



R vol.3 no.4

30・40歳代家計における株式投資の決定要因

北村 智紀、中嶋 邦夫

2010年9月10日

©行動経済学会

30・40歳代家計における株式投資の決定要因*

北村 智紀[†], 中嶋 邦夫[‡]

<要旨>

本稿は、わが国の典型的な30～40歳代の男性会社員が労働収入を得ている家計を対象に、老後の生活に備えるための長期的な株式投資(資産保有・配分)の決定要因を独自のデータを利用して実証的に分析した。株式保有の有無に関しては、株式投資に対する期待リターン、年収、金融資産額が関連していたが、これ以外にも、金融や経済に関する基礎的な知識の多寡や主観的な株式投資コストの影響が大きかった。株式所有者の株式配分に関しては、株式期待リターン、主観的な株式投資コスト、基礎知識の多寡が重要な影響を与えていた。株式非所有者が今後株式投資を行うかについては、株式期待リターンとの関連性が大きかった。特に、株式期待リターンは株式保有の有無、株式所有者の株式配分、株式非所有者の今後の株式保有の何れの意味決定にも大きな影響があったが、株式保有・株式配分については、金融や経済に関する基礎知識及び主観的な株式投資コストといった行動経済学的な要因が、過去の実証研究で重要な決定要因とされた年収や金融資産と同様に大きな影響力があることが確認された。

JEL Classification Codes : D14,G11

キーワード : 家計の資産選択, 株式投資

* 本稿は日本生命保険相互会社の協力を得てニッセイ基礎研究所において行っている「確定拠出年金制度における加入者行動」についての研究として筆者らが実施した「金融商品に関するアンケート」(2009年)の結果を利用している。本稿作成にご助言頂いた祝迫得夫先生(財務省財務総合政策研究所)、臼杵政治氏(ニッセイ基礎研究所)、城下賢吾先生(山口大学)、竹村和久先生(早稲田大学)、筒井義郎先生(大阪大学)、野尻哲史氏(フィデリティー退職・投資教育研究所)、新田敬祐氏(ニッセイ基礎研究所)、萩尾博信氏(元ニッセイ基礎研究所)、米澤康博先生(早稲田大学)、日本ファイナンス学会第17回大会及び証券経済学会第71回春季大会における本稿セッションでコメントを頂いた方々に心から感謝する。特に本誌の2名の匿名レフェリー及び編集委員からは非常に有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。また、アンケートの実査を担当して頂いたマイボイスコム(株)の秋山悟朗氏、石橋正興氏、田中美織氏に感謝したい。もちろん、あり得べき誤りは全て筆者らに帰す。

[†] 所属先: ニッセイ基礎研究所 金融研究部門兼保険・年金研究部門, 青山学院大学大学院国際マネジメント研究科。

メールアドレス: kitamura@nli-research.co.jp

[‡] 所属先: ニッセイ基礎研究所 保険・年金研究部門。

メールアドレス: nakasima@nli-research.co.jp

1. はじめに

本稿は、わが国の典型的な 30～40 歳代の男性会社員が労働収入を得ている家計を対象に老後の生活に備えるための長期的な株式投資(資産保有・配分)の決定要因を実証的に分析する(本稿では、以下、株式を保有するか否かの 0 か 1 の選択を「保有」、何%保有するかについては「配分」とする)。株式投資に関するこれまでの実証研究の多くは、年齢効果(年齢の上昇により株式保有・配分が変化する効果)、時間効果(株式市場の変動により株式保有・配分が変化する効果)、コーホート効果(生年による労働環境や年金等の違いにより株式保有・配分が変化する効果)を分析することを重視してきた。一方、本稿はこれらの効果は全て固定し、30～40 歳代の家計の特性や予測の違いによる長期的な株式投資の決定要因を分析する。具体的には、標準的な理論やこれまでの実証研究が株式投資の決定要因としてきたリスク許容度、年収、金融資産額、株式の期待リターンや年金の予想給付額などの金融市場や労働市場における主観的な将来の予測とそのリスク、流動性制約などに加え、金融や経済に対する基礎的な知識や、知識に対する自信過剰の程度、主観的な株式投資に対するコストなどの行動経済学的な要因が、(A)株式の保有・非保有、(B)株式保有者の株式配分、(C)株式非保有者が今後株式投資をする意思があるかに、どの程度の影響しているのかについて分析する。

伝統的期待効用理論をベースにしたファイナンス理論によれば(例 Merton(1971)), 家計の資産選択は、投資家が凹型(コンケイブ)効用関数を持ち、期待効用を計算し、期待効用を最大化するよう(対象資産の収益率が正規分布に従うならば分散・共分散を利用して)、効率的なポートフォリオを算出するという方法によって決定される。結果として、最適資産配分は、期待リターン、リスク(共分散)、投資家のリスク許容度(効用関数の曲率)によって決まる。最もシンプルな理論では、最適資産配分は生涯一定という結論となる。これに対して、確定拠出年金における投資アドバイスなどの実務においては、年齢などを考慮して資産配分を動的に変更すべきという助言が行われる。この考え方を理論的に支持するのが Bodie, Merton, and Samuelson(1992)などのライフサイクル・モデルである。家計には老後に備えるための金融資産に加え、労働収入がある。将来の労働収入の現在価値は人的資本と言われ、売却することはできないが、株式と比較すれば安全資産に近いものと考えることができる。家計は金融資産に人的資本を加えた総資産をもとに最適な消費額、保有すべき金融資産の額、金融資産のうちリスクのある株式への最適配分を決定する。このモデルの基本的な結論の一つは、人的資本が多い家計ほど株式配分を高めるべきである、と

いうものである¹。将来働く期間が長い若い人ほど、収入が多い人ほど、あるいは、退職を延長できるなど労働の自由度(フレキシビリティ)が高い人ほど人的資本は多くなり、株式への配分が高まるはずである。従って、退職まで時間がある 30~40 歳代の家計で老後に備える資金は、専ら株式投資で準備すべきである(以下、本稿では、期待リターン、リスク、リスク許容度、労働収入、金融資産の保有額に基づき資産選択を決定する理論を「標準的理論」とする)。

これに対して、現実の家計の株式配分は 11.3%と標準的理論が予測するよりも低い²。この理由としては、現実の家計では経済学で用いる一般的な効用関数とは異なった選好を有する可能性があることや、株式市場への参加コストの存在、株式投資に関する知識や情報が不足するために投資意思決定を間違えてしまうこと、自信過小、経験不足などの行動経済学的要因が影響していると考えられる。標準的理論などのシンプルな理論では説明できない現実の家計の資産選択について、どのような要因が関連しているのか分析を行うのが実証分析の役割の一つであり、本稿の目的も、株式の保有・配分に影響を及している要因を探ることである。

家計の資産選択要因を分析した実証研究は海外では多く、例えば、Bertaut and Starr-McCluer(2002)は、米国家計の資産選択の決定要因として、年齢、資産額、収入リスク、株式市場への参加・情報収集のコストをあげている。Agnow, Balduzzi, and Sunden(2003)は、米国の確定拠出年金加入者の株式配分は、年齢が高いほど低く、既婚、高収入、仕事上の地位が高いほど配分が高くなるとしている。Ameriks and Zeldes(2004)は、株式保有家計の割合は年齢とともに増加し、ある年齢に達するとそれ以降は減少するが、株式保有者の株式配分は年齢による変化は観察されず、そのため、株式投資が年齢とともに変化するのは家計が株式配分を変更するからではなく、保有・非保有の非連続的な選択によるものと示唆している。Campbell(2006)は、株式保有は年齢、教育、収入、保有資産額が、また、株式配分は保有資産額、教育、人種が関連しているとしている。

わが国の家計について分析した研究として、中川・片桐(1999)は、90年代以降の家計のリスク資産投資が減少したのは、主として株価低迷と所得悪化による予備的動機の高まりによるものとしている。また、わが国家計でリスク資産投資が少ない理由として、投資に

¹ これは、総資産ベースで株式への最適配分比率が決まっているとすると、人的資本が多い家計では、総資産に占める安全資産の比率が相対的に高まることになる。この高まった安全資産への比率を調整するため、金融資産ではリスクのある株式への配分を高めることになる。例えば、金融資産が50、人的資本が50で総資産が100である家計の最適株式配分が30%であるとする。人的資本を安全資産とすると、金融資産における株式投資量は30であり、この家計の金融資産での株式配分は60%になる。これに対して、人的資本が60(金融資産は50のまま)である家計の総資産は110、金融資産における株式投資量は33となり、金融資産での株式配分は66%に上昇する。このように総資産と比較して人的資本の割合が相対的に高いほど、金融資産における株式への配分は高まることになる。

² 金融広報中央委員会(2009)における株式と投資信託の合計値。

必要な情報が不足していること、手数料を考慮すると少額投資が不利であることを指摘している。米澤・松浦・竹澤(1999)は、わが国の若年家計で株式保有が抑制されている理由は、貸金リスクによる予備的動機と指摘している。Iwaisako(2009)は、わが国家計の株式投資は年齢の上昇とともに増加するが、これは株式配分が年齢により高まるのではなく、株式を保有する家計が増加するためだと示唆している。木成・筒井(2009)は、リスク許容度、期待リターン、年収、金融資産額、自信過剰などがリスク資産配分比率に影響しているとしている。

また、家計の資産選択と公的年金との関連性を分析した研究として、大竹(1990)は公的年金資産(公的年金受給予想額の現在価値)と株式配分とは負の相関関係にあるとしている。駒村・渋谷・浦田(2000)は、公的年金資産と金融資産との間の選択に関して、一部の資産を除いて、総じて有意な関係はないとしている。若園(2002)は、株式保有は公的年金資産と無関係であるが、株式配分は公的年金資産と負の相関関係があるとしている。

特に、本稿に近い研究として木成・筒井(2009)があるが、同研究は 2007 年郵政公社アンケートを利用して、わが国家計のリスク資産配分比率がどのような要因に影響されているかを検証している。その結論として、リスク許容度とリスク資産への主観的期待リターンが高い者ほどリスク資産への配分が高まることを確認している。また、金融資産、所得、年齢、自信過剰といった変数もリスク資産への配分に関連があり、さらに、わが国家計のリスク資産配分比率が米国よりも低い理由の一つとして、日本人の証券会社に対する信認が低いことを指摘している。本稿は、リスク許容度、時間選好率、株式の主観的期待リターンが株式投資に影響しているか分析している点では木成・筒井(2009)と同じであるが、(1)知識や主観的株式コストなどの行動経済学的な要因に関する分析が中心であり、(2)回答者に対して実際に知識テストを実施して金融や経済の知識の多寡を測定し、(3)自信過剰を主観的な知識の程度と知識テストの正答率の差として定義して客観的な数値データとしている点と、(4)退職後の主要な生活資金となる年金の影響を考慮している点が異なっている。さらに、どのような決定要因が経済学的に重要であるかを分析し、標準的な理論で株式投資の決定要因としている期待リターンに加えて、知識や主観的株式コストといった行動経済学的要因も株式投資に大きな影響を与えていることを明らかにした点に新規性がある。また、本稿は 30~40 歳代の男性会社員に分析対象を限定していることや、株式非保有者の今後の株式投資意思を分析している点も異なっている。

本稿の結論を先に述べると、(A)の株式保有・非保有に関しては、株式投資に対する期待リターン、年収、金融資産額が関連していたが、これ以外にも、金融や経済に関する基礎的知識の多寡や主観的な株式投資コストの影響が大きかった。(B)の株式配分に関しては、株式期待リターン、主観的な株式投資コスト、基礎知識の多寡が重要な影響を与えていた。

(C)の株式非所有者の今後の株式投資意思については、株式期待リターンとの関連性が大きかった。特に、株式期待リターンは何れの意思決定にも大きな影響があったが、(A)株式保有と(B)株式配分については、金融や経済に関する基礎知識や主観的な株式投資コストといった行動経済学的な要因が、過去の実証研究で重要な決定要因とされた年収や金融資産と同様に、大きな影響があることが確認された。

本稿では 30～40 歳代の男性会社員が生計を立てている家計に分析対象を限定したが、この理由は、公的年金の加入状況を見ると、男性の厚生年金加入者(つまり、男性会社員の家計)が最も多く、厚生年金加入者の平均年齢が 42 歳であることから、この世代の家計を分析することは、わが国の現役家計の標準的な姿を分析することと考えられるからである³。また、この世代は、50 代と比べて退職までの期間があり、労働収入の影響が金融資産と比較して相対的に大きく、理論的に資産選択の決定が難しいにも関わらず、研究の蓄積が乏しいからである。次に、本稿は、株式投資のみを分析の対象にして、生命保険等の他の金融資産や、住宅等の実物資産の影響を考慮していない。これらを考慮して株式投資を分析すべきという示唆もあるが⁴、北村・中嶋(2010)はこの世代の株式投資や住宅保有などの資産形成は総合的に考えられているものではなく、それぞれの関連性は低いと指摘している⁵。そこで本稿は、後述するように住宅ローン完済の有無についてはコントロール変数に含めるが、株式投資に分析を集中する。

本稿の構成は、次節で分析方法を説明し、第 3 節で分析結果として資産選択に影響のある決定要因を明らかにし、第 4 節でそれら決定要因の経済学的な重要性を分析し、第 5 節で結論と課題を述べる。

2. 分析方法

2.1 データ

分析対象データは、マイボイスコム(株)の WEB モニター登録者のうち、30～49 歳の男性会社員を対象に WEB 上でアンケートを実施して収集した。表 1 は本稿のデータ設計を表したものである。まず、2009 年 3 月に、株式投資を行った経験があるか、株式投資信

³ 最近の傾向として非正規労働者や女性未婚者の増加などがあり、本稿の分析対象である家計が以前と比較して標準的でなくなっていると言われているが、この標準的な家計が大きな割合を占めていることには変わらない。本稿ではこのような家計の分析に集中し、非正規労働者・女性未婚者・他の世代などを含めた家計全体での資産選択の決定要因の分析は今後の課題としたい。

⁴ 例えば、Iwaisako(2009)は、わが国の若年世代の株式保有が抑制されているのは、住宅購入が影響している可能性があるとしている。

⁵ Iwaisako(2009)と北村・中嶋(2010)の分析結果が異なるのは、分析時点の不動産価格、住宅ローン関連商品の多寡、住宅ローン借入れの容易性、金利、税金、家賃などの違いが影響している可能性がある。

託(以下、「投信」とする)を購入した経験があるか、勤務先で確定拠出年金(以下、「DC」とする)に加入しているかを尋ねる予備調査を実施した。予備調査の回答者のうち、株式および投信を保有している者を株式保有者、これらをこれまで保有したことのない者を株式非保有者とした。株式保有者かつ DC 加入者の中から、平均年齢が 40 歳となるよう無作為に「株式保有・DC 加入者 G」(G はグループの意味)を抽出した。同様に「株式保有・DC 非加入者 G」、「株式非保有・DC 加入者 G」、「株式非保有・DC 非加入者 G」を抽出し、約 1 週間後、本調査である WEB アンケートに回答してもらった。回答者への謝礼は、後日に換金可能なモニター会員向けの一定額のポイントを付与した⁶。

回答者を DC 加入者と DC 非加入者のグループに分けた理由は、本稿と同時並行で行っている別の研究で DC 加入者と DC 非加入者とで資産選択の決定要因が異なるかを分析するためである。本稿では、この分析の前段階として DC 加入者・非加入者の両方のデータを利用して、この世代の資産選択の決定要因を分析する⁷。また、男性 DC 加入者の平均年齢が約 40 歳であるため、各グループの平均年齢を 40 歳とした。

株式および投信の両方を保有している者を株式保有者とした理由は、本稿のデータは WEB 上のアンケートを利用して取得したが、(1)この世代で投信を保有せず株式のみを保有する回答者の中には、インターネット取引を利用し、いわゆる日計り(デイ)トレーダーなどの短期売買を好む者が多く含まれ、これらの資産選択要因は長期投資家とは異なる可能性があること⁸、(2)株式を保有せず投信のみを保有している回答者の中には、形式上は株式投資信託であるが、実態上は債券のみで運用される投信や、株式組入が少ないバランス型投信のみを保有している可能性があり、WEB 上で株式投信を保有しているかと質問しても、回答者が実質的に株式へ投資する投信を保有しているか否かを簡単に区別することが難しいことや、株式投資信託と公社債投資信託とを区別できない可能性があること、(3)一方、投信の銀行窓販の増加に伴い、長期投資目的での株式投信保有者が増加していること、(4)DC 加入者で株式投資を行っている者は、株式を保有しながら DC 制度のなかでも株式投信を保有している可能性が高く、DC 非加入者においても株式と投信のどちらも保有している者を抽出した方が回答者の均質性が保て、株式保有者・非保有者間の分析が

⁶ ポイントの金銭的価値については、筆者らに問い合わせいただきたい。

⁷ Kitamura and Nakashima(2009)や北村・中嶋(2009b)では、DC加入者には企業が実施する投資教育セミナーや投信の配分を決める経験があるため、株式投資の決定要因が非加入者とは異なる可能性を指摘しているが、本稿ではDC加入者・非加入者の両方のデータを利用して、30~40歳代家計の資産選択の全体像を捕らえることを目的とした。なお、この世代の大多数を占めるDC非加入者だけのデータを利用して、以下の分析結果について基本的な傾向に違いはない。

⁸ 例えば、日本証券業協会(2009)によれば、株式の平均保有期間が1年以内の者は「株式ネット取引なし」では約5%であるのに対して、「株式ネット取引あり」では約27%とネット取引経験者の短期売買傾向が観察される。なお、ネット取引経験者が短期売買を行う理由については、今後の課題としたい。

容易であること、(5)予備調査の段階で、株式と投信の両方保有している回答者数と株式のみを保有している回答者数がほぼ同じであり、両方保有している者が特殊なケースではない、という理由から株式および投信の両方を保有している者を株式保有者と定義する方が本稿の目的である長期的な資産選択の決定要因の分析に適すると判断したためである⁹。

本稿の調査では WEB アンケートを利用したが¹⁰、この年代のインターネットの普及率は高く、伝統的な手法と比べて結果に大きな差は生じないものと考えられる。また、一般にインターネットを利用している者は株式保有者が多くなるというバイアスがあると言われるが、本稿ではサンプルにおける株式保有者・非保有者の割合を分析することが目的ではなく、過去の実証研究とは異なり予め株式保有者と非保有者とを分けてデータを取得し、このグループ間の特徴の違いを比較・分析するため、このようなバイアスについても考慮する必要はない。

表 1 分析の設計

		株式(株式投資信託を含む)	
		保有	非保有
確定拠出年金 (DC)	非加入	157	175
	加入	165	72
合計		322	247

(注) 数値はサンプル数(観測値数)。WEB アンケートの回答が非整合的なサンプルは除外した。

2.2 WEB アンケートの内容と分析に利用した変数

本調査である WEB アンケートでは株式保有・配分を分析する被説明変数とするため、
現在の株式配分：金融資産に占める現在の株式配分をどのようにしているか、
今後の株式配分：金融資産に占める今後の株式配分をどのようにしたいか、
について選択式の質問に回答してもらい、さらに選択式質問に適切に回答しているかを確認するため、

預貯金、債券、株式、投信などの資産クラス別の現在の保有金額、
を尋ねた。また、説明変数として利用するために、

(1) リスク許容度、

⁹ 株式のみを保有する者、投信のみを保有する者、株式と投信の両方保有する者で、資産選択の決定要因が異なる可能性があるが、この検証は今後の課題としたい。

¹⁰ 家計の行動についてインターネットのモニター会員を利用した研究としては、白杵・中嶋・北村(2008)や北村・中嶋(2009a)などがある。

- (2) 主観的な株式の期待リターンとそのリスク,
- (3) 主観的な予想公的年金受給額とそのリスク,
- (4) 現在の年収と保有する金融資産額,
- (5) 時間選好率,
- (6) 将来に対する主観的な見通し,
- (7) 過去の株式投資経験,
- (8) 金融に関する基礎知識,
- (9) 金融知識に対する自信過剰度,
- (10) 主観的な株式投資のコスト
- (11) 流動性,
- (12) 回答者のプロフィール(学歴, 職業, 業種, 家族構成, 住居形態, 実物資産額, 生命保険の加入状況, 住宅・自動車・教育ローン以外のローン残高, 配偶者の年収など)について質問した.

表 2 は, 以下の回帰分析で利用する変数の株式保有・非保有別の平均値である. このうち, 回帰分析で被説明変数として利用する変数として, 「株式保有」は予備調査の回答で株式・投信ともに保有していれば 1, とともに非保有であれば 0 となるダミー変数である¹¹. 「株式配分」は現在どの程度株式を保有しているか, 0%から 100%までの 10%刻みの段階式選択問題への回答である. 「今後株式配分」は今後どの程度株式を保有したいか, 0%から 100%までの 10%刻みの段階式選択問題への回答である. 「今後株式保有」は今後株式配分が 10%以上であれば 1, ゼロであれば 0 となるダミー変数である.

標準的理論が想定する説明変数として, 上述(1)のリスク許容度については, 池田・大竹・筒井(2005)や晝間・筒井(2004)が利用した方法を用いて推計した. 補遺 1 のパネル A にあるように, 「確率 1%で 100 万円が当たり, 確率 99%で 0 円(はずれ)となるくじについて, 購入してもよいぎりぎりの価格 X 」を聞き, X とくじの期待値との比率($X/10000$)を算出した. この比率が高くなるほど, リスク許容度が高いと考えられるため, この回帰係数は正と予想される. ただし, この値が 1 を超える価格を付けた回答者のデータは除外した.

(2)の主観的な株式の期待リターンに関しては, 非常に長期(30 年程度)を想定した預貯金に対する株式の超過収益率の見込みについて, 段階別に尋ねた選択肢の数値を「株式期待リターン」とした. 期待リターンが高いほど株式投資に積極的なはずであり, この係数は正と予想される. 株式リスクに関しては, 株式投資を 1 年間行った場合の収益の変動範囲が, 段階別選択肢で $\pm Y\%$ の範囲に収まるか尋ね, この Y の値を「株式リスク」とした. 株

¹¹ 株式を保有かつ投信を非保有, あるいは, 株式を非保有かつ投信を保有する人はサンプルに含まれない. また, 株式あるいは投信を過去に保有していたが, 現在は保有していない人はサンプルに含まれない.

式のリスクを高く見積もれば、株式保有・配分が減少するはずであり、この係数は負と予想される。

(3)の公的年金受給額の主観的な予想については、中嶋・北村(2008)は30～40歳代の将来の所得と公的年金受給額について、主観値(回答者の予想)と客観値(個人の特徴と制度から推計される値)との乖離について分析し、公的年金資産については主観値が客観値を下回る傾向が観察され、客観値を基にした実証分析に疑問を呈している¹²。また、鈴木(2008)は自己申告した予想年金受給額で決定要因の分析を行った場合、これまでの実証研究とは異なる結果が見られたとしている。そこで本稿は、将来、公的年金から毎月どのくらい受給できると思うかについての主観値を0～50万までの選択肢で尋ね、この将来年金額を12倍し、現在の年収で除したものを「主観的所得代替率」とした。12倍した理由は公的年金額を月額で尋ねたためである。将来年金額を年収で基準化した理由は、年収が多いほど将来年金額が多くなる傾向を取り除くためである。退職後に受け取る公的年金を労働収入の後払いであり、退職前の収入と同様に株式と比較して安全資産に近いものと考えれば、株式保有・配分は増えるはずであり、この係数は正と予想される。一方、公的年金はリスクのある金融資産に近いものだと考えるならば、このリスクを調整するために株式保有・配分は減るはずであり、この係数は負と予想される。過去の実証分析においても、大竹(1990)では負の関係が観察されたが、駒村・渋谷・浦田(2000)では総じて有意な関係は観察されなかったなど結果は不安定であり、この係数の符合は予測できない。次に、この将来年金額がどの程度変動する可能性があるかについて段階別に尋ねた選択肢の絶対値を「将来年金リスク」とした。この数値が大きいほど、将来の年金受給額についてリスクが大きいと考えていることを意味している。会社員の年金は報酬比例であるので、年金を労働収入の一部だと考えると、Campbell and Viceira(2002)の6.1節にあるように、労働収入リスクが高まれば株式保有・配分が減少するはずである。あるいは年金を金融資産の一部だと(年金と株式市場の共分散が大きいと)考えると、年金のリスクの増加は金融資産のリスクを高めることになり、これを調整するために株式保有・配分は減少するはずである。何れの場合でもこの係数は負と予想される。

(4)の年収と金融資産については、現在の税引前年収を幅のある段階式の選択肢で尋ね、その中央値を「年収」とし、同様に保有する金融資産額を尋ねて、その中央値を年収で除したものを「金融資産／年収」とした。このように基準化した理由は、年収が多いほど金融資産が多くなる傾向を取り除くためである。どちらの変数も過去の実証分析で資産選択の重要な決定要因とされた変数であり、何れの係数も過去の実証分析の結果より回帰係数

¹² 一方、所得の主観値と客観値については大きな差は観察されなかった。

は正と予想される。

(5)の時間選好率は、「せっかちさ(impatience)」の程度を表す選好パラメータであり、資産選択の決定に関連している。本稿では、Harrison et al.(2002)が実験した方法を利用して時間選好率を推定した。回答者に対して補遺 1 のパネル B にあるように、報酬(会社からのボーナス)の受け取り方として、(ア)2 日後の 100,000 円と、(イ)7 日後の $100,000 + Y_i (i=1, \dots, 10)$ 円の、(ア)と(イ)のどちらを選択するかについて、(イ)の金額を徐々に大きくして 10 通りの質問を行い、(ア)から(イ)に最初に受け取り方を変更した質問の単利で年率換算した収益率($Y_i/10000/5*365-1$)を時間選好率短期とした。また、1 ヶ月後と 1 年後の組み合わせを時間選好率長期とし、この 2 つの変数を標準化し平均したものを「平均時間選好率」とした。なお、(ア)から(イ)へ移り、再び(ア)へ戻るような時間選好率に整合性がないサンプルは除外した。標準的な資産選択の理論を前提とすれば、時間選好率はリスク資産選択に関連性はないはずだが、ここでは株式保有・配分との関連性について事実発見を目指す¹³。

次に、行動経済学的な決定要因として、(6)の主観的な将来の見通しに関しては、老後への準備や資産運用への自信等について質問したが、このうち、平均的な人より長生きすると思うかについて 6 段階で尋ねた選択肢の回答番号を「平均余命」とした。この数値が大きいほど自分は平均余命より長生きすると考えていることを意味している。余命が長いと考える家計ほど投資期間が長いと株式投資が増える可能性があるが、Puri and Robinson (2007)では、余命に楽観的な家計は個別株式投資を増やす傾向があるが、金融資産における株式配分との関係は観察されなかったとしている。このため、この係数の正負は予測できない。

(7)の株式投資における過去の投資経験に関しては、過去 3 年間及びこれまでの人生での損得経験について(株式非保有者は保有していたと仮定して)、それぞれ、5 段階の選択肢で尋ね、回答番号の平均値を「利益経験」とした。この数値が大きいほど利益を得た経験の方が多いと回答した者である。Benartzi (2001)では、投資家は過去の利益が将来も続くと考える傾向があるとしているため、この係数は正であると考えられるが、わが国では最近 20 年以上も株式市場は低迷しており、長期的に利益を得た投資家は少ないはずであり、この係数の符号は予測できない。

(8)の金融に関する基礎知識に関しては、過去の実証研究では学歴を知識の代理変数とし

¹³ Holt and Laury (2002)などの実験経済学の文献によれば、経済実験などの被験者の意思決定と報酬とが関連がある方法と、アンケート調査などの固定報酬を支払う方法では、被験者の選択は異なり、推計されるリスク許容度や時間選好率の絶対水準は異なる可能性があることが指摘されている。しかし、大竹・筒井・池田(2005)などでは、経済実験とアンケート調査の回答には相関があることも確認されており、アンケート調査を利用しても本稿が分析しようとしている被験者グループ間の相対的な違いは検証できるものと考えられる。

て利用してきたが、学歴が高いことが必ずしもこのような知識を持っているとは限らない。Lausardi and Mitchell(2006)や北村・中嶋(2009a)では、実際にテストを行って測定した知識の多寡が、投資意思決定に影響しているとしている。そこで本稿では、まず、回答者に金融や経済の知識について、平均的な人と比較して自分がどの程度持っているかについて6段階で尋ねた質問の回答に0~100%までの点数をあてはめたものを「自己金融知識」とした。さらに、回答者の客観的な知識の程度を測るために、金融に関する簡単なテストを実施した。この内容は、利回りや現在価値などの金融の計算に関する4問、金利と債券価格や外貨預金と為替レートの関係などの金融商品に関連する6問、ドルコスト平均法などの運用方法に関する2問の合計12問であり、この正答率を「知識」とした。この係数は正と予想される¹⁴。

(9)の自信過剰度に関しては、Odean(1999)やBarber and Odean(2001)では、投資家が自信過剰であるほどリスクをとり頻りに株式取引を行うことが観察されるなど投資行動に影響があるとしている。本稿では標準化した自己金融知識と知識テスト正答率との差を「自信過剰」とした。この数値が大きいほど主観的な知識水準(自分の意識)が客観的な水準(テストの正答率)を上回り、知識について自信過剰を表すため、この係数は正と予想される。

(10)の株式投資の主観的なコストに関しては、Vissing-Jorgensen(2003)は株式市場への参加コストが米国家計における株式非保有を説明できるとしている。また、株式投資のコストの中にはリサーチコスト(商品選択のコスト)が含まれるが、金融に関する基礎知識の低い人や投資経験が乏しい人などは、このコストを高く感じて株式投資を行わない可能性がある¹⁵。近年、インターネット証券会社等の普及により株式投資の実際の取引コストは低下しているが、投資意思決定には主観的なコスト(障壁)も影響すると考えられる。そこで本稿は、株式取引口座の開設に関する費用や手間、株式や投信の取引・運用手数料、商品選択の容易さなどの家計の主観的なコストに関する5つの質問について、5段階の選択肢で尋ね、その回答番号の平均値を「株式コスト」とした。この数値が高いほどコストが高いと考えていることを意味するため、この係数は負と予想される。

(11)の「流動性」に関しては、緊急の事態で多額の資金が必要になった際に、金融資産

¹⁴ 本稿では知識を資産選択に関する行動経済学的な決定要因として扱うが、この変数がinformedかuninformed investorかの資質(投資判断の情報処理能力等)の程度を表すものであれば、必ずしも行動経済学的ではなく標準的理論が想定する変数と考えることができる。同様に、株式市場への心理的な参入障壁や商品選択の難しさも通常の取引コストの一部だと考えれば、以下の株式コストは標準的理論が想定する変数として、逆に投資家が1週間以内に集められる全資金をメンタルアカウンティングとして他の資金と区別するならば、流動性を行動経済学的な決定要因と考えることも可能である。このように各変数の解釈は本稿が想定する以外の解釈も可能である。

¹⁵ 特に、商品選択の自由度が高まるにつれ、このような傾向が強まる可能性がある。例えば、米国におけるDC制度において、商品選択の自由度が高まるにつれ、DCへの加入率が低下することが知られている(Iyengar, Huberman, and Jiang(2004))。

の換金や借入れなどで1週間以内に集められる全資金について幅を持った段階別の選択肢で聞き、この幅の中央値を年収で除したものを「流動性／年収」とした。このように基準化した理由は、年収が多いほど流動性が高まる傾向を取り除くためである。この値が大きいほど相対的な流動性制約が少ない(流動性が高い)と考えられるため、この係数は正と予想される。この変数は標準的理論が想定する変数であり、資産選択に大きな影響があると予想されるが、本稿では上述の行動経済学的な要因と影響を比較するために利用する。

この他に、回答者の特徴を管理するコントロール変数(いずれもダミー変数)として、(12)の中から、住宅ローン完済(住宅ローン完済者は1、そうでない者は0)¹⁶、既婚(既婚者は1、そうでない者は0)、扶養子供(扶養する子供がいる者は1、そうでない者は0)を加えた。

分析に利用したデータは、全サンプルの中から回答に整合性がないものを排除している。上述のリスク許容度と時間選好率での処理に加え、金融資産について総額で尋ねた質問への回答と資産クラス毎に尋ねた質問への回答の合計額との差異が1,000万円以上あるサンプルは、整合性がないサンプルと見なして除外した¹⁷。この結果、全回答のサンプル数(観測値数)は706であったが、分析に利用したサンプル数は、株式保有者が322であり株式非保有者が247の合計569であった¹⁸。

上記の各変数について株式保有・非保有とでWelch法による平均値の差の検定を行うと(表2)、リスク許容度、株式期待リターン、主観的所得代替率、年収、金融資産／年収、平均時間選好率、平均余命、利益経験、知識、株式コスト、流動性／年収、住宅ローン完済、扶養子供で有意な差が観察された。

最後に、本稿データの属性を大規模調査である金融広報中央委員会(2009)と比較すると、金融広報中央委員会(2009)は平均年齢56歳(本稿の分析に利用した全データ平均は40歳)で、平均年収506万円(同659万円)、全家計の平均金融資産1,124万円(同795万円)、既婚90%(同70%)である。両データの平均年齢が異なるため直接比較することはできないが、本稿データの属性は大きく偏ったものではないと考えられる。

¹⁶ 一般に、住宅購入者はローン返済があるが、非購入者は家賃支払いがある。最近の住宅価格や金利の低下、住宅ローン減税などを考慮すると住宅購入の有無で家計の流動性が大きく異なることはないと考えられる。ここで、このダミー変数を「住宅保有者は1、非保有者は0」と変更しても、この変数以外の分析結果の傾向に大きな違いは見られなかった。ただし、このダミー変数は有意ではなかった。

¹⁷ 差異が500万円以上あるデータを削除するように変更しても、以下の分析結果の傾向に大きな違いは見られなかった。

¹⁸ 設問によっては欠損値があるため、後述の回帰分析では観測値数がこれより少ない箇所もある。

表2 株式保有・非保有別の平均値と変数の概要

変数の取扱	変数名	株式保有・非保有		平均値の差の検定			符号 予測	変数の概要
		保有	非保有	差	標準 誤差	t-値		
	観測値数	322	247					
被説明変数	株式保有(d)	1.00	0.00	1.00	0.00			株式保有=1, 非保有=0
	株式配分	34.1	0.00	34.1	1.27	26.8 ***		金融資産における現在の株式配分(0~100:単位:%)
	(今後株式配分)	36.6	8.83	27.7	1.46	18.9 ***		金融資産における今後の株式配分(0~100:単位:%)
	今後株式保有(d)	0.97	0.44	0.52	0.03	15.8 ***		今後株式配分が10%以上=1, それ以外=0
標準的理論	リスク許容度	0.28	0.15	0.13	0.03	5.06 ***	正	回答者のくじの価格とくじの期待値との比率(価格/期待値)
	株式期待リターン	10.1	1.88	8.23	1.01	8.18 ***	正	主観的な株式期待リターン(単位:%)
	株式リスク	26.6	25.6	0.94	1.73	0.54	負	主観的な株式運用のリスク(数値が大きいほどリスク大)
	(将来年金額)	15.3	12.1	3.20	0.64	5.01 ***		公的年金の毎月の予想受給額(単位:万円)
	主観的所得代替率	0.27	0.30	-0.03	0.01	-2.01 **	不明	=将来年金額/年収×12
	将来年金リスク	17.7	20.3	-2.57	1.73	-1.48	負	予想受給額がどのくらい変動する可能性があるか(単位:±%)
	年収	743.8	548.0	195.8	23.05	8.49 ***	正	現在の税引前年収(万円)
	(金融資産)	1134.3	353.4	780.9	68.15	11.5 ***		現在の金融資産保有額(万円)
	金融資産/年収	1.57	0.69	0.88	0.10	8.89 ***	正	=金融資産/年収
事実発見	(時間選好率短期)	51.9	71.4	-19.5	9.99	-1.95 *		2日後と7日後の選択から算出した時間選好率(単位:年率%)
	(時間選好率長期)	17.0	26.0	-9.1	3.19	-2.84 ***		1ヵ月後と1年後の選択から算出した時間選好率(単位:%)
	平均時間選好率	-0.09	0.12	-0.21	0.07	-2.95 ***	不明	時間選好率短期と時間選好率長期の標準化平均
行動経済学	平均余命	2.78	2.63	0.15	0.07	2.28 **	不明	平均より寿命が長いと思うか(1は寿命が短い~5は寿命が長い)
	利益経験	2.13	2.29	-0.16	0.09	-1.86 *	不明	過去の株式投資の損得経験(1は損失多~5は利益多)
行動経済学	(自己金融知識)	67.5	36.8	30.8	1.9	16.5 ***		経済や金融に関する知識量の自己採点(単位:%)
	知識	75.7	49.5	26.2	1.7	15.3 ***	正	知識テスト正答率(単位:%)
行動経済学	自信過剰	0.04	-0.05	0.08	0.08	1.01	正	=標準化自己金融知識-標準化知識
行動経済学	株式コスト	2.07	2.91	-0.84	0.05	-16.01 ***	負	株式投資に対する主観的コスト(1はコスト低~5はコスト高)
標準的理論	(流動性)	759.4	397.6	361.8	71.20	5.08 ***		緊急の用事で多額の資金が必要な際に集められる額(単位:万円)
	流動性/年収	1.10	0.74	0.36	0.11	3.38 ***	正	=流動性/年収
コントロール	住宅ローン完済(d)	0.22	0.15	0.06	0.03	1.95 *	不明	住宅ローン完済=1, そうでない=0
	既婚(d)	0.68	0.74	-0.06	0.04	-1.56	不明	既婚=1, そうでない=0
	扶養子供(d)	0.86	1.04	-0.18	0.08	-2.08 **	不明	扶養する子供がいる=1, そうでない=0
	(年齢)	39.9	39.5	0.45	0.46	0.98		(単位:歳)

(注) (d)はダミー変数を表す。変数名で括弧が付いている変数は回帰分析では利用していない変数を表す。符号予測は表3~5における回帰分析で予測される係数の符号を表す。***はwelch法による平均値の差の検定で有意水準1%, **は同5%, *は同10%を表す。流動性の観測値は保有が311, 非保有が227である。

3. 回帰分析の結果

最初に、(A)株式保有・非保有に関する分析結果が表 3 である。分析には株式保有を被説明変数とする分散不均一性を考慮したプロビット(Probit)・モデルを利用した。表 3 のモデル A-1 は以下の分析の基準となる基本モデルであり、モデル A-2~A-5 は、それぞれ、知識、自信過剰、株式コスト、流動性/年収の影響を分析するモデルである。各変数を同時に説明変数としなかった理由は、本来であればこれらの変数は別の概念と考えられ、同時に説明変数としても問題がないはずであるが、アンケートの結果では各変数間、あるいは基本モデルの変数との間で相関が高くなってしまっているためであり、そこで基本モデルに各変数を別々に追加してその影響を見ることにした。

モデル A-1 では、リスク許容度の係数は正で有意であり(有意水準 1%)、リスクのあるくじの価格について、より高い価格をつけるほど、株式の保有割合が高まるのが観察される。株式期待リターンの係数は正で有意であり(有意水準 1%)、株式の主観的な期待リターンが高いほど株式の保有割合が増加する。将来年金リスクの係数は負で有意であり(有意水準 1%)、年金のリスクを高く見積もるほど株式の保有割合が減少する。リスク許容度、株式期待リターン、将来年金リスクの係数は何れも標準的理論の予測と整合的であり、木成・筒井(2009)が指摘するように、わが国家計の株式投資に一定の合理性があることが確認できる。年収および金融資産/年収の係数はどちらも正で有意であり(有意水準 1%)、過去の実証研究と整合的な結果となった。平均時間選好率の係数は負で有意であり(有意水準 10%)、時間選好率が低いほど株式保有の割合が高まる結果となった。利益経験の係数は負で有意であり(有意水準 1%)、過去の株式投資で損失を経験するほど、株式の保有割合が高まる結果となった。これは、わが国の株式市場は過去 20 年間で大きく下落しているため、データの取得時点を考えれば、このような傾向が観察されてもおかしくない¹⁹。これに対して、株式リスク、主観的所得代替率、平均余命の係数は有意とはならなかった。

基本モデルに知識を追加したのがモデル A-2 である。知識の係数は予想どおり正で有意であり(有意水準 1%)、知識が高まるほど株式保有が高まる傾向が観察される。ただし、基本モデルでは有意であったリスク許容度と平均時間選好率は、このモデルで有意ではなくなった。このことは、金融や経済に関する知識とリスク許容度・時間選好率の間には類似性があり、知識はリスク許容度や時間選好率に質的に近い決定要因である可能性が示唆される²⁰。次に、基本モデルに自信過剰を追加したのがモデル A-3 である。自信過剰

¹⁹ この結果は、株式で利益を得た(損失が少なかった)と考える者ほど、株式保有を行わない傾向を示している。これを株式非保有者の立場で別の解釈を試みるならば、株式非保有者には仮に株式投資を行ったとした場合の投資経験を質問したので、想像上の運用経験における損失と、実際に投資した場合の損失とを比較すると、前者の方が損失を小さく認識していると考えられることもできる。

²⁰ どのように近いかについての検証は今後の課題としたい。

の係数は正で有意であり(有意水準 5%), 客観的な金融や経済に関する知識の水準に対して、自分自身では知っている方だと考えるほど、株式の保有割合が増加する。モデル A-4 は基本モデルに株式コストを追加したモデルである。株式コストの係数は負で有意であり(有意水準 1%), コストを低く見積もるほど株式の保有割合が増加する。このモデルにおいても、リスク許容度の係数の有意性は低下し(有意水準 10%に低下)、平均時間選好率の係数は有意でなくなるなど、モデル A-2 と同様な傾向が観察された。これは、株式投資に関するコスト意識は、運用に関する知識の一部と考えることもできるためである。最後に、基本モデルに流動性/年収を追加したのがモデル A-5 である。なお、このモデルでは説明変数のうち金融資産/年収は除外した。これは、本来であれば金融資産と流動性は別の概念であり、同時に説明変数として利用できるはずであるが、アンケートの回答では両変数の相関が高いものとなってしまっているためである。流動性/年収の係数は正で有意であり(有意水準 1%), 流動性が相対的に高いほど株式保有の割合が高まるという、標準的理論に沿った結果となった²¹。

次に、(B)の株式保有者における株式配分の分析を行った結果が表 4 である。データは株式保有者(株式配分 10%以上)に限定した。本調査における株式配分の選択肢は 10%~100%に限定されているため、分析には被説明変数である株式配分を 10%と 100%で切断(censor)したトービット(Tobit)・回帰モデルを利用した。表 4 のモデル B-1~B-5 までの説明変数の組み合わせは、表 3 のモデル A-1~A-5 の組み合わせと同じである。

表 4 のモデル B-1 は基本モデルであり、リスク許容度の係数は正で有意(有意水準 5%), 株式期待リターンの係数は正で有意となった(有意水準 1%)。しかし、将来年金リスクは、モデル A-1~A-5 の何れでも有意であったが、モデル B-1 では有意ではなかった。同様に、年収、金融資産/年収の係数も有意ではなく、Iwaisako(2009)などの過去の実証結果と同様に、所得の水準や金融資産額の多寡は株式保有と非保有を説明できるが、一旦、株式を保有した家計の株式の配分割合を変更する要因とはなっていない。また、平均時間選好率及び利益経験の係数も有意ではなかった。

基本モデルに知識を追加したモデル B-2 では、知識の係数は正で有意であり(有意水準 5%), 知識は株式配分においても関連性が高いことが確認された。モデル B-4 では株式コストの係数は負で有意であり(有意水準 1%), (A)の株式保有と同様な傾向が観察される。一方、モデル B-3 の自信過剰の係数とモデル B-5 の流動性/年収の係数は有意ではな

²¹ 全ての説明変数を利用した回帰分析の結果を補遺2に示す。モデルA-6は知識以外の変数を利用した結果であり、流動性/年収の係数は有意ではなくなった。これは金融資産/年収と流動性/年収との相関が高いため(両変数間の相関係数は0.59)、このような現象が生じたものと考えられる。これ以外は表3と基本的な傾向に違いはない。モデルA-7は全ての説明変数を利用した結果であり、リスク許容度と流動性/年収が有意ではなくなったが、前者はモデルA-2と同じであり、表3と基本的な傾向に違いはない。

かった。

ここで、モデル B-1～B-5 のどのモデルにおいても住宅ローン完済の係数は負で有意であった(有意水準 5%)。一般に住宅ローンは子供が独立した後の生活資金や退職金を利用して 50～60 歳代で完済する家計が多いと考えられるが、この 30～40 歳代で住宅ローンを完済できたのは、繰上げ返済に特に注力してきたためだと考えられる。そのため余裕資金がなく、このような家計では株式配分が減少しているものと推測される。北村・中嶋(2010)では、住宅購入自体は株式投資と関連性が低いとしているが、住宅購入後にローンの繰上げ返済に積極的な家計では、Faig and Shum(2002)や Iwaisako(2009)が指摘するように、老後の準備を行うための株式への配分が減少している可能性がある²²。

最後に、(C)の株式非所有者の今後の株式投資意思を分析したのが表 5 である。分析には今後株式保有を被説明変数とする分散不均一性を考慮したプロビット(Probit)・回帰モデルを利用した。データは株式非所有者に限定した。基本モデルであるモデル C-1 を見ると、株式期待リターンの係数が正で有意(有意水準 1%)、利益経験が正で有意(有意水準 5%)であり、期待リターンを高く見積るほど、また、実際には投資を行っていないのだが、過去、仮に投資していたとすれば利益を得た(損失が少なかった)と考えるほど、今後に株式投資を行いたいとする家計が増加する。一方、(A)の株式保有では有意であったリスク許容度、将来年金リスク、年収、金融資産/年収、平均時間選好率の係数は有意ではなかった。また、モデル C-2～C-5 を見ると、知識、自信過剰、株式コスト、流動性/年収の何れの変数の係数も有意ではなかった²³。

ここで、株式リスクは、モデル A-1～C-5 のどの分析においてもこの係数は有意ではなかった。これは、株式所有者と非所有者間で、あるいは、株式配分が異なる者の間で、主観的な株式投資のリスクに違いがなく、どのグループにおいても株式投資のリスクの水準を 26%程度と概ね適切な水準を予測していたことを意味している²⁴、リスクが株式投資の決定要因ではないことを意味しているわけではない。

²² 補遺2のモデルB-6は知識以外の説明変数を利用した結果であり、金融資産/年収が正で有意、流動性/年収が負で有意であったが、これは両変数の相関が高いため、このような現象が生じたものと考えられる。これ以外は表4と基本的な傾向に違いはない。モデルB-7は全ての説明変数を利用した結果であり、リスク許容度が有意ではない、年収が負で有意、自信過剰が正で有意、流動性/年収が負で有意、利益経験が負で有意など表4と異なる傾向も見られる。これは主として、知識と自信過剰及び株式コストとの相関が高いため、このような現象が生じたものと考えられる(知識と自信過剰の相関係数は-0.47、知識と株式コストとの相関係数が-0.45)。

²³ 補遺2のモデルC-6は知識以外の説明変数を利用した結果、また、モデルC-7は全ての説明変数を利用した結果であり、どちらも表5と基本的な傾向に違いはない。

²⁴ 表2の株式リスクを参照。

表3 (A) 株式保有・非保有の決定要因

モデル	A-1	A-2	A-3	A-4	A-5
データ	全データ				
被説明変数	株式保有(保有=1,非保有=0)				
回帰モデル	プロビット(Probit)				
リスク許容度	0.623 *** (0.211)	0.312 (0.227)	0.633 *** (0.212)	0.467 * (0.245)	0.555 *** (0.206)
株式期待リターン	0.035 *** (0.006)	0.026 *** (0.006)	0.035 *** (0.006)	0.028 *** (0.006)	0.036 *** (0.006)
株式リスク	0.002 (0.003)	0.004 (0.003)	0.002 (0.003)	0.000 (0.004)	0.005 (0.004)
主観的所得代替率	0.264 (0.416)	0.206 (0.406)	0.228 (0.415)	0.058 (0.435)	0.265 (0.410)
将来年金リスク	-0.010 *** (0.003)	-0.014 *** (0.003)	-0.010 *** (0.003)	-0.011 *** (0.003)	-0.009 *** (0.003)
年収	0.0017 *** (0.0005)	0.0013 *** (0.0005)	0.0017 *** (0.0005)	0.0013 *** (0.0005)	0.0017 *** (0.0005)
金融資産/年収	0.408 *** (0.066)	0.322 *** (0.068)	0.409 *** (0.065)	0.380 *** (0.069)	
平均時間選好率	-0.135 * (0.074)	-0.073 (0.075)	-0.150 ** (0.075)	-0.075 (0.084)	-0.193 *** (0.074)
平均余命	0.096 (0.081)	0.134 (0.090)	0.074 (0.082)	0.079 (0.097)	0.071 (0.079)
利益経験	-0.182 *** (0.064)	-0.155 ** (0.067)	-0.206 *** (0.066)	-0.287 *** (0.069)	-0.221 *** (0.064)
知識		0.025 *** (0.004)			
自信過剰			0.143 ** (0.071)		
株式コスト				-1.079 *** (0.120)	
流動性/年収					0.184 *** (0.066)
住宅ローン完済	-0.069 (0.168)	0.018 (0.178)	-0.088 (0.170)	-0.069 (0.200)	0.179 (0.153)
既婚	-0.173 (0.169)	-0.193 (0.178)	-0.168 (0.169)	-0.163 (0.185)	-0.268 (0.169)
扶養子供	-0.130 * (0.076)	-0.061 (0.078)	-0.130 * (0.077)	-0.077 (0.079)	-0.154 ** (0.076)
定数	-1.269 *** (0.359)	-2.535 *** (0.409)	-1.159 *** (0.360)	2.118 *** (0.512)	-0.856 ** (0.369)
観測値数(N)	569	569	569	569	538
カイ二乗	134.6 ***	168.7 ***	136.21 ***	182.19 ***	103.27 ***
決定係数	0.29	0.37	0.30	0.43	0.23

(注) 括弧内はロバスト標準誤差を表す。***は分散不均一性を考慮したプロビット・モデルで有意水準1%, **は同有意水準5%, *は同有意水準10%を表す。

表4 (B) 株式保有者における株式配分の決定要因

モデル	B-1	B-2	B-3	B-4	B-5
データ	株式保有者に限定				
被説明変数	株式配分(10%~100%)				
回帰モデル	トービット(Tobit)				
リスク許容度	10.183 ** (4.378)	7.890 * (4.423)	10.502 ** (4.371)	9.463 ** (4.286)	10.089 ** (4.432)
株式期待リターン	0.852 *** (0.144)	0.766 *** (0.146)	0.872 *** (0.144)	0.788 *** (0.141)	0.814 *** (0.147)
株式リスク	0.119 (0.096)	0.137 (0.095)	0.103 (0.096)	0.103 (0.094)	0.141 (0.102)
主観的所得代替率	14.576 (11.199)	13.478 (11.101)	13.408 (11.200)	14.537 (10.959)	13.877 (11.534)
将来年金リスク	-0.049 (0.092)	-0.076 (0.092)	-0.043 (0.092)	-0.048 (0.090)	-0.040 (0.092)
年収	-0.0061 (0.0060)	-0.0098 (0.0061)	-0.0059 (0.0060)	-0.0078 (0.0059)	-0.0076 (0.0061)
金融資産/年収	1.218 (1.189)	0.592 (1.201)	1.434 (1.196)	1.036 (1.165)	
平均時間選好率	0.822 (2.169)	1.256 (2.155)	0.654 (2.165)	0.923 (2.126)	1.121 (2.208)
平均余命	1.952 (2.107)	2.584 (2.102)	1.620 (2.112)	1.836 (2.061)	1.713 (2.121)
利益経験	-0.720 (1.535)	-0.299 (1.530)	-1.381 (1.595)	-1.041 (1.500)	-1.060 (1.605)
知識		0.217 ** (0.084)			
自信過剰			2.517 (1.730)		
株式コスト				-8.397 *** (2.462)	
流動性/年収					-0.953 (1.180)
住宅ローン完済	-9.280 ** (3.990)	-8.417 ** (3.963)	-9.363 ** (3.980)	-8.007 ** (3.918)	-8.316 ** (3.919)
既婚	-4.042 (4.182)	-4.459 (4.144)	-4.093 (4.171)	-3.608 (4.090)	-5.304 (4.222)
扶養子供	-0.722 (1.966)	0.044 (1.969)	-0.789 (1.962)	-0.616 (1.920)	-1.004 (2.012)
定数	16.565 * (8.694)	2.453 (10.244)	18.718 ** (8.789)	37.125 *** (10.359)	22.927 *** (8.661)
観測値数(N)	322	322	322	322	311
カイ二乗	49.84 ***	56.46 ***	51.96 ***	61.29 ***	48.71 ***
決定係数	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02

(注) 括弧内は標準誤差を表す。***は10%と100%で切断したトービット・モデルで有意水準1%、**は同5%、*は同10%を表す。

表5 (C) 株式非保有者における今後の株式保有の決定要因

モデル	C-1	C-2	C-3	C-4	C-5
データ	株式非保有者に限定				
被説明変数	今後株式保有(保有=1,非保有=0)				
回帰モデル	プロビット(Probit)				
リスク許容度	0.432 (0.363)	0.389 (0.365)	0.436 (0.373)	0.406 (0.363)	0.407 (0.368)
株式期待リターン	0.047 *** (0.009)	0.046 *** (0.009)	0.047 *** (0.009)	0.047 *** (0.009)	0.045 *** (0.009)
株式リスク	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.005)
主観的所得代替率	-0.456 (0.511)	-0.482 (0.509)	-0.408 (0.506)	-0.474 (0.509)	-0.458 (0.516)
将来年金リスク	0.005 (0.004)	0.004 (0.004)	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)	0.005 (0.004)
年収	0.0004 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0005 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0005 (0.0004)
金融資産/年収	0.084 (0.102)	0.078 (0.102)	0.083 (0.101)	0.085 (0.102)	
平均時間選好率	0.001 (0.113)	0.007 (0.113)	-0.015 (0.112)	0.002 (0.113)	0.020 (0.117)
平均余命	0.008 (0.114)	0.001 (0.113)	0.003 (0.115)	0.008 (0.114)	0.036 (0.117)
利益経験	0.195 ** (0.095)	0.191 ** (0.095)	0.191 ** (0.095)	0.188 * (0.096)	0.182 * (0.093)
知識		0.003 (0.005)			
自信過剰			0.107 (0.097)		
株式コスト				-0.083 (0.148)	
流動性/年収					-0.013 (0.117)
住宅ローン完済	0.002 (0.244)	0.021 (0.246)	-0.042 (0.245)	-0.018 (0.245)	0.066 (0.245)
既婚	-0.133 (0.249)	-0.126 (0.250)	-0.160 (0.251)	-0.133 (0.249)	-0.073 (0.258)
扶養子供	-0.168 (0.114)	-0.162 (0.115)	-0.167 (0.113)	-0.164 (0.114)	-0.199 * (0.117)
定数	-0.758 (0.509)	-0.848 (0.533)	-0.762 (0.508)	-0.480 (0.706)	-0.742 (0.514)
観測値数(N)	247	247	247	247	227
カイ二乗	40.73 ***	42.47 ***	39.77 ***	41.5 ***	44.24 ***
決定係数	0.16	0.16	0.17	0.16	0.16

(注) 括弧内はロバスト標準誤差を表す。***は分散不均一性を考慮したプロビット・モデルで有意水準1%、**は同有意水準5%、*は同有意水準10%を表す。

次に、平均時間選好率は、(A)の株式保有・非保有では回帰係数が負で有意であり、「せっかちさ(impatience)」が高いほど、株式を保有しなくなる傾向が確認された。時間選好率と株式保有・配分との関連性はこれまで明らかになっていないが、本項の分析結果より考えられる仮説として、近視眼的損失回避(MLA: Myopic Loss Aversion)が関連している可能性がある。MLAとは、投資を短期で評価し、かつ損失回避的である投資家はリスクのある投資を避ける傾向である(Benarzi and Thaler(1995))²⁵。株式投資を行う場合には、本来は慎重な計画に基づく長期投資を目指すべきであるが、「せっかちさ」が高いと投資の結果を短期的に評価するようになり(近視眼性)、これに損失回避が加われば株式投資が減少するはずである。しかし、本稿のアンケート調査では時間選好率と近視眼性や損失回避性との関係を直接尋ねる項目がなかったため、これらの検証は今後の課題としたい²⁶。

4. 経済インパクトの分析

前節では株式投資の決定要因と考えられる変数の統計学的な有意性を分析したが、各変数の経済学的な重要性を分析したのが表6～表8の経済インパクトである。経済インパクトとは、各説明変数が1標準偏差増加した場合に、被説明変数が何%ポイント増減するかを近似したものであり、経済インパクトの絶対値が大きいほど、被説明変数に対するその説明変数の経済学的な重要性が大きいことを意味している²⁷。

表6は(A)の株式保有・非保有に対する経済インパクトを分析したものである。株式保有の分析はプロビット・モデルを利用しているので、ここでの経済インパクトは、各変数の標準偏差(σ)に限界効果(説明変数の平均値における被説明変数の説明変数に対する微分： dF/dX)を乗じたものである。なお、経済インパクトは表3の回帰分析で有意となった変数のみを表示している(以下の表7、表8も同様)。モデルA-1～A-5で経済インパクトの絶対値が最も大きいのは、株式コストの-0.31であった。これは、株式へのコスト意識が1標準偏差分である0.75増加する、つまりコストが大きいと考えるようになると、株式を保有する家計が約31%減少することを意味している。知識の経済インパクトも0.23であり株式保有に対する影響力が大きい。家計が意識する株式投資コストを低めることや、金融や経済に関する知識が高めることは、家計の株式保有に対して重要な影響力があることが

²⁵ 損失回避的とは同じ金額の損益でも利益よりも損失をより大きく(悪く)評価することである。

²⁶ さらに、本稿の結果では平均時間選好率は株式保有で有意であったが、株式配分では有意でなかったことから、MLAは株式配分に対しては影響が少ないが、株式保有・非保有の決定に対しては大きな影響を与えているという仮説を立てることができる。

²⁷ 一般に、限界効果(被説明変数の説明変数による微分)が経済学的な重要性を検証する際に利用されることがあるが、本稿のように説明変数の標準偏差が各変数で大きく異なる場合、限界効果だけでは重要性を検証できない。そこで、限界効果に説明変数の変化幅を表す標準偏差を乗じることで、経済学的な重要性を分析することにした。

確認された。また、モデル A-1～モデル A-5 における株式期待リターンの経済インパクトは 0.12～0.17 の範囲、年収の経済インパクトは 0.15～0.20 の範囲、金融資産／年収の経済インパクトは 0.16～0.21 の範囲であり、何れも株式保有に対する影響力が大きいものであった。一方、リスク許容度、将来年金リスク、平均時間選好率、利益経験、自信過剰、流動性／年収の経済インパクトは小さいものであった。

表 7 は(B)の株式配分に対する経済インパクトを分析したものである。株式配分の分析はトービット・モデルを利用しているので、ここでの経済インパクトは各変数の標準偏差(σ)に表 4 の回帰係数(β)を乗じたものである。例えば、モデル B-1 における株式期待リターンの経済インパクトは 9.44 であるが、これは、株式期待リターンが 1 標準偏差分である 11.08%ポイント上昇すると、株式保有者の株式配分は 9.44%ポイント上昇することを意味している。モデル B-1～B-5 の経済インパクトを見ると、株式期待リターンの経済インパクトの範囲は 8.49～9.66 であり、株式期待リターンは株式配分への影響が大きいことがわかる。また、株式コストの経済インパクトは-5.28、知識は 4.49 であり、(A)の株式保有と同様に、これらは株式配分に対する重要性も大きいことが確認された。一方、リスク許容度、住宅ローン完済の経済インパクトは小さいものであった。

表 8 は(C)の今後株式保有に対する経済インパクトを分析したものである。この分析はプロビット・モデルを利用しているので、経済インパクトは各変数の標準偏差(σ)に限界効果(dF/dX)を乗じたものである。モデル C-1～C-5 の経済インパクトを見ると、株式期待リターンの経済インパクトの範囲は 0.22～0.23 であり、株式を保有していない家計が今後株式を保有したいと思うか否かは、株式期待リターンに大きく依存していることがわかる。一方、利益経験の経済インパクトは小さいものであった。

表6 (A) 株式保有・非保有の経済インパクト

モデル		A-1	A-2	A-3	A-4	A-5	A-1	A-2	A-3	A-4	A-5
データ	全データ										
被説明変数	株式保有(保有=1,非保有=0)										
回帰モデル	プロビット(Probit)										
	標準偏差(σ)	限界効果(dF/dX)					経済インパクト(= $\sigma \times dF/dX$)				
リスク許容度	0.33	0.240	0.120	0.244	0.178	0.214	0.08		0.08	0.06	0.07
株式期待リターン	12.39	0.013	0.010	0.014	0.011	0.014	0.17	0.12	0.17	0.13	0.17
株式リスク	19.65	0.001	0.001	0.001	0.000	0.002					
主観的所得代替率	0.17	0.102	0.079	0.088	0.022	0.102					
将来年金リスク	19.97	-0.004	-0.005	-0.004	-0.004	-0.003	-0.08	-0.11	-0.08	-0.08	-0.07
年収	298.06	0.0007	0.0005	0.0007	0.0005	0.0007	0.20	0.15	0.20	0.15	0.20
金融資産/年収	1.30	0.157	0.123	0.158	0.145		0.20	0.16	0.21	0.19	
平均時間選好率	0.81	-0.052	-0.028	-0.058	-0.029	-0.074	-0.04		-0.05		-0.06
平均余命	0.77	0.037	0.051	0.029	0.030	0.027					
利益経験	1.02	-0.070	-0.059	-0.080	-0.109	-0.085	-0.07	-0.06	-0.08	-0.11	-0.09
知識	24.15		0.010					0.23			
自信過剰	0.95			0.055					0.05		
株式コスト	0.75				-0.411					-0.31	
流動性/年収	1.28					0.071					0.09
住宅ローン完済	0.39	-0.027	0.007	-0.034	-0.026	0.068					
既婚	0.46	-0.066	-0.073	-0.064	-0.061	-0.101					
扶養子供	1.01	-0.050	-0.023	-0.050	-0.029	-0.059	-0.05		-0.05		-0.06

(注)「標準偏差(σ)」は全データにおける各説明変数の標準偏差を計算したものである。「限界効果(dF/dX)」は表3のプロビット・モデルにおける限界効果を計算したものである。「経済インパクト(= $\sigma \times dF/dX$)」は標準偏差に限界効果を乗じたものであり、説明変数が1標準偏差増加した場合に、株式保有が何%ポイント増加するかを近似し、説明変数の経済学的重要性を表す。経済インパクトは表3の回帰分析で有意となった変数のみ表示してある。経済インパクトで絶対値が相対的に大きなものに影が付けてある。

表7 (B) 株式配分の経済インパクト

モデル		B-1	B-2	B-3	B-4	B-5	B-1	B-2	B-3	B-4	B-5
データ	株式保有者に限定										
被説明変数	株式配分(10%~100%)										
回帰モデル	トービット(Tobit)										
	標準偏差(σ)	回帰係数(β)					経済インパクト($=\sigma \times \beta$)				
リスク許容度	0.36	10.183	7.890	10.502	9.463	10.089	3.70	2.87	3.82	3.44	3.67
株式期待リターン	11.08	0.852	0.766	0.872	0.788	0.814	9.44	8.49	9.66	8.74	9.02
株式リスク	16.75	0.119	0.137	0.103	0.103	0.141					
主観的所得代替率	0.15	14.576	13.478	13.408	14.537	13.877					
将来年金リスク	17.96	-0.049	-0.076	-0.043	-0.048	-0.040					
年収	311.20	-0.006	-0.010	-0.006	-0.008	-0.008					
金融資産/年収	1.40	1.218	0.592	1.434	1.036						
平均時間選好率	0.72	0.822	1.256	0.654	0.923	1.121					
平均余命	0.77	1.952	2.584	1.620	1.836	1.713					
利益経験	1.03	-0.720	-0.299	-1.381	-1.041	-1.060					
知識	20.67		0.217					4.49			
自信過剰	0.96			2.517							
株式コスト	0.63				-8.397					-5.28	
流動性/年収	1.42					-0.953					
住宅ローン完済	0.41	-9.280	-8.417	-9.363	-8.007	-8.316	-3.83	-3.48	-3.87	-3.31	-3.44
既婚	0.47	-4.042	-4.459	-4.093	-3.608	-5.304					
扶養子供	1.00	-0.722	0.044	-0.789	-0.616	-1.004					

(注)「標準偏差(σ)」は株式保有者における各説明変数の標準偏差を計算したものである。「回帰係数(β)」は表4のトービット・モデルにおける回帰係数である。「経済インパクト($=\sigma \times \beta$)」は標準偏差に回帰係数を乗じたものであり、説明変数が1標準偏差増加した場合に、株式配分が何%ポイント増減するかを近似し、説明変数の経済学的重要性を表す。経済インパクトは表4の回帰分析で有意となった変数のみ表示してある。経済インパクトで絶対値が相対的に大きなものに影がついてある。

表8 (C) 今後の株式保有の経済インパクト

モデル		C-1	C-2	C-3	C-4	C-5	C-1	C-2	C-3	C-4	C-5
データ		株式非保有者に限定									
被説明変数		今後株式保有(保有=1,非保有=0)									
回帰モデル		プロビット(Probit)									
	標準偏差(σ)	限界効果(dF/dX)					経済インパクト(= $\sigma \times dF/dX$)				
リスク許容度	0.25	0.169	0.152	0.170	0.159	0.160					
株式期待リターン	12.49	0.019	0.018	0.018	0.018	0.017	0.23	0.23	0.23	0.23	0.22
株式リスク	22.92	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001					
主観的所得代替率	0.19	-0.178	-0.188	-0.159	-0.185	-0.179					
将来年金リスク	22.27	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002					
年収	238.68	0.0002	0.0001	0.0002	0.0002	0.0002					
金融資産/年収	0.96	0.033	0.031	0.032	0.033						
平均時間選好率	0.91	0.001	0.003	-0.006	0.001	0.008					
平均余命	0.77	0.003	0.001	0.001	0.003	0.014					
利益経験	1.00	0.076	0.074	0.075	0.073	0.071	0.08	0.07	0.07	0.07	0.07
知識	19.99		0.001								
自信過剰	0.93			0.042							
株式コスト	0.61				-0.032						
流動性/年収	1.04					-0.005					
住宅ローン完済	0.36	0.001	0.008	-0.016	-0.007	0.026					
既婚	0.44	-0.052	-0.049	-0.063	-0.052	-0.029					
扶養子供	1.01	-0.066	-0.063	-0.065	-0.064	-0.078					-0.08

(注) 「標準偏差(σ)」は株式非保有者における各説明変数の標準偏差を計算したものである。「限界効果(dF/dX)」は表5のプロビット・モデルにおける限界効果を計算したものである。「経済インパクト(= $\sigma \times dF/dX$)」は標準偏差に限界効果を乗じたものであり、説明変数が1標準偏差増加した場合に、今後株式保有が何%ポイント増加するかを近似し、説明変数の経済学的重要性を表す。経済インパクトは表5の回帰分析で有意となった変数のみ表示してある。経済インパクトで絶対値が相対的に大きなものに影が付けてある。

5. 結論と課題

30～40歳代家計の株式投資に関して、(A)の株式の保有・非保有については、標準的な理論が想定するとおり、リスク許容度、株式期待リターン、将来年金リスク、年収、金融資産／年収、流動性／年収が影響していた。また、平均時間選好率が低いほど、株式を保有する傾向が高まるということが確認された。これらの要因に加え、行動経済学的な要因として、知識や自信過剰の程度が高いほど、主観的な株式投資コストが低いほど、株式を保有する傾向が確認された。特にこれらの変数のなかで、株式コスト、知識、年収、金融資産／年収、株式期待リターンが、他の変数と比較して株式保有に対する経済学的な影響が大きいものであった。(B)の株式所有者の株式配分に関しては、リスク許容度、株式期待リターン、株式コスト、知識、住宅ローン完済が影響していた。特にこれらの変数のなかで、株式期待リターン、株式コスト及び知識が株式配分への影響力があった。(C)の株式非所有者の今後の株式投資意思に関しては、株式期待リターンと利益経験が関連していたが、特に株式期待リターンの影響力が大きいものであった。

株式期待リターンは株式保有・株式配分・今後株式保有の3つの分析において経済学的な重要性が大きい決定要因であった。特に現在株式を保有していない家計に関しては、期待リターンが主要な決定要因であった。これは、今後、わが国を含め世界的な経済環境が好転し、株式投資の期待リターンが高まれば、30～40歳代の家計における株式投資が増加する可能性を示唆している。次に、年収や金融資産の保有額については、株式保有に関しては相対的に大きな影響力があったが、株式所有者の株式配分や株式非所有者が今後株式投資を行うかについては関連性がなかった。これは、Ameriks and Zeldes(2004)やIwaisako(2009)と同様な結果であった。これらに加えて、株式保有・配分においては、金融や経済に関する基礎的な知識と株式投資に関する主観的なコストという行動経済学的な要因が、株式期待リターン、年収、金融資産、流動性などの標準的理論が想定する決定変数と同様に大きな影響力があった²⁸。家計のこれらの知識を高め、株式投資に対するコスト意識を低めていくというファイナンシャル・リテラシーを向上させることは、この世代の家計が適切な資産選択を行う上で非常に重要なことと言える。また、これまでわが国企業ではリスクをとって将来の成長に投資するための資金(リスクマネー)の調達、銀行や生

²⁸ 知識は株式投資を決定する重要な他のパラメータであるリスク許容度(知識との相関係数は0.29)、株式期待リターン(同0.32)と正の相関関係があり、時間選好率(同-0.16)、自信過剰(同-0.47)、株式コスト(同-0.45)と負の相関関係があることが観察された。これらは、自信過剰を除き、株式保有・配分を増やす方向で相関関係がある。相関関係からだけでは明確な因果関係はわからないが、知識の水準はこのような投資を決めるパラメータとの質的に類似している可能性が考えられる。どのような関連性があるかについての検証は今後の課題としたい。

命保険会社などの金融機関による株式投資によるもの主流であった。しかし、これらの金融機関が規制等によりリスクを負担できなくなってきたおり、企業側にとってもリスクマネーが不足する可能性がある。老後の生活準備のために富を蓄積しているこの世代の家計が、株式投資によりリスクマネーを企業に供給できるようになることは、わが国企業の成長に必要であり、そのためのファイナンシャル・リテラシーの向上は、「貯蓄から投資へ」の流れを加速させ、裾野が広い経済構造を構築していくわが国の政策に対しても重要な意義がある。

Campbell and Viceira(2002)の7.2節の数値例にあるように、退職までの期間が長く、労働供給にフレキシビリティが高いこの世代では、株式投資をもっと増やすほうが望ましいはずである。それにも関わらず、株式保有・配分が少ない理由は、金融に関する基礎的な知識や情報が不足していることが考えられる(Haliassons and Bertaut (1995)や中川・片桐(1999)など)。30~40歳代家計は、学校でパーソナル・ファイナンスに関する公式の教育はなく、適切な基礎知識を身につける機会はなかった。銀行や証券会社の店舗やインターネットで金融商品を選択する際に、一定の説明を受けることはあるが、その商品に関連する断片的なものであり、よほど積極的でない限り、投資に関する知識の全体像をつかむことはできないはずである。公的年金の給付が削減され、退職後の備えに対して自助努力を求められるこの世代では、株式投資を行う機会の増加は必要であり、そのためには金融に関する基礎知識を高める必要があるが、このような知識や経験を向上させる手段は限られている。可能性の一つとして確定拠出年金(DC)への加入が考えられる。DCは加入者が自分で積立金の運用を行うタイプの企業年金であり、知識や経験を得る機会がある。このため、DC加入者と非加入者とで株式投資の決定要因が異なる可能性がある(Kitamura and Nakashima(2009))。DC加入者数は増加しているとは言え規模はまだ大きくないが、普及が進むにつれ、わが国家計の株式投資に対する考え方が変わることも予想される。これらの分析は今後の課題としたい。

補遺 1 リスク許容度と時間選好率に関する質問

パネル A リスク許容度に対する質問

確率1%で当たり、当たった場合には100万円もらえ、確率99%ではずれ、はずれた場合には何ももらえない(0円)宝くじがあります。あなたはこの宝くじが2000円で売っているとすれば、買いますか

- 1 買う
- 2 買わない

■「1. 買う」とお答えの方にお聞きます

この宝くじがいくらまで高くなっても買いますか。ぎりぎりの値段を入力してください

円

■「2. 買わない」とお答えの方にお聞きます

Q14 この宝くじがいくらまで安くなれば買いますか。ぎりぎりの値段を入力してください

円

(注) 回答者のくじ価格 X とくじの期待値(10000円)との比率($X/10000$)をリスク許容度とした。

パネル B 時間選好率短期に対する質問

	受け取り方(ア): 2日後	受け取り方(イ): 7日後	受け取り方 の差:(イ)-(ア)	選択 (ア) (イ)	
i=1	2日後に100,000円	7日後に100,010円	10円	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
2	2日後に100,000円	7日後に100,025円	25円	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
3	2日後に100,000円	7日後に100,050円	50円	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
		⋮			
i=10	2日後に100,000円	7日後に105,000円	5,000円	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

(注) 報酬(会社からのボーナス)を受け取る場合に、受け取り方(ア)と受け取り方(イ)のどちらが良いか回答者に選択させ、最初に(ア)から(イ)へ移った質問の収益率(受け取り方の差/10000/5*365-1)を時間選好率短期とした。

補遺 2 全説明変数を利用した回帰分析の結果

モデル	A-6	A-7	B-6	B-7	C-6	C-7
データ	全データ		株式保有者に限定		株式非保有者に限定	
被説明変数	(A)株式保有		(B)株式配分		(C)今後株式保有	
回帰モデル	プロビット(Probit)		トービット(Tobit)		プロビット(Probit)	
リスク許容度	0.480 ** (0.241)	0.091 (0.262)	10.751 ** (4.324)	6.522 (4.325)	0.390 (0.373)	0.325 (0.374)
株式期待リターン	0.027 *** (0.006)	0.016 ** (0.006)	0.756 *** (0.144)	0.652 *** (0.142)	0.045 *** (0.009)	0.043 *** (0.009)
株式リスク	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.110 (0.099)	0.102 (0.097)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)
主観的所得代替率	0.150 (0.468)	-0.075 (0.489)	15.947 (11.301)	10.445 (11.126)	-0.481 (0.521)	-0.506 (0.521)
将来年金リスク	-0.010 *** (0.003)	-0.015 *** (0.003)	-0.053 (0.090)	-0.097 (0.089)	0.006 (0.004)	0.004 (0.004)
年収	0.0012 ** (0.0005)	0.0008 (0.0005)	-0.0093 (0.0060)	-0.0167 *** (0.0061)	0.0006 (0.0004)	0.0005 (0.0004)
金融資産/年収	0.438 *** (0.083)	0.337 *** (0.087)	2.255 * (1.306)	1.386 (1.288)	0.174 (0.134)	0.162 (0.135)
平均時間選好率	-0.058 (0.089)	-0.017 (0.096)	1.631 (2.167)	2.207 (2.120)	0.030 (0.116)	0.033 (0.115)
平均余命	0.058 (0.099)	0.020 (0.111)	1.203 (2.062)	1.733 (2.016)	0.037 (0.119)	0.023 (0.118)
利益経験	-0.325 *** (0.073)	-0.375 *** (0.072)	-1.930 (1.601)	-2.912 * (1.581)	0.186 ** (0.094)	0.176 * (0.094)
知識		0.041 *** (0.005)		0.520 *** (0.120)		0.007 (0.006)
自信過剰	0.131 * (0.075)	0.648 *** (0.099)	2.495 (1.711)	9.576 *** (2.353)	0.112 (0.102)	0.176 (0.121)
株式コスト	-1.092 *** (0.123)	-0.826 *** (0.131)	-9.127 *** (2.477)	-6.156 ** (2.514)	-0.062 (0.161)	-0.038 (0.164)
流動性/年収	-0.080 (0.073)	-0.096 (0.072)	-2.213 * (1.281)	-2.103 * (1.251)	-0.121 (0.145)	-0.121 (0.142)
住宅ローン完済	-0.105 (0.206)	-0.017 (0.212)	-8.265 ** (3.916)	-6.997 * (3.833)	-0.066 (0.255)	-0.045 (0.256)
既婚	-0.211 (0.191)	-0.257 (0.208)	-4.387 (4.097)	-5.527 (4.010)	-0.109 (0.262)	-0.114 (0.263)
扶養子供	-0.068 (0.082)	0.026 (0.091)	-0.891 (1.945)	0.641 (1.933)	-0.182 (0.118)	-0.170 (0.119)
定数	2.389 *** (0.535)	0.047 (0.595)	44.188 *** (10.600)	9.554 (13.146)	-0.615 (0.756)	-0.881 (0.813)
観測値数(N)	538	538	311	311	227	227
カイ二乗	168.84 ***	206.29 ***	65.94 ***	84.75 ***	44.94 ***	45.96 ***
決定係数	0.43	0.53	0.03	0.04	0.17	0.17

(注) 括弧内は標準誤差を表す。***は有意水準 1%, **は同有意水準 5%, *は同有意水準 10%を表す。

引用文献

- Agnew, J., P. Balduzzu and A. Sunden, 2003. Portfolio choice and trading in a large 401(k) plan. *American Economic Review* 93, 193-215.
- Ameriks, J. and S. P. Zeldes, 2004. How do household portfolio shares vary with age? Columbia University Working Paper.
- Barber, B. M. and T. Odean, 2001. Boys will be boys: gender, overconfidence, and common stock investment. *Quarterly Journal of Economics* 116, 261-292.
- Benartzi, S., 2001. Excessive extrapolation and the allocation of 401(k) accounts to company stock. *Journal of Finance* 56(5), 1747-1764.
- Benartzi, S. and R. H. Thaler, 1995. Myopic loss aversion and equity premium puzzle. *Quarterly Journal of Economics* 110, 73-92.
- Bertaut, C.C., and M. Starr-McCluer, 2002. Household Portfolios in the United States, in Guiso, L., M. Haliassos and T. Jappelli (eds), *Household Portfolios*. MIT Press, Cambridge, MA, USA.
- Bodie, Z., R. C. Merton and W. Samuelson, 1992. Labor supply flexibility and portfolio choice in a life cycle model. *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, 427-449.
- Campbell, J. Y., 2006. Household finance. *Journal of Finance* 65(4), 1553-1604.
- Campbell, J.Y., and L. M. Viceira, 2002. *Strategic Asset Allocation: Portfolio Choice for Long Term Investors*. Oxford University Press, New York, NY, USA.
- Faig, M. and P. Shum, 2002. Portfolio choice in the presence of illiquid projects. *Journal of Finance* 57(1), 303-328.
- Haliassons, M. and C. Bertaut, 1995. Why do so few hold stocks? *Economic Journal* 105, 1110-1129.
- Harrison, W. G., M. I. Lau and M. B. Williams, 2002. Estimating individual discount rates in denmark: a field experiment. *American Economic Review* 95(5), 1606-1617.
- 晝間文彦・筒井義郎, 2005. 人間は危険回避的か? - 経済実験とアンケート調査による検証 - . *大阪大学経済学* 55(2), 43-69.
- Holt, A. C. and S. K. Laury, 2002. Risk aversion and incentive effects. *American Economic Review* 92(5), 1644-1655.
- 池田新介・大竹文雄・筒井義郎, 2005. 時間割引率: 経済実験とアンケートによる分析. *Discussion Paper No.638*, 大阪大学社会経済研究所.
- Iwaisako, T., 2009. Household portfolio in japan. *Japan and the World Economy* 21(4), 373-238.

- Iyengar, S. S., H. Gur and J. Wei, 2004. How Much Choice is Too Much: Determinants of Individual Contributions in 401K Retirement Plans, in O.S.Mitchell and S. Utkus (eds), *Pension Design and Structure: New Lessons from Behavioral Finance*. Oxford University Press, New York, NY, USA.
- 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, 46-65.
- 金融広報中央委員会, 2009. 家計の金融行動に関する世論調査[二人以上世帯調査](平成 21 年).
- 北村智紀, 中嶋邦夫, 2010. 30~40 代家計の株式・住宅・生命保険保有の決定要因. *ファイナンシャル・プランニング研究* 9, 4-14 (2009 年度日本 FP 学会優秀論文賞受賞論文).
- 北村智紀, 中嶋邦夫, 2009a. 確定拠出年金における継続投資教育の効果: 実験による検証. *現代ファイナンス* 25, 53-76.
- 北村智紀, 中嶋邦夫, 2009b. 確定拠出年金の導入と家計の資産選択の変化. *日本保険・年金リスク学会第 7 回研究発表大会予稿集*, 65-79.
- Kitamura, T. and K. Nakashima, 2009. Changes in equity investment of japan's households after the introduction of defined contribution plans. *Economics Bulletin* 29(3), 2261-2269.
- 駒村康平, 渋谷孝人, 浦田房良, 2000. 公的年金が家計の資産選択に与える影響. *年金と家計の経済分析*, 108-145, 東洋経済新報社, 東京都中央区.
- Lusardi, A. and O. S. Mitchell, 2006. Financial literacy and planning: implications for retirement well-being. Pension Research Council Working Paper WP2006-01, Wharton School of the University of Pennsylvania.
- Merton, R., 1971. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. *Journal of Economic Theory* 3, 373-413.
- 中川忍, 片桐智子, 1999. 日本の家計の金融選択行動. *日銀調査月報*(1999 年 11 月号).
- 中嶋邦夫, 北村智紀, 2008. 30~40 代が想定する主観的な将来所得や公的年金収入の傾向. *ニッセイ基礎研究所報* 48, 20-32.
- 日本証券業協会, 2009. 個人投資家の証券投資に関する意識調査(平成 21 年 11 月).
- Odean, T., 1999. Do investors trade too much? *American Economic Review* 89, 1279-1298.
- 大竹文雄, 1990. 公的年金資産と家計の資産選択行動, 人口の高齢化と貯蓄・資産選択(貯蓄経済研究センター編). *ぎょうせい*, 東京都中央区.
- 大竹文雄, 筒井義郎, 池田新介, 2005. 危険回避度の計測: 阪大 2004.3 実験. *mimeo*.

Puri, M. and D. Robinson, 2007. Optimism and economic choice. *Journal of Financial Economics* 86, 71–99.

鈴木亘, 2008. 公的年金と資産選択－自己報告年金受給額による再計測－. *学習院大学経済論集* 45(3), 183-198.

臼杵政治, 中嶋邦夫, 北村智紀, 2008. 厚生年金制度に関する通知の送付とその効果. *季刊社会保障研究* 44(2), 234-247.

Vissing-Jorgensen, A., 2003. Perspectives on Behavioral Finance: Does “Irrationality” Disappear with Wealth? Evidence from Expectations and Actions”, in Mark Gertler and Kenneth Rogoff (eds), *NBER Macroeconomics Annual 2003*, MIT Press, Cambridge, MA, USA.

若園智明, 2002. 公的年金制度に内在するリスク : 家計金融資産選択行動への影響. *経済学論纂(中央大学)* 43(1-2), 127-149.

米澤博康, 松浦克彦, 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.