

配当課税と株式投資

—多年度マイクロデータによる家計の分析—*

大野裕之
林田実

要 旨

我が国において配当課税が家計の投資行動にどのような影響を与えているのかという問題に対して、十分な実証的研究は未だ行われていない。この間隙を埋めるべく、林田・大野 [2008] では、社団法人証券広報センターによる平成12年『証券貯蓄に関する全国調査』の個票データを用いて分析している。しかし、その研究は単年のデータを用いたものであって、そこで述べられた結論が長期にわたる家計の投資行動に対しても有効であるか否かは定かでない。そこで、本論文では、同調査の平成3年から18年までの6回分の調査結果を用い、購入意欲、保有期間に対する家計ごとの限界配当税率の影響を統計的に探った。その際、平成15年税制改正が行われたことを受けて、推計式にそれを表すダミー変数を加え、その影響も吟味した。まず、購入意欲の分析をプロビットモデルで行った。その結果、配当税率の負の有意な影響が検出された。また、配当税率軽減を除く税制改革の効果は正の有意な影響として検出された。次に、保有期間の分析においては、順序型トビットモデルの推計により、配当課税は保有期間を長びかせ、取引を不活性化する効果をもつことが示唆された。以上の分析結果によれば、「貯蓄から投資へ」の政策遂行のために、配当税率を軽減させたことは正しい選択であったと判断できる。また、平成24年以降の配当税率の加重は株式投資の減退が起ることを予想させる。

* 本研究は文部科学省科学研究費補助金の助成を受けている。データの使用に関しては、日本証券業協会ならびに日本証券経済研究所の多大なご協力を頂いた。記して謝したい。また、本論文の前バージョンに対し、有益なコメントをくださった関西大学の前川聡子氏および匿名の査読者にも謝意を表す。残存する誤りは全て筆者らの責任である。

目 次

- I. はじめに
- II. 調査とデータ
 - 1. 調査の概要
 - 2. 分析対象と手法
 - 3. 配当税率の推計
- III. 若干の理論的根拠づけと説明変数
 - 1. 資産選択モデル
 - 2. 説明変数の選択
- IV. 購入意欲の分析
- V. 保有期間の分析
- VI. おわりに
- 巻末付録 1
- 巻末付録 2

I. はじめに

1990年のバブル崩壊後、日本経済は「失われた10年」を経て、ようやく2003年を境にして回復軌道に乗った。2003年4月に7,800円台まで落ち込んだ日経平均株価は、2007年6月には18,000円台にまで回復した。政府はこの間、大規模な財政出動やゼロ金利政策、金融機関への公的資金投入等のマクロ経済政策のほか、種々の規制緩和などの対策を講じてきた。その中でも、株式投資を中心とした金融取引に関連する税制改革は、金融市場のあり方を抜本的に変革しうる重要政策であった。特に2003年4月に施行された新証券税制は、譲渡益、配当の両者に亘って制度を大幅に変更し、また税率も10%に軽減するなど極めて野心的なものであった。前述のように、日経平均株価はその直後から上昇に転じている。不幸にして2008年秋の米国金融市場の崩落を受けて、この税制改革の評価は今日肯定的なものとして定着したとは断定できない。と言うのは、金融市場の自由化という「錦の御旗」を先導した米国金融市場の歴史的混乱を受けて、現在わが国では「行きすぎた自由化」を反省する気運が高まっているからである。この税制改革も金融市場の自由化という精

神的な支柱に寄っていた以上、こうした批判の矛先が向く可能性は否定できないであろう。こうした状況にあっては、金融市場の自由化が行き過ぎていたか否かという、感情的になりがちな議論とは一線を画した、冷静な科学的、客観的な検証が、税制改革の評価に必要であることは言うまでもない。

そもそも、このような大幅な税制の改革にあたっては、税率などの変更が、株式投資行動にどのような影響を与えるかを十分に検証することが重要である。実際、米国をはじめとして海外では、そうした研究が理論、実証両面で、古くから行われており、概ね税が大きな影響を及ぼすと結論づける。例えば、Feldstein [1976], Hubbard [1985], Hochguertel et al. [1997], King and Leape [1998]などを見よ。一方わが国では、こうした研究の蓄積は不十分である。ホリオカ [1987], 松浦・滋野 [1999], 滋野 [1997], 白石・松浦 [2002], 鈴木 [2006]などの若干の例外を除いて、ほとんど行われておらず、しかもその焦点は利子課税、特にマル優制度に焦点を当てたものである。

これを受けて、林田・大野 [2008] は社団法人証券広報センター（現・日本証券業協会証券教育広報センター）『証券貯蓄に関する全国調査』平成12年版の個票データを用いて、配当課

税が株式需要と保有期間に如何なる影響を与えるかを分析した。その結果、配当税率は株式需要を落ち込ませ、保有期間を長引かせるという有意な影響を検出している。本研究は、この林田・大野〔2008〕を更に発展させたものである。すなわち、この調査は平成3年以降3年ごとに6回行われているため、平成12年以外のデータも利用可能である。林田・大野〔2008〕の結果は平成12年という特定年の特殊要因を色濃く反映している可能性は否定できないが、何年かのデータをプールした分析ではそうした懸念は減殺される。この点を踏まえ、多年度に亘るデータをプールして分析に供することにより、林田・大野〔2008〕の結論を確認しようというのが本論文のねらいである。

本論文の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では、調査とデータについて説明する。第Ⅲ節は、次節以降の分析に先立ち、その若干の理論的根拠を提示し、取り入れる説明変数の説明を行う。第Ⅳ節と第Ⅴ説は、それぞれ購入意欲、保有期間の分析を行う。最終の第Ⅵ節は本論文を締めくくる。

Ⅱ. 調査とデータ

1. 調査の概要

本研究で用いた、社団法人証券広報センター(現・日本証券業協会証券教育広報センター)実施の『証券貯蓄に関する全国調査』(以下『調査』と称する)は、平成3年より3年に一度の頻度で継続的に行われてきている¹⁾。本研究実施時点では平成18年が直近の調査となり、全部で6回分のデータが利用可能である。世帯員2人以上の普通世帯で、層化2段無作為法により

抽出した10,000サンプルを対象に、調査員が面接し、または質問表を留置して回答を得ている。実施時期は、各年6月に10日前後の期間で行われている²⁾。質問項目はフェースシートを除き、証券貯蓄一般に関するもの、株式に関するもの、投資信託に関するもの、公社債に関するもの、更に制度・政策変更に関する知識を問うものなど、多岐多数に亘っている。また、時々の時事的な関心に関連した設問もある。このように、『調査』は豊富な情報ソースとなっているが、後にも触れるように各年の質問形式は必ずしも統一されておらず、本研究のように多年度に亘ってデータを分析する際には、この点注意が必要である。

2. 分析対象と手法

林田・大野〔2008〕では、平成12年の『調査』で「1回の投資額としては、合計で最高の位を考えていますか。(1つだけ)」と、1回あたりの投資額を尋ねていることから、この回答を用いて株式需要額に対する配当課税の影響を分析した。当初は本研究でも同じ分析を、多年度でプールしたデータを用いて行うことを企図したが、残念ながらこの設問は他に平成15年でしか行われていない。次節で述べるように、一般的な理論では株式等の資産選択には税の他、リスクプレミアムやボラティリティなどマーケットの状況が影響すると考えられる。そのため、高々2年分のデータしか使えないこととなり、これらを加えた分析には不十分である。そこでこれに代わり、株式の購入意欲への配当税率の影響を分析することとした。『調査』は平成3年から18年のすべての年で、株式の購入意欲に関する設問を設けている。質問形式の詳細は各年で必ずしも統一されていないが、

「今後、株式投資をどのようにしたいとお考えになっていますか」、「お宅では今後、株式を購入してみたいと考えていますか」など、いずれも株式を購入する意志の有無を問うており、この回答を「あり」「なし」の二値データに変換して、6年分をプールすることが可能である³⁾。こうした二値データの分析では、プロビットモデルによる解析が標準的なメソッドであるので、これを行う。ここでは、配当課税は「購入意欲あり」と答える確率を小さくすることが予想される。

これに加えて、本論文では林田・大野 [2008] 同様、保有期間への影響も分析する。『調査』では、平成6年から平成15年の4回分の調査で、「平均すると、どの位の期間保有していることが多いですか。」と、各家計に平均保有期間を問うている。回答選択肢は年によって異なるが、各年共通の保有期間を用いて、最終的には、閾値の知られた1～6の6段階の選択肢とした。最上位選択肢の上限がないため、順序型 Tobit モデルを用いる。予想される効果は、購入意欲の場合ほど単純ではない。配当課税は税引き後収益率を引き下げるが、これが保有期間を長くするか短くするかは一意には決まらないため、先験的には不明である。というのは、配当税率が上昇すれば株式は他の資産と比較して魅力が減殺されるため、機会があれば他の資産に乗り換えようという、いわば「代替効果」が考えられる。一方、配当税率の上昇は配当所得の目減りを意味し、それを補うためにできるだけ長期に保有しようという「所得効果」が考えられる。結果として保有期間が長くなるか短くなるかは、両効果の相対的強弱によるものと考えられるからである。

3. 配当税率の推計

配当課税制度は新証券税制の導入により、平成15年4月前後で大きく変わった。それ以前の、源泉徴収選択制といわれる複雑な制度が、税制改革により簡略化された。前者においては、①「1回の支払い配当の金額が5万円以下のもの」については、国税は20%の源泉徴収、地方税は非課税、②「発行済株式総数の5%未満の株式に係る配当で1回の支払配当の金額が25万円未満のもの」にあつては、国税は総合課税か35%の源泉徴収、地方税は総合課税、③「1回の支払配当の金額が25万円以上のもの又は発行済株式総数の5%以上のもの」の場合は国税、地方税とも総合課税にそれぞれ服することになっていた。一方、改革後にはこの3分類が、(a)上場株式で発行済み株式総数の5%未満を保有するものが支払いを受ける配当については、10%の源泉徴収のみまたは総合課税、(b)それ以外の配当は20%の源泉徴収の後、総合課税へ進む（ただし、少額配当の場合には所得税については確定申告不要を選択できる）という2分類に変更されている（図表1参照）。

改正前の制度については、家計ごとの配当金額を推計できれば配当税率を導くことが可能である。林田・大野 [2008] では、『調査』の株式保有額、保有銘柄数を問う設問の回答と平均配当利回りをを用いて、1銘柄あたりの配当額を推計し、その額に応じて家計ごとの源泉徴収に適用される配当税率（20%または35%）を計算した。総合課税の税率の算出は、岩本他 [1995]、山田 [2007] に従っている。今回の研究では、平成3、6、9、12の4年分についてはこうした手法を踏襲している⁴⁾。一方、平成15年、18年については、配当は(a)上場株式で発行

図表 1 配当課税の概要 (平成15年4月～平成20年12月)

| | 所得税 | 住民税 |
|--|--|------|
| (a)上場株式等の配当 (但し、発行済み株式総数の5%未満を保有する者が支払いを受ける場合) | 10%の源泉徴収 (所得税7%, 住民税3%) 後、総合課税又は確定申告不要 (注) | |
| (b)それ以外の配当 (非上場株式等の配当、上場株式等の配当等で発行済み株式総数の5%以上を保有する者が支払いを受ける配当など) | 20%の源泉徴収 (所得税として) 後、総合課税 | 総合課税 |
| 少額配当 [(1回の支払配当の金額) ≤ (10万円を配当計算期間であん分した金額)] の場合 | 20%の源泉徴収 (所得税として) 後、総合課税又は確定申告不要 | |

(注) ただし、平成15年4月～平成15年12月までの間に生じた上場株式等の配当等に係る個人住民税は非課税。

[出所] 『財政金融統計月報』684号をもとに筆者作成

済み株式総数の5%未満を保有するものが支払いを受ける配当と(b)それ以外の配当に分類されるが、まず、一般の投資家のほとんどは上場株式の保有者であると考えられる⁵⁾。そのうち、発行済み株式総数の5%以上の株式を保有する「大口」の投資家は、(b)の配当所得者と同じ扱いになるが、残念ながら「発行済み株式の5%以上を保有しているか否か」という「大口」の条件を確認する設問は、『調査』にはない。しかし、こうした大口の投資家は稀であると考えられる⁶⁾。そこで以下では、全ての回答者を(a)の配当を受ける投資家としてあつかった。尚、制度上、(a)の配当を受ける投資家で10%の源泉徴収から、総合課税に進むことも可能である。しかし、殆どの投資家はこうした煩雑な手続きを取っていないと考えられるため、この可能性は捨象した。その結果、平成15年、18年については全ての人々が10%の税率に服すると仮定している。

このようにして求めた配当税率の分布は図表2のとおりである。尚、これのもととなった「所得階層別一人あたり配当所得税率」および、それらの『調査』データにおける各年の分布

は、巻末付録1に図表A-1として記載した。

Ⅲ. 若干の理論的根拠づけと説明変数

1. 資産選択モデル

前述のとおり、本論文は購入意欲と保有期間それぞれに対する配当税率の影響を検証するが、言うまでもなくこれらに影響を与える要因は税率以外にも考えられる。そこでこうした要因として、どのような説明変数をモデルに入れるべきかが次に問題となる。そこで、株式投資は家計の資産選択問題であることに鑑み、以下のような単純なモデルを考える。

まず、家計の資産選択における効用関数に絶対的リスク回避度一定モデルを仮定する⁷⁾。すなわち、資産 Y が与えられたときの家計の効用 $U(Y)$ について

$$\frac{-U''(Y)}{U'(Y)} = R, R > 0$$

が成立している。これを解くと、

$$U(Y) = a - be^{-RY}, b > 0^8), R > 0 \quad (1)$$

図表2 配当税率の分布 (平成3年~18年)

| 配当税率 | 度数 | パーセント | 累積度数 | 累積パーセント |
|----------|-------|-------|-------|---------|
| 0.100000 | 14173 | 73.69 | 14173 | 73.69 |
| 0.200000 | 4983 | 25.91 | 19156 | 99.60 |
| 0.371937 | 2 | 0.01 | 19158 | 99.61 |
| 0.372014 | 1 | 0.01 | 19159 | 99.62 |
| 0.372027 | 1 | 0.01 | 19160 | 99.62 |
| 0.421970 | 3 | 0.02 | 19163 | 99.64 |
| 0.421977 | 1 | 0.01 | 19164 | 99.64 |
| 0.421983 | 4 | 0.02 | 19168 | 99.66 |
| 0.421990 | 3 | 0.02 | 19171 | 99.68 |
| 0.422000 | 3 | 0.02 | 19174 | 99.69 |
| 0.422001 | 1 | 0.01 | 19175 | 99.70 |
| 0.422003 | 1 | 0.01 | 19176 | 99.70 |
| 0.422022 | 1 | 0.01 | 19177 | 99.71 |
| 0.462505 | 5 | 0.03 | 19182 | 99.73 |
| 0.464597 | 6 | 0.03 | 19188 | 99.77 |
| 0.466000 | 3 | 0.02 | 19191 | 99.78 |
| 0.472016 | 9 | 0.05 | 19200 | 99.83 |
| 0.482849 | 5 | 0.03 | 19205 | 99.85 |
| 0.484014 | 4 | 0.02 | 19209 | 99.88 |
| 0.484207 | 5 | 0.03 | 19214 | 99.90 |
| 0.485009 | 4 | 0.02 | 19218 | 99.92 |
| 0.485457 | 3 | 0.02 | 19221 | 99.94 |
| 0.485680 | 3 | 0.02 | 19224 | 99.95 |
| 0.485999 | 1 | 0.01 | 19225 | 99.96 |
| 0.486000 | 4 | 0.02 | 19229 | 99.98 |
| 0.486001 | 4 | 0.02 | 19233 | 100.00 |

である。簡単化のためにまず二つのリスク資産からなる世界を考える⁹⁾。家計は期首において資産1に z_1 円、資産2に z_2 円だけ投資を行う。従って w を家計の期首資産保有額とすれば、次の資産制約式が成立する。

$$w = z_1 + z_2 \quad (2)$$

資産1は1円につき期末には X_1 円となり、

資産2は1円につき X_2 円になると仮定すると、家計の期末資産 Y は

$$Y = X_1 z_1 + X_2 z_2 \quad (3)$$

となる。言うまでもなく X は確率変数である。家計は自己の期待効用(すなわち $U(Y)$ の期待値)を制約条件(2)の下で最大化するように、期首のポートフォリオ、 z_1 、 z_2 を決定するわけ

である。期待効用を特定化するには X の分布を定めなければならない。通常次の条件を仮定する。

$$\begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}\right)$$

すると

$$Y \sim N(z_1\mu_1 + z_2\mu_2, z_1^2\sigma_1^2 + 2z_1z_2\sigma_{12} + z_2^2\sigma_2^2)$$

となる。したがって、(1)式の期待値をとると (Y が正規分布に従うのでその積率母関数を利用して)。

$$E(U(Y)) = a - be^{-R(z_1\mu_1 + z_2\mu_2) + \frac{1}{2}R^2(z_1^2\sigma_1^2 + 2z_1z_2\sigma_{12} + z_2^2\sigma_2^2)} \quad (4)$$

である。ここで次の関係に注意する。

$$\max_{z_1, z_2} E(U(Y)) \Leftrightarrow \max_{z_1, z_2} \left[-R(z_1\mu_1 + z_2\mu_2) + \frac{1}{2}R^2(z_1^2\sigma_1^2 + 2z_1z_2\sigma_{12} + z_2^2\sigma_2^2) \right]$$

結局、家計は条件(2)の下で

$$-R(z_1\mu_1 + z_2\mu_2) + \frac{1}{2}R^2(z_1^2\sigma_1^2 + 2z_1z_2\sigma_{12} + z_2^2\sigma_2^2)$$

を最大化するわけである。この最大化問題を解いて、

$$\left. \begin{aligned} z_1 &= \frac{\mu_1 - \mu_2}{R(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12})} + \frac{\sigma_2^2 - \sigma_{12}}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}} w \\ z_2 &= \frac{\mu_2 - \mu_1}{R(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12})} + \frac{\sigma_1^2 - \sigma_{12}}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}} w \end{aligned} \right\} (5)$$

を得る。ここで z 決定因子として、 w (資産保有額) が入っていることに注意されたい。

以上は資産1、2とも、その安全性については特別の仮定を設けていないため、両者ともリスク資産と考えている。次にリスク資産1が無リスク資産の場合を考えよう。この時、期首の無リスク資産1円は期末において $X_1 = \mu_1$ 円になると仮定する。この X_1 円はもはや確率変数ではない。したがって(4)式は次のようになる¹⁰⁾。

$$E(U(Y)) = a - be^{-R(z_1\mu_1 + z_2\mu_2) + \frac{1}{2}R^2(z_2^2\sigma_2^2)}$$

この最大化を与えるリスク資産 z_2 は次のようになる。

$$z_2 = \frac{\mu_2 - \mu_1}{R\sigma_2^2} \quad (6)$$

この場合、リスク資産の決定要因として w が入っていないことに注意ありたい。

以上より、資産2を株式ととらえると、その需要関数を推定する際に資産保有額が入る場合と入らない場合とが示唆される。すなわち、全ての資産を危険資産と考える場合には資産保有額が含まれ、そのうち1つは安全資産と考えられる場合には含まれない。また、危険回避度 R は、家計ごとの諸属性によって変化すると考えられるので、家計の様々な因子を説明変数として取り込む必要が出てくる。

2. 説明変数の選択

上記のように、理論的には、株式投資には株式のリスクプレミアム、ボラティリティ、資産保有額と絶対的リスク回避度によって決定され、さらに絶対的リスク回避度は家計の株式保有額、年齢などをプロクシーとすることが考えられる¹¹⁾。そこで以下の推計では、これらを説明変数として考えることが妥当である。

リスクプレミアムは、各年の調査時点での過去12か月の、配当込み TOPIX (月末終値) の収益率と、同時点での銀行定期預金金利との差として算出した。単純な株価指数を用いなかったのは言うまでもなく、個人投資家の投資行動を考える際、配当のパフォーマンスが株価の動向とともに影響を与えると考えられるためである。また、リスクプレミアムの算出にあたって、国債利回りではなく銀行預金金利を用いた

図表3 記述統計 (購入意欲)

| 変数 | 観測数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|----------|------|---------|---------|--------|--------|
| 株式保有額 | 7124 | 535.96 | 846.39 | 0 | 5000 |
| 年齢 | 7124 | 53.73 | 10.58 | 22 | 65.00 |
| 資産保有額 | 7124 | 1250.34 | 1219.66 | 10 | 20000 |
| 配当税率 | 7124 | 0.17 | 0.06 | 0.10 | 0.49 |
| リスクプレミアム | 7124 | -1.29 | 21.98 | -27.93 | 33.30 |
| ボラティリティ | 7124 | 169.99 | 72.20 | 91.20 | 272.14 |
| | | 観測数 | 割合 (%) | | |
| 購入意欲 | なし | 5198 | 72.96 | | |
| | あり | 1926 | 27.04 | | |

(注) サンプル数7124は、図表4のプロビットモデルの推計に使用されたサンプル数を表す。平成15年ダミーについては割愛。

のは、本研究の分析対象は機関投資家ではなく個人投資家であるためである。ボラティリティも同様に、配当込み TOPIX (月末終値) の12か月の標準偏差を用いた。株式需要額に影響を与える要因としてもうひとつ重要なのは、配当税率軽減以外の、平成15年税制改正の影響である。これには、公募株式投資信託の収益分配金や株式譲渡益課税の軽減税率適用や、公募株式投資信託の償還(解約)損と株式等譲渡益の通算可能化など、先験的に、家計の株式投資行動に影響を与えると考えられる制度改正が行われている。そこで、これを平成15年以降は1を、それ以外は0をとるダミー変数でとらえることとし、この平成15年ダミーを説明変数として加える。林田・大野 [2008] は、平成12年データのみを用いたクロスセクション分析であったため、リスクプレミアムやボラティリティを入れる余地はなかったが、多年データを用いた本論文の分析では、各年の株式市場の状況の差異を示すものとしても、加える必要があろう。

IV. 購入意欲の分析

林田・大野 [2008] では株式需要額を分析対象とした。ところが本論文の扱うデータセットには需要額のデータが平成12年と15年の2年分しかなく、そのため、株式需要額を目的変数とした場合、平成15年ダミー、株価のリスクプレミアム、ボラティリティを同時に説明変数として加えられないという問題があり、結果の信憑性に疑念が生じる。そこで、本論文では株式需要額に代えて、購入意欲の分析を行う。購入意欲のデータは、前述のように「あり」、「なし」の二値データである。推計で用いた変数の記述統計は図表3のとおりである。

図表4は、プロビットモデルを推計した結果である。定式化1では、資産保有額を入れており、第Ⅲ節で説明した、すべての資産がリスク資産である場合に対応し、定式化2は資産1が無リスク資産である場合に対応している。定式化1では、株式保有額、年齢、資産保有額、リスクプレミアム、ボラティリティの各説明変数

図表4 購入意欲の推計結果

| | 定式化1 | | 定式化2 | |
|-------------------------|----------|-------|----------|-------|
| | 係数推定値 | P 値 | 係数推定値 | P 値 |
| 定数項 | -0.3512 | 0.039 | -0.3573 | 0.029 |
| 株式保有額 | 0.0002 | 0.000 | 0.0002 | 0.000 |
| 年齢 | -0.0039 | 0.019 | -0.0022 | 0.148 |
| 資産保有額 | 0.0001 | 0.000 | | |
| 配当税率 | -1.3281 | 0.048 | -1.4313 | 0.027 |
| リスクプレミアム | 0.0144 | 0.000 | 0.0133 | 0.000 |
| ボラティリティ | -0.0010 | 0.000 | -0.0010 | 0.000 |
| 平成15年ダミー | 0.3812 | 0.000 | 0.3688 | 0.000 |
| データ数 | 7124 | | 7771 | |
| McFadden R ² | 0.083585 | | 0.075468 | |
| AIC | 1.071905 | | 1.078133 | |

は全て符号条件を満たしており、5%水準で有意となっている。注目の配当税率は、符号は負、5%水準で有意となっている。いまひとつの注目の平成15年ダミーは、極めて有意に正となっている。資産保有額を除いた定式化2では年齢が非有意となってしまっているが、それ以外の結果は大きく変わっていない。

この結果はまず、配当税率は株式購入意欲にマイナスの影響を与えることを示唆しており、配当税率を軽減した平成15年税制改正は購入意欲を押し上げたことを示唆する。また、配当税率とともに説明変数として加えた平成15年ダミーが有意であることから、この税制改革のそのほかの制度変更も、株式投資意欲にプラスの影響を及ぼしたと言えよう。

V. 保有期間の分析

次に、株式保有期間の分析に入ろう。前述のように、ここでは、問「平均すると、どの位の

期間保有していることが多いですか。」の回答を用いる。被説明変数は「0ヶ月」を含む、途中打ち切りデータ (censored data) である。一方、「0ヶ月」を選択した家計に関しても、説明変数は存在する。こうしたデータにはOLSを施しても推計量には不偏性も一致性もないことは良く知られているおり¹²⁾、Tobitモデルで推計するのが常套である。さらに、本研究の被説明変数たる保有期間は、閾値が既知である6つの選択肢からなる質的データであり、しかもその最上位選択肢 (トップコード) は「120ヶ月以上」となっており、それには上限閾値がない。こうした場合、被説明変数の値を該当する階級の間値にしてTobitモデルで推定すると一致性を失うことが知られている。こうした場合の推計方法として、最近の研究で順序型 (ordered) Tobitモデルが提唱されており、本研究でもそれを用いた¹³⁾。

利用できるデータは、平成6年から平成15年までの4年分である。株式保有期間と配当税率

図表5 記述統計 (保有期間)

| 変数 | 観測数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|------------------|-------------|---------|---------|--------|--------|
| 株式保有期間 | 4667 | 72.34 | 41.07 | 1.5 | 120 |
| 株式保有期間(Tobit用) | 4667 | 72.34 | 41.07 | 1.5 | 120 |
| 株式保有額 | 4667 | 522.56 | 797.88 | 5 | 5000 |
| 年齢 | 4667 | 53.93 | 10.46 | 22 | 65.00 |
| 資産保有額 | 4667 | 1334.19 | 1332.06 | 10 | 2000 |
| 配当税率 | 4667 | 0.18 | 0.05 | 0.10 | 0.49 |
| リスクプレミアム | 4667 | -6.67 | 17.79 | -27.93 | 21.41 |
| ボラティリティ | 4667 | 120.69 | 27.82 | 91.20 | 165.80 |
| | 値 | 観測数 | 割合 (%) | | |
| 保有期間(順序型 Tobit用) | 0ヶ月より長く1年未満 | 463 | 9.92 | | |
| | 1年以上3年未満 | 707 | 15.15 | | |
| | 3年以上5年未満 | 995 | 21.32 | | |
| | 5年以上10年未満 | 1026 | 21.98 | | |
| | 10年以上 | 1476 | 31.63 | | |

(注) サンプル数4667は、図表6の順序型 Tobit モデルの推計に使用されたサンプル数を表す。また、このサンプル中、保有期間については、欠損値でない原データ数は4667であった。欠損値の個数は0であることから保有期間 (Tobit用) と保有期間とは異動はない。尚、平成15年ダミーについては割愛。

との関係を示す理論的なモデルは存在しないため、株式投資需要、購入意欲の分析に準拠してモデルを推計する。推計で利用したサンプル内での各変数の記述統計は、図表5のとおりである。

推計結果は図表6のとおりである。資産保有額を加えた定式化1をみてみよう。いくつかの説明変数は10%水準で有意となっているが、他は全て5%水準で有意である。注目の配当税率は林田・大野 [2008] の結果と整合的に、符号が正でしかも1%以下の水準で極めて有意となっている。すなわち、配当課税の重課は保有期間を長引かせるという結果である。多年度分

析になったことで新たに加えられた、リスクプレミアム、ボラティリティ、平成15年ダミーについては、リスクプレミアムは10%水準で有意に負、ボラティリティと平成15年ダミーは1%水準で有意に正となっている。リスクプレミアムの上昇は保有期間を短縮させる方向に働き、ボラティリティの増大はそれを上昇させる方向に働くことを示唆している。また、税率軽減以外の税制改革も保有期間を長引かせる。資産保有額を加えた定式化2の結果は、株式保有額が1%水準で有意に転じた他は、定式化1と変わらない。

配当課税が正の係数推定値を得たことは、前

図表6 保有期間の推計結果

| | 定式化1 | | 定式化2 | |
|----------|----------|-------|----------|-------|
| | 係数推定値 | P 値 | 係数推定値 | P 値 |
| 定数項 | -16.394 | 0.094 | -24.367 | 0.011 |
| 株式保有額 | 0.002 | 0.092 | 0.003 | 0.005 |
| 年齢 | 0.648 | 0.000 | 0.707 | 0.000 |
| 資産保有額 | 0.002 | 0.021 | | |
| 配当税率 | 175.554 | 0.000 | 189.228 | 0.000 |
| リスクプレミアム | -0.150 | 0.077 | -0.150 | 0.069 |
| ボラティリティ | 0.182 | 0.000 | 0.210 | 0.000 |
| 平成15年ダミー | 30.794 | 0.000 | 35.747 | 0.000 |
| σ | 56.598 | 0.000 | 56.987 | 0.000 |
| データ数 | 4667 | | 5154 | |
| 対数尤度 | -8020 | | -8813 | |
| A I C | 3.440842 | | 3.422962 | |

述したように「所得効果」が「代替効果」を上回っていることと解釈できる。すなわち、配当税率が上昇すれば株式は他の資産と比較して魅力が減殺されるため、より魅力的な他の資産に乗り換えようという効果を、配当所得の目減りを補うためにできるだけ長期に保有しようという効果が凌駕した、消極的な理由による結果であると考えられる。この解釈によれば保有期間の長期化は取引の不活性化を意味する。リスクプレミアムとボラティリティについては以下のように考えられよう。リスクプレミアムが上昇し投資環境が好転すると、投資家は利益確定の誘因に惹かれたり、或いは将来の悪化を懸念したりして、今すぐ保有株式を売却しより魅力的な他資産に乗り換えようと考え、保有期間を短縮せしめる。一方、ボラティリティの上昇は市場の不確実性の増大として忌嫌され、「様子眺め」をして保有している株式はより長く持

ち続けようということになる。平成15年ダミーについては、前節の「今後、購入したい」旨の投資意欲に関する効果が正であることを勘案すれば、同年の税制改革の配当税率軽減以外の制度変更がより株式を魅力的にしたと考えられるので、その結果、持っている株式は他資産に乗り換えるのではなく、より長く保有しようという、積極的な誘因が働いたと解釈するのが妥当であろう。

VI. おわりに

配当課税が家計の株式投資行動に及ぼす影響に関する実証研究は、わが国でいまだ十分な蓄積がない。そこで本研究は、林田・大野[2008]に引き続いて、社団法人証券広報センター実施の『証券貯蓄に関する全国調査』の個票データを用いて、分析を行った。具体的に

は、平成3年から18年までの6回分の調査結果を用い、購入意欲、予定保有期間に対する家計ごとの限界配当税率の影響を統計的に探った。その際、平成15年税制改正が行われたことを受けて、推計式にそれを表すダミー変数を加えて、その影響も吟味した。

林田・大野 [2008] で行っているような株式需要額の分析を行おうとすると、データが平成12年と15年の2年分しか取れないため、分析はこの両年に限られるほか、両年の市場環境の相違を取り入れた分析を十分行うこともできない。そこで株式需要額に代えて、6年分のデータが利用可能な購入意欲の分析をプロビットモデルで行った。その結果、配当課税の負の有意な影響が検出された。また、それ以外の税制改革の効果も正の有意な影響として検出された。保有期間に関する分析においては、順序型Tobitモデルの推計により、林田・大野 [2008] と整合的に、配当課税は保有期間を長くする効果をもつことが示唆された他、配当税率軽減以外の税制改革の効果も然りであるとの結果も得ている。林田・大野 [2008] では、配当課税は「所得効果」が「代替効果」を凌駕して、消極的に保有期間を長びかせ、取引を不活性化する効果をもつとしつつも、平成12年の特殊な市場環境に由来する結果である可能性も捨てきれないとしたが、そのような懸念は減殺されたと言ってよい。尚、実証モデルを選定するにあたり考慮した理論モデルでは、株式に対抗する資産が無リスク資産、リスク資産の2通りを考えたが、実証分析では両者の結果に大きな差異はなく、想定する対抗資産にかかわらず、上述の配当課税の影響は頑健であると認められる。

上記の分析結果を政策的見地から総括する

と、配当課税は家計の株式投資を抑制する働きがあること、平成15年に施行された「新証券税制」は、特にその配当税率の軽減を以て、家計の株式投資を促進する効果を持ったことを含意している。これは「貯蓄から投資へ」を実現するためには、配当税率を低減させたことは正しい選択であったことを意味する。もちろん、「貯蓄から投資へ」とは、株式だけでなく投資信託や社債等も含んだ危険資産一般へのシフトを意味するため、配当課税軽減のみを以てこれが促進されたということは到底できないが、少なくとも株式投資に関しては、期待された効果をもつものであるといえる。ただし、当該税率軽減は平成23年12月までの時限的措置であることは忘れてはならない。それ以降は税率20%に引き上げられる予定であるが、その場合には株式投資の減退が起こることもまた、本研究の結果は含意するものである。

最後に、本研究の限界と将来の研究の課題について、一言述べたい。言うまでもなく本稿の分析は、『証券貯蓄に関する全国調査』という特定の調査結果に依存している。もとより、この調査に先験的な偏りや問題があるわけではなく、その意味でこれ自体の結果の信憑性を疑う余地はない。一方において、ここで得られた結果を他の調査データで確認する作業は、税制と家計の株式投資に関する知見を深める上で、たいへん重要なことである。今般、統計法が改正されたことにより、国の基幹統計の一つである『全国消費実態調査』の個票データが一般の研究者に利用可能となっている。今後はそれを始めとして、家計の金融投資行動を明らかにする別の調査データを用いた後続研究が、本研究の成果を補強することを期待したい。

巻末付録 1

図表 A - 1 総合課税における所得階層別
一人あたり配当所得税率

(a) 平成3年

| 所得階層 | 一人あたり配当所得税率 (%) | | 『証券貯蓄に関する全国調査』に対応した 「一人あたり配当所得税率 (%)」 | |
|----------|-----------------|--------|--|--------|
| | 国税 | 地方税 | 国税 | 地方税 |
| 70万円以下 | -0.138 | 2.161 | -0.011 | 2.197 |
| 100万円以下 | 0.064 | 2.218 | | |
| 150万円以下 | 0.041 | 2.211 | | |
| 200万円以下 | -0.012 | 2.197 | | |
| 250万円以下 | 0.010 | 2.203 | 0.005 | 2.201 |
| 300万円以下 | 0.000 | 2.200 | | |
| 400万円以下 | -0.002 | 7.200 | -0.002 | 7.200 |
| 500万円以下 | 0.000 | 7.200 | 0.000 | 7.200 |
| 600万円以下 | 9.999 | 7.200 | 10.001 | 7.200 |
| 700万円以下 | 10.003 | 7.201 | | |
| 800万円以下 | 10.003 | 12.201 | 15.001 | 12.200 |
| 1000万円以下 | 19.999 | 12.200 | | |
| 1200万円以下 | 24.100 | 13.348 | 29.291 | 13.401 |
| 1500万円以下 | 34.482 | 13.455 | | |
| 2000万円以下 | 34.886 | 13.568 | 34.886 | 13.568 |
| 3000万円以下 | 45.000 | 13.600 | 45.000 | 13.600 |
| 5000万円以下 | 45.000 | 13.600 | | |
| 5000万円超 | 45.000 | 13.600 | | |

(b) 平成6年

| 所得階層 | 一人当たり配当所得税率 (%) | | 『証券貯蓄に関する全国調査』に対応した 「一人当たり配当所得税率 (%)」 | |
|----------|-----------------|--------|--|--------|
| | 国税 | 地方税 | 国税 | 地方税 |
| 70万円以下 | 0.909 | 2.455 | | |
| 100万円以下 | 0.741 | 2.407 | | |
| 150万円以下 | 0.149 | 2.242 | 0.438 | 2.323 |
| 200万円以下 | -0.048 | 2.187 | | |
| 250万円以下 | 0.036 | 2.210 | 0.006 | 2.202 |
| 300万円以下 | -0.024 | 2.193 | | |
| 400万円以下 | -0.008 | 7.198 | -0.008 | 7.198 |
| 500万円以下 | -0.008 | 7.198 | -0.008 | 7.198 |
| 600万円以下 | 9.996 | 7.199 | 9.994 | 7.198 |
| 700万円以下 | 9.992 | 7.198 | | |
| 800万円以下 | 10.007 | 12.202 | 15.006 | 12.202 |
| 1000万円以下 | 20.004 | 12.201 | | |
| 1200万円以下 | 24.105 | 13.350 | 29.360 | 13.421 |
| 1500万円以下 | 34.614 | 13.492 | | |
| 2000万円以下 | 34.806 | 13.546 | 34.806 | 13.546 |
| 3000万円以下 | 45.000 | 13.600 | | |
| 5000万円以下 | 45.000 | 13.600 | 45.000 | 13.600 |
| 5000万円超 | 45.000 | 13.600 | | |

(c) 平成9年

| 所得階層 | 一人当たり配当所得税率 (%) | | 『証券貯蓄に関する全国調査』に対応した 「一人当たり配当所得税率 (%)」 | |
|----------|-----------------|--------|--|--------|
| | 国税 | 地方税 | 国税 | 地方税 |
| 70万円以下 | 0.323 | 2.290 | | |
| 100万円以下 | -0.227 | 2.136 | | |
| 150万円以下 | 0.086 | 2.224 | 0.045 | 2.213 |
| 200万円以下 | 0.000 | 2.200 | | |
| 250万円以下 | -0.016 | 2.195 | -0.002 | 2.200 |
| 300万円以下 | 0.013 | 2.204 | | |
| 400万円以下 | -0.004 | 2.199 | -0.004 | 2.199 |
| 500万円以下 | 0.008 | 7.202 | 0.008 | 7.202 |
| 600万円以下 | 9.993 | 7.198 | 10.000 | 7.200 |
| 700万円以下 | 10.008 | 7.202 | | |
| 800万円以下 | 9.997 | 7.199 | 10.000 | 7.200 |
| 1000万円以下 | 10.003 | 7.201 | | |
| 1200万円以下 | 23.489 | 13.177 | 23.875 | 13.285 |
| 1500万円以下 | 24.260 | 13.393 | | |
| 2000万円以下 | 24.646 | 13.501 | 24.646 | 13.501 |
| 3000万円以下 | 35.001 | 13.600 | | |
| 5000万円以下 | 45.001 | 13.600 | 41.667 | 13.600 |
| 5000万円超 | 45.000 | 13.600 | | |

(d) 平成12年

| 所得階層 | 一人当たり配当所得税率 (%) | | 『証券貯蓄に関する全国調査』に対応した 「一人当たり配当所得税率 (%)」 | |
|----------|-----------------|--------|--|--------|
| | 国税 | 地方税 | 国税 | 地方税 |
| 70万円以下 | 1.111 | 2.511 | 0.160 | 2.245 |
| 100万円以下 | -0.377 | 2.094 | | |
| 150万円以下 | -0.059 | 2.183 | | |
| 200万円以下 | -0.036 | 2.190 | | |
| 250万円以下 | -0.022 | 2.194 | | |
| 300万円以下 | -0.023 | 2.194 | -0.023 | 2.194 |
| 400万円以下 | 0.009 | 2.203 | 0.009 | 2.203 |
| 500万円以下 | 0.010 | 7.203 | 0.010 | 7.203 |
| 600万円以下 | 9.989 | 7.197 | 9.989 | 7.197 |
| 700万円以下 | 9.990 | 7.197 | 9.997 | 7.199 |
| 800万円以下 | 9.992 | 7.198 | | |
| 1000万円以下 | 10.001 | 7.200 | | |
| 1200万円以下 | 13.501 | 11.180 | 18.752 | 11.250 |
| 1500万円以下 | 24.002 | 11.321 | | |
| 2000万円以下 | 24.499 | 11.460 | 24.499 | 11.460 |
| 3000万円以下 | 31.999 | 11.600 | 32.000 | 11.600 |
| 5000万円以下 | 32.000 | 11.600 | | |
| 5000万円超 | 32.000 | 11.600 | | |

(e) 平成15年

| 所得階層 | 一人当たり配当所得税率 (%) | | 『証券貯蓄に関する全国調査』に対応した 「一人当たり配当所得税率 (%)」 | |
|----------|-----------------|--------|--|--------|
| | 国税 | 地方税 | 国税 | 地方税 |
| 70万円以下 | -0.769 | 1.985 | -0.175 | 2.151 |
| 100万円以下 | 0.066 | 2.219 | | |
| 150万円以下 | -0.029 | 2.192 | | |
| 200万円以下 | 0.033 | 2.209 | -0.001 | 2.200 |
| 250万円以下 | -0.017 | 2.195 | | |
| 300万円以下 | 0.016 | 2.204 | -0.002 | 2.199 |
| 400万円以下 | -0.002 | 2.199 | | |
| 500万円以下 | 0.009 | 7.203 | 0.009 | 7.203 |
| 600万円以下 | 9.993 | 7.198 | 9.997 | 7.199 |
| 700万円以下 | 10.000 | 7.200 | | |
| 800万円以下 | 10.009 | 7.202 | | |
| 1000万円以下 | 10.001 | 7.200 | 10.005 | 7.201 |
| 1200万円以下 | 13.494 | 11.178 | | |
| 1500万円以下 | 24.000 | 11.320 | 18.747 | 11.249 |
| 2000万円以下 | 24.499 | 11.460 | | |
| 3000万円以下 | 31.999 | 11.600 | 24.499 | 11.460 |
| 5000万円以下 | 31.999 | 11.600 | | |
| 5000万円超 | 32.000 | 11.600 | | |

(f) 平成18年

| 所得階層 | 一人当たり配当所得税率 (%) | | 『証券貯蓄に関する全国調査』に対応した「一人当たり配当所得税率 (%)」 | |
|----------|-----------------|--------|--------------------------------------|--------|
| | 国税 | 地方税 | 国税 | 地方税 |
| 70万円以下 | -0.056 | 2.184 | -0.096 | 2.173 |
| 100万円以下 | -0.135 | 2.162 | | |
| 150万円以下 | -0.008 | 2.198 | -0.002 | 2.199 |
| 200万円以下 | 0.004 | 2.201 | | |
| 250万円以下 | 0.009 | 2.202 | | |
| 300万円以下 | 0.003 | 2.201 | 0.006 | 2.202 |
| 400万円以下 | 0.000 | 7.200 | | |
| 500万円以下 | 0.007 | 7.202 | 0.007 | 7.202 |
| 600万円以下 | 10.002 | 7.200 | | |
| 700万円以下 | 9.991 | 7.198 | 9.996 | 7.199 |
| 800万円以下 | 9.996 | 7.199 | | |
| 1000万円以下 | 9.999 | 7.200 | 9.998 | 7.199 |
| 1200万円以下 | 13.497 | 11.179 | | |
| 1500万円以下 | 23.998 | 11.320 | 18.748 | 11.249 |
| 2000万円以下 | 24.499 | 11.460 | | |
| 3000万円以下 | 31.999 | 11.600 | 32.000 | 11.600 |
| 5000万円以下 | 32.001 | 11.600 | | |
| 5000万円超 | 32.000 | 11.600 | | |

巻末付録2

順序型 (ordered) Tobit モデルは一般に次のように表現できる。

$$y_i^* = \mathbf{x}_i \mathbf{B} + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } y_i^* < 0, \\ 1 & \text{if } 0 \leq y_i^* < a_1, \\ \vdots & \\ j & \text{if } a_{j-1} \leq y_i^* < a_j, \\ \vdots & \\ c & \text{if } a_{c-1} \leq y_i^*. \end{cases}$$

ここで、 y_i^* は潜在変数であり、 \mathbf{x}_i 、 \mathbf{B} はそれぞれ説明変数ベクトルと係数ベクトルである。また、 y_i^* は実際には観測されず、カテゴリ化された y_i が観測される。具体的には a_1, \dots, a_{c-1} を所

与として、 y_i は y_i^* が $a_{j-1} \leq y_i^* < a_j$ の時、 j というカテゴリ値をとる。また、 ε_i は独立に平均0、分散 σ^2 の正規分布に従うと仮定する。データが与えられた時のモデルの対数尤度は

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^c I_{ij} \log \left\{ \Phi \left(\frac{a_j - \mathbf{x}_i \mathbf{B}}{\sigma} \right) - \Phi \left(\frac{a_{j-1} - \mathbf{x}_i \mathbf{B}}{\sigma} \right) \right\}$$

となる。ただし、 I_{ij} は y_i が j という値をとる時、1、それ以外の時0となるインデックス関数である。または $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数であり、 $a_{-1} = -\infty$ 、 $a_0 = 0$ 、 $a_c = \infty$ 、と定義しておく。順序型 Tobit モデルのパラメータ \mathbf{B} および σ はこの対数尤度を最大化することによって推定される。

注

- 1) ただし、この間名称が何度か変更になっている。
- 2) 平成15年調査だけは10月に実施されている。
- 3) 実際のプール作業は、各年の調査の質問事項が異なっているために、かなり煩雑である。まず、平成12年と平成18年はほぼ同一で、被調査者全員に、株式購入の意志の有無を問うている。平成12年を例にすれば、問11で「お宅では今後、株式を購入してみたいと考えていますか。」とあり、回答選択肢として、「1 買う予定がある」、「2 買いたいと思っているが、その時にならないとわからない」、「3 今のところ買うつもりはない」があげられている。この場合、回答選択肢1および2を購入意欲「あり」、3を「なし」とし、欠損値をそのまま欠損値とした。これに対して平成15年は株式購入意欲を聞く問15が、それに先立つ問7の、株式投資に関心があるかの質問において、株式投資に関心があるという被調査者に限定されている。そこで、問7で株式投資に関心がないと答えた被調査者は購入意欲が「ない」と判断した。その他は平成12、18年に準じた。最後に平成3、6、9年の3年間は同一の設問が設けられているが、これらは上述の3年とは異なっている。先行する問11で株式保有の経験を問うた上で、経験のある者について、問24で「今後、株式投資をどのようにしたいとお考えになっていますか」としている。回答選択肢は「1 今のまま様子を見る」、「2 時期を見て買いたい」、「3 時期を見て売りたい」、「4 もう株式はやらない」、「5 わからない」である。従って、回答選択肢2のみを購入意欲「あり」とし、残りは全て「なし」とした。また、株式保有の経験がない者については問21が設けられていて、そこでは、「お宅ではこれまでに株式をお買いになろうとお考えになりましたか」と尋ねている。そこで回答選択肢1の「かなり具体的に買おうと考えた」および2の「漠然とはあるが買おうと考えた」を購入意欲「あり」とし、回答選択肢3の「考えたことがない」は「なし」とした。その他は全て欠損値である。
- 4) 前段落の②にあたる投資家については、税率35%の源泉徴収で納税を終えていると仮定している。林田・大野[2008]では、この分類の投資家についても、さらに総合課税に進む可能性を考慮したが、ほとんど結果が変わらなかったため、本稿ではこうした想定は捨象した。
- 5) 例えば平成12年、15年の調査で、株式を保有している人のうち、非上場株式を保有している人の割合はそれぞれ5%未満、4%未満である。平成18年の調査ではやや多く7%未満となっている。
- 6) 平成12年の調査は株式保有数を問うており、10万株以上の株式をもっていると答えた人の割合は僅か0.9%である。多くの上場企業では10万株程度では発行済み株式数の5%には満たないものと考えてよいので、「大口」株主の割合は極めて小さいに違いない。平成15年、18年調査ではこうした問いはない。
- 7) 相対的リスク回避度一定のモデルは本稿ではとりあげない。Friedman and LeRoy [1979]によれば相対的リスク回避度一定のモデルにおいては、効用関数のテラー近似、最適解を求める際の3次導関数の無視可能などを

- 仮定しなければならず、実証可能なモデルに到達するまでの展開に不自然さを筆者らは感じている。それに反し、絶対的リスク回避度一定モデルは明快な理論展開を経て実証可能なモデルを構築することができる。
- 8) $U(Y)$ が Y の増加関数になるための条件を入れた。
 - 9) n 財が存在する場合でも全く同様に解くことができる。
 - 10) $\sigma_1^2 = \sigma_{12} = 0$ となるからである。
 - 11) 株式投資残高が存在する家計にあっては、そうでない家計に比べてリスク回避度に差があることが想定できる。先行研究ではそのほかに、年収、持ち家の有無なども加えることが多く、本研究でもこれらも加えて推計したが、両者とも非有意な係数推定値を得ている。
 - 12) 例えば糞谷 [2007] 参照。
 - 13) 巻末付録2参照。詳しくは、たとえば Groot and Brink [1999]などを参照せよ。

参考文献

- 岩本康志・藤島雄一・秋山典文 [1995], 「利子・配当課税の評価と課題」『ファイナンシャル・レビュー』, 大蔵省財政金融研究所, 5月, pp. 27-50。
- 滋野由紀子 [1997], 「利子課税制度の政策的転換と家計の反応」『大阪大学経済学』第46巻, 第3号, 1997年, 1月, pp. 24-45。
- 白石小百合・松浦克己 [2002], 「家計の危険資産選択と税制」『証券経済研究』第36号, 日本証券経済研究所, 3月, pp. 129-142。
- 鈴木亘 [2006], 「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?」『証券経済研究』第56号, 日本証券経済研究所, 12月, pp. 131-146。
- 田近栄治・中川和明 [1991], 「わが国家計の資産選択と資産需要の代替性」, 『ファイナンシャル・レビュー』, 大蔵省財政金融研究所, 3月, pp. 67-83。
- 林田実・大野裕之 [2008], 「配当課税が家計の株式投資行動に与える影響—『証券貯蓄に関する全国調査』個票データにもとづく実証分析—」『証券経済研究』64号, 日本証券経済研究所, 12月。
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ [1987], 「日本にお

- ける家計貯蓄の決定要因とマル優廃止の影響について—都道府県庁所在地都市別データによる分析を踏まえて—, 『フィナンシャル・レビュー』, 大蔵省財政金融研究所, 3月, pp. 27-39.
- 松浦克己・滋野由紀子 [1999], 「利子所得税と勤労所得税の比較」『会計検査研究』第20号, 9月, pp. 9-21.
- 蓑谷千風彦 [2007], 『計量経済学大全』, 東洋経済新報社。
- 山田直夫 [2007], 「近年の利子・配当課税の実効税率について」『証券レビュー』, 日本証券経済研究所, 第47巻第7号, 7月, pp. 70-90.
- Feldstein, M [1976], "Personal Taxation and Portfolio Composition: An Econometric Analysis," *Econometrica*, Vol. 44(4), pp. 631-650.
- Groot, W., and M. Brink [1999], "Overpayment and Earnings Satisfaction," *Applied Economics Letters*, Vol. 6, pp. 235-238.
- Hochguertel, S., R. Alessie, and A. van Soest [1997], "Saving Accounts versus Stocks and Bonds in Household Portfolio Allocation," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 99, No. 1, pp. 81-97.
- Hubbard, R. G. [1985], "Personal Taxation, Pension Wealth, and Portfolio Composition," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, pp. 53-60.
- King, M., and J. Leape [1998], "Wealth and Portfolio Composition: Theory and Evidence," *Journal of Public Economics*, Vol. 69, pp. 155-193.
- LeRoy, S., and J. Werner [2000], *Principle of Financial Economics*, Cambridge.

大野裕之 (東洋大学経済学部教授)
林田 実 (北九州市立大学
経済学部教授)