=0) | 0.1931 | | 0.1931 | | 0.1931 | |
| Prob (y=1 COLLEGE=1) | 0.3598 | | 0.3598 | | 0.3598 | |
| Difference | -0.1667 | | -0.1667 | | -0.1667 | |
| Total Explained | -0.0703 | | -0.083 | | -0.0858 | |
| Total Explained (%) | 42.19 | | 49.79 | | 51.49 | |

(注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。Total Explainedは、大卒家計と非大卒家計の格差 (Difference) のうち属性要因によって説明可能な部分を示す。標準誤差はアルタ法により計算。

実証的には、住宅を保有する家計が他の条件を一定として危険資産保有確率が高く、同様に、住宅ローン利用中の家計が他の条件を一定として危険資産保有確率が低くなることが予想される。仮に、大卒家計と非大卒家計の間で住宅購入行動に差があり、かつ住宅購入行動が前節までの分析で利用した家計属性以外の要因の影響を受けている場合には、推定された金融知識の貢献分にバイアスが生じている恐れがある。

本節では、この点を考慮するため、住宅保有に関する変数を用いた分析を行い、前節の実証結果の頑健性を確認する。具体的には、勤め先規模を考慮した Model.4-Model.6に住宅保有ダミー (HOUSE) と住宅ローン利用ダミー (LOAN) の2つを加えて、Blinder-Oaxaca 分解を行う (この定式化を以後 Model.4'-Model.6'と呼ぶ)。²¹⁾ 1段階目のロジット分析においては、前者について

21) 住宅保有ダミーは、現在住んでいる住宅が、持ち家 (一戸建、マンション・集合住宅等、店舗付き住宅のいずれか) と答えた家計に1をとるダミーである。住宅ローン利用ダミーは、住宅ローンを利用し現在返済中と回答した家計に1をとるダミーである。

表9 住宅購入行動を考慮した場合のロジットモデルの推定結果

| | 全体 | | 大卒家計 | | 非大卒家計 | |
|------------------|------------|---------|-----------|---------|------------|---------|
| | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err |
| AGE | 1.6738** | 0.6851 | 1.6997* | 0.9076 | 2.2089** | 1.0935 |
| AGE ² | -0.0500** | 0.0221 | -0.0510* | 0.0295 | -0.0687** | 0.0351 |
| AGE ³ | 0.0007** | 0.0003 | 0.0007* | 0.0004 | 0.0009* | 0.0005 |
| AGE ⁴ | 0.0000** | 0.0000 | 0.0000* | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| EMPLOYED | -0.4838*** | 0.1238 | -0.4255** | 0.1885 | -0.5863*** | 0.1700 |
| EMPLOYED*SIZE2 | -0.0540 | 0.1237 | -0.1973 | 0.1849 | 0.0830 | 0.1706 |
| EMPLOYED*SIZE3 | 0.1211 | 0.1200 | -0.0078 | 0.1774 | 0.2581 | 0.1685 |
| EMPLOYED*SIZE4 | 0.4580*** | 0.1142 | 0.3512** | 0.1684 | 0.5682*** | 0.1634 |
| EMPLOYED*SIZE5 | 0.7247*** | 0.1152 | 0.6594*** | 0.1691 | 0.7461*** | 0.1676 |
| EMPLOYED*SIZE6 | 0.8184*** | 0.1142 | 0.7243*** | 0.1691 | 0.8813*** | 0.1628 |
| FEMALE | -0.1466 | 0.1148 | -0.0099 | 0.1935 | -0.1722 | 0.1518 |
| SPOUSE | 0.0583 | 0.0798 | 0.0758 | 0.1083 | 0.0131 | 0.1205 |
| CHILDREN | -0.0301 | 0.0268 | -0.0060 | 0.0346 | -0.0546 | 0.0437 |
| PARENTS | -0.0986 | 0.0642 | -0.0806 | 0.0845 | -0.1254 | 0.1003 |
| WEALTH | 0.0044*** | 0.0002 | 0.0044*** | 0.0003 | 0.0044*** | 0.0003 |
| INCOME | 0.0053*** | 0.0007 | 0.0047*** | 0.0008 | 0.0071*** | 0.0011 |
| HOUSE | 0.2763*** | 0.0671 | 0.1044 | 0.0880 | 0.5535 | 0.1107 |
| LOAN | -0.0217 | 0.0558 | -0.0863 | 0.0737 | 0.0815 | 0.0861 |
| COLLEGE | 0.6203*** | 0.0475 | | | | |
| COHORT_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| YEAR_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| REGION_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| N of Obs. | 13571 | | 6700 | | 6871 | |
| Log Likelihood | -6553.18 | | -3681.35 | | -2839.87 | |
| Pseudo R-Squared | 0.1837 | | 0.1612 | | 0.1677 | |
| LR Test | 2937.02 | | 1411.23 | | 1132.37 | |
| (P-Value) | 0.0000 | | 0.0000 | | 0.0000 | |

(注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。

は正の係数が、後者については負の係数が予想される。

まず、ロジットによる推定結果は表9に示されている。大卒家計と非大卒家計のデータをプールして推定した場合には、住宅保有ダミーの係数は正で有意であり、また住宅ローン利用ダミーの係数も負となるが、有意にゼロとは異ならなかった。次に、Blinder-Oaxaca分解の結果は表10の通りである。これによると、Model.4'-Model.6'のいずれにおいても、大卒家計と非大卒家計間の住宅保有・住宅ローン利用状況の平均的差異が、両グループの危険資産保有確率格差を部分的に説明していることがわかる。特にModel.6では、両者の寄与度がともに5%水準で有意である。しかし、そのインパクトに注目すると、16.67%ポイントある格差のうち、両変数の寄与度の合計は0.22~0.34%ポイントに留まっており、また全体の寄与度も41.25~50.63%と、Model.4-Model.6の結果と大きく変わらなかった。これらの追加的分析より、両家計グループ間の住宅購入行動の差は、前節までの分析結果を大きく左右しないと結論付けられる。

5 結論と今後の課題

本稿は、家計の危険資産保有決定における参加コストの存在を明らかにするために、先行研究において指摘されている学歴効果について詳細な分析を行った。具体的に、家計のマイクロデータを利

表10 住宅購入行動を考慮した場合の Blinder-Oaxaca 分解による各変数の寄与度 (Model. 4'-Model. 6')

| | Model. 4' | | Model. 5' | | Model. 6' | |
|-----------------------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err | Coef. | Std.Err |
| AGE | -0.2338*** | 0.0134 | -0.2327*** | 0.0177 | -0.2309*** | 0.0205 |
| AGE ² | -0.0922*** | 0.0037 | -0.0901*** | 0.0050 | -0.0931*** | 0.0063 |
| AGE ³ | 0.1266*** | 0.0124 | 0.1261*** | 0.0169 | 0.1269*** | 0.0166 |
| AGE ⁴ | 0.1994*** | 0.0233 | 0.1975*** | 0.0308 | 0.1984*** | 0.0320 |
| EMPLOYED | 0.0023 | 0.0018 | 0.0021 | 0.0017 | 0.0019 | 0.0015 |
| EMPLOYED*SIZE2 | 0.0002 | 0.0004 | 0.0003 | 0.0005 | 0.0002 | 0.0007 |
| EMPLOYED*SIZE3 | 0.0001 | 0.0002 | 0.0003 | 0.0002 | 0.0004* | 0.0002 |
| EMPLOYED*SIZE4 | -0.0033*** | 0.0012 | -0.0029*** | 0.0011 | -0.0025** | 0.0010 |
| EMPLOYED*SIZE5 | -0.0053*** | 0.0016 | -0.0046*** | 0.0014 | -0.0037*** | 0.0012 |
| EMPLOYED*SIZE6 | -0.0039** | 0.0018 | -0.0039*** | 0.0014 | -0.0042*** | 0.0012 |
| FEMALE | -0.0017 | 0.0015 | -0.0015 | 0.0016 | -0.0023 | 0.0017 |
| SPOUSE | -0.0002 | 0.0014 | 0.0005 | 0.0014 | 0.0011 | 0.0015 |
| CHILDREN | 0.0010 | 0.0009 | 0.0006 | 0.0008 | 0.0002 | 0.0008 |
| PARENTS | -0.0002 | 0.0002 | -0.0003 | 0.0002 | -0.0003 | 0.0002 |
| WEALTH | -0.0313*** | 0.0019 | -0.0558*** | 0.0031 | | |
| WEALTH ² | | | 0.0148*** | 0.0018 | | |
| INCOME | -0.0226*** | 0.0037 | -0.0446*** | 0.0080 | | |
| INCOME ² | | | 0.0201*** | 0.0062 | | |
| log (WEALTH) | | | | | -0.0466*** | 0.0027 |
| log (INCOME) | | | | | -0.0205*** | 0.0035 |
| HOUSE | -0.0018*** | 0.0006 | -0.0015 | 0.0007 | -0.0015** | 0.0007 |
| LOAN | -0.0004 | 0.0005 | -0.0011 | 0.0006 | -0.0019*** | 0.0007 |
| COHORT_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| YEAR_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| REGION_dummies | Yes | | Yes | | Yes | |
| N of Obs. | 13571 | | 13571 | | 13571 | |
| N of Obs. (COLLEGE=0) | 6871 | | 6871 | | 6871 | |
| N of Obs. (COLLEGE=1) | 6700 | | 6700 | | 6700 | |
| Prob (y=1 COLLEGE=0) | 0.1936 | | 0.1936 | | 0.1936 | |
| Prob (y=1 COLLEGE=1) | 0.3601 | | 0.3601 | | 0.3601 | |
| Difference | -0.1666 | | -0.1667 | | -0.1667 | |
| Total Explained | -0.0687 | | -0.0812 | | -0.0844 | |
| Total Explained (%) | 41.25 | | 48.68 | | 50.63 | |

(注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。Total Explainedは、大卒家計と非大卒家計の格差 (Difference) のうち属性要因によって説明可能な部分を示す。標準誤差はデルタ法により計算。

用して Blinder-Oaxaca 分解を行うことで、大卒・大学院卒家計グループとそれ以外の家計グループの危険資産保有比率のうち属性要因によって説明可能な部分と非属性要因によって説明される部分へと分離した。その結果、両者の間で約17%ある参加比率の差のうち、約3割から約5割の部分が平均的な属性の差で説明可能であり、特に、勤め先規模、所得水準そして金融資産水準の平均的な差が格差を説明する上で重要であることが明らかになった。一定の仮定のもとでは、非属性要因は両者の参加コストの差を捕捉していると考えられるため、制御可能な変数をコントロールした上で、それらによって説明できない部分が依然として大きいという実証結果は、金融知識を背景とした参加コストの存在を示唆するものと結論付けられる。

しかしながら、本稿の分析は全面的に誘導型モデルによる推定に依存しているため、具体的な参加コストがどの程度か、といった意味で定量的な結果を得ることができない。近年、このような間

題意識に基づき、Attanasio and Paiella (2006) や Alan (2006) などにおいて、構造型に基づく参加コスト水準の推定が試みられている。今後、より政策的含意を持つ分析を行うためには、日本の家計において、参加コストの水準がどの程度であるのか、米国など他の先進諸国と比べて日本家計の参加コストは高いのか、あるいはどのような金融教育が求められているのか、といった点について精緻な分析を行う必要がある。

更に、木成・筒井 (2009) など近年の日本における実証分析が指摘しているように、株式市場に参加した家計に限定した場合でも、金融資産に占める危険資産の割合が米国家計よりも低い点に注意が必要である。本稿の実証分析からは、金融知識に基づく参加コストが危険資産の保有・非保有の決定に影響を与えていることが明らかになった。しかし、個人投資家の育成（新たな危険資産保有家計の増加）が、マクロでみた場合の家計部門の危険資産保有量にどの程度重要性を持つのかについては、別途検証を行う余地があると言える。

（一橋大学経済研究所・経済産業研究所）

投稿受付2010年8月12日、最終稿受理2011年1月28日

[参考文献]

- 海道宏明 (2007) 「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』21, 3-22頁。
- 春日教訓・松浦克己 (2002) 「主観的借入制約確率と危険資産の選択」『金融経済研究』18, 40-50頁。
- 金子隆 (1997) 「金利選好の変化と個人間格差」村本孜編著『日本人の金融資産選択』東洋経済新報社, 87-105頁。
- 木成勇介・筒井義郎 (2009) 「日本における危険資産保有比率の決定要因」『金融経済研究』29号, 46-65頁。
- 古藤久也 (2000) 「我が国家計の資産選択行動について：持家選好・年功序列賃金制度と株式保有」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, 2000-J-9。
- 塩路悦朗・藤木裕 (2005) 「金融不安・低金利と通貨需要」『金融研究』24, 1-50頁。
- 関田静香 (2007) 「マル優制度と家計の資産選択」『金融経済研究』24, 24-48頁。
- 米澤康博・松浦克己・竹澤康子 (1999) 「年功序列賃金制度と株式需要：何故、わが国家計の株式需要は少ないのか」『現代ファイナンス』6, 3-18頁。
- 梁奇偉 (2008) 「マイクロデータに基づく家計の金融資産需要分析：高齢化時代の生命保険需要について」『グローバル経済のチャンスとリスク』神戸大学大学院経済学研究科, 第10章, 195-209頁。
- Alan, S. (2006) "Entry Costs and Stock Market Participation over the Life Cycle," *Review of Economic Dynamics* 9(4), pp.588-611.
- Amemiya, T., M Saito, and K. Shimono (1993) "A Study of Household Investment Patterns in Japan: An Application of Generalized Tobit Model," *The Economic Studies Quarterly* 44, pp.13-28.
- Ameriks, J., and S. Zeldes (2004) "How Do Household Portfolio Shares Vary With Age?" Working paper, Columbia University.
- Attanasio, O., J. Banks, and S. Tanner (2002) "Asset Holding and Consumption Volatility," *Journal of Political Economy* 110, pp.771-792.
- Attanasio, O., and M. Paiella (2006) "Intertemporal Consumption Choices, Transaction Costs and Limited Participation to Financial Markets: Reconciling Data and Theory," NBER Working Papers, No.12412.
- Christelis, D., T. Jappelli, and M. Padula (2005) "Health Risk, Financial Information and Social Interaction: The Portfolio Choice of European Elderly Households," Working Paper, University of Salerno.
- Cocco, J. (2004) "Portfolio Choice in the Presence of Housing," *Review of Financial Studies* 18, pp. 535-567.
- Deaton, A. (1997) *The Analysis of Household Surveys*, Johns Hopkins University Press.

- Deaton A., and C. Paxson (1994) "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy* 102, pp.437-467.
- Faig, M., and P. Shum (2002) "Portfolio Choice in the Presence of Personal Illiquid Projects," *Journal of Finance* 57, pp.303-328.
- Fairlie, R. W. (1999) "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment," *Journal of Labor Economics* 17, pp.80-108.
- Fairlie, R. W. (2005) "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models," *Journal of Economic and Social Management* 30, pp.305-316.
- Fratantoni, M. C. (1998) "Homeownership and Investment in Risky Assets," *Journal of Urban Economics* 44, pp.27-42.
- Fratantoni, M. C. (2001) "Homeownership, Committed Expenditure Risk, and the Stockholding Puzzle," *Oxford Economic Papers* 53, pp.241-259.
- Guiso, L., M. Haliassos, and T. Jappelli (2001) *Household Portfolios*, MIT Press.
- Haliassos, M., and C. Bertaut (1995) "Why do so Few Hold Stocks?" *Economic Journal* 105, pp.1110-1129.
- Iwaisako, T. (2009) "Household Portfolios in Japan," *Japan and the World Economy* 21, pp.373-382.
- Jagannathan, R., and N. R. Kocherlakota (1996) "Why should older people invest less in stock than younger people?" *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, pp.11-23.
- Jappelli, T. (1999) "The Age-Wealth Profile and The Life-Cycle Hypothesis: A Cohort Analysis with a Time Series of Cross-Sections of Italian Households," *Review of Income and Wealth* 45, pp.57-75.
- King, M. A., and J. I. Leape (1987) "Asset Accumulation, Information, and the Life Cycle," NBER Working Paper, No.2392.
- Luttmer, E. G. (1999) "What Level of Fixed Costs Can Reconcile Consumption and Stock Returns?" *Journal of Political Economy* 107, pp.969-1033.
- Mankiw, G. N., and S. P. Zeldes (1991) "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders," *Journal of Financial Economics* 29, pp.97-112.
- McKenzie, D. (2006) "Distangling Age, Cohort and Time Effects in the Additive Model," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68, pp.473-495.
- Mulligan C. B., and X. Sala-i-Martin (2000) "Extensive Margins and the Demand for Money at Low Interest Rates," *Journal of Political Economy* 108, pp.961-991.
- Neumark, D. (1988) "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination," *Journal of Human Resources* 23, pp.279-295.
- Oaxaca, R. L., and M. R. Ransom (1994) "On the Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials," *Journal of Econometrics* 61, pp.5-21.
- Paiella, M. (2007) "The Forgone Gains of Incomplete Portfolios," *Review of Financial Studies* 20, pp.1623-1646.
- Perraudin, R. M. W., and B. E. Soerensen (2000) "The Demand for Risky Assets: Sample Selection and Household Portfolios," *Journal of Econometrics* 97, pp.117-144.
- Vissing-Jorgensen, A. (2002) "Towards an Explanation of Household Portfolio Choice Heterogeneity: Nonfinancial Income and Participation Cost Structures," NBER Working Paper, No. 8884.

《SUMMARY》

THE EFFECT OF ACADEMIC BACKGROUND ON HOUSEHOLD
PORTFOLIO SELECTION: EVIDENCE FROM JAPANESE
REPEATED CROSS SECTION DATA

By YUKINOBU KITAMURA and TAISUKE UCHINO

This paper investigates whether the participation costs play an important role in explaining the households' limited stock market participation in Japan. In order to identify such costs, we focus on the difference of stock holding probability between two household groups whose financial literacy are a priori considered to be different: college-graduate households and non-college-graduate households. Our empirical analysis is utilizing Fairlie (1999, 2005)'s Blinder-Oaxaca decomposition technique in order to decompose the differences observed in the Japanese repeated cross section survey data. Estimation results show that (1) the participation probability amounts to 35% for college-graduate households, while 18% of non-college-graduate households have stocks, (2) only 30~50% of the differences can be explained by the social and economic attributes, especially by income, wealth and the size of household head's place of work. These findings imply the existence of participation costs based on the financial literacy.

(Hitotsubashi University and Research Institute of Industry, Economy and Trade)