

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—*

林 田 実
大 野 裕 之

要 旨

税制が株式投資に如何なる影響を及ぼすかを定量的に明らかにする研究は、わが国でいまだ十分な蓄積がない。本研究はその間隙を埋めるべく、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・平成12年度版』の個票データを用いて、配当課税が家計の資産選択行動に与える影響を探った。具体的には、本調査が各家計の株式保有残高のみならず、購入予定額、予定保有期間について尋ねていることから、株式需要と保有期間に対する各家計の限界税率の影響を検証した。平成12年当時、配当所得課税の制度は、1銘柄あたりの配当額に応じて、源泉徴収、申告納税、およびその選択と複雑になっていることから、家計ごとに異なった限界税率を推計することが可能である。株式需要額と予定保有期間を被説明変数として、そうして算出した限界税率で、資産保有額、年齢などとともに回帰した。その際、これら被説明変数が閾値の知られた質的変数で、しかもその最上位選択肢には上限閾値が無いことに鑑み、Ordered（順序型）Tobit モデルで推計した。その結果、配当税率の上昇は株式需要を押し下げ、保有期間を引き延ばすことが示唆された。前者の示唆は、株式市場をめぐる環境が不確実な今日、配当税率の引き上げを行った場合、大きな株式需要の減退が起ころうること、「貯蓄から投資へ」の成功のためには、むしろ配当への税負担を引き下げる政策こそが必要であることを含意する。

目 次

- | | |
|-----------------|---------------|
| I. はじめに | IV. 調査とデータの詳細 |
| II. 先行研究 | V. 分析手法と結果 |
| III. 若干の理論的根拠付け | 1. 分析手法 |

* 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。本論文の前バージョンに対し、日本証券経済研究所でのワークショップ参加者、Ryu Keun-kwan 教授他韓国応用経済学会参加者、大山道広教授他東洋大学ワークショップの参加者、馬場義久教授、清野一治教授他早稲田大学 CEO セミナー参加者、ならびに松浦克己教授、内田交謹准教授から多くの貴重なコメントを頂戴している。また匿名の査読者から、細部に亘る丁寧なコメントを頂いた。記して謝したい。

2. 株式投資需要
3. 株式保有期間

I. はじめに

90年代初頭のバブル崩壊、それに続く銀行の不良債権問題を受けて、我が国の金融市場は大きく様変わりした。従来の過剰な規制は金融セクターの健全な発展を阻害し、以って経済全体に弊害を及ぼすとの反省にたち、「金融ビッグバン」の名の下に各部門で大幅な規制緩和が行われた。これにより、「貯蓄から投資へ」のスローガンのもと、銀行を経由する間接金融から証券市場による直接金融にシフトしていくことが、日本経済にとって緊急の課題となった。株式市場においては、特に、諸外国に比して遅れている個人投資家の育成が企図された。そのため、委託手数料自由化（1998年4月、1999年10月）を始めとして、インターネット証券会社解禁（1998年）、単元株制度の導入（2001年）などが次々と実施されることになったが、その最大の焦点の1つは税制改革である。1999年の有価証券取引税の廃止を経て、個人所得税制は2003年に「新証券税制」が導入されることにより一つの頂点を極めた。この改革では譲渡益課税が申告分離課税に一本化されるとともに、配当課税は配当額にかかわらず、源泉分離と総合課税の選択制に改められた。また、税率も時限的に10%に低減された¹⁾。さらに、損失の多年度繰越を認めることにより家計の資金をリスク資産へ誘導することも図られた。

ところで、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

VI. おわりに

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いるが、わが国では、次節で述べる若干の例外を除いて、その蓄積は不十分である。我々はこの間隙を埋めるべく、税制が家計の株式投資行動に与える影響を、家計の資産選択に関するアンケート・データを用いて実証的に探る。より具体的には、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年度版）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たかを、分析する。

本論文の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では、本研究と関連の深い内外の先行研究をレビューする。第Ⅲ節では、実証分析に進む前提として、家計の資産選択行動に関する若干の理論的根拠付けを行う。第Ⅳ節では、使用するデータを詳しく紹介するとともに、配当課税率のデータについて解説する。第Ⅴ節は、実証分析の手法の説明と結果の報告を行う。最終の第Ⅵ節は、本論文の締めくくりである。

II. 先行研究

本節では、本研究に関連の深い内外の先行研究をレビューする。まず、課税が資産選択行動に与える影響を分析した海外の研究のうち、特に重要ないくつかを紹介した後、それをわが国税制のコンテキストで展開した希少な研究をレビューする。

Feldstein [1976] は、課税の資産選択への

影響を初めて、計量的手法によって分析した研究といってよい。連邦準備委員会理事会が1962年に行った、家計の所得と資産に関するアンケートの個票データを用いて、所得課税は個人の資産選択に大きな影響を与えることを示した。これは、株式のほか、国債、市債、預貯金などの金融資産の保有割合を、年齢、性別、純資産の正負のほか、「課税状況変数 (tax situation variable)」とよぶ課税所得分類 (いずれも二値変数) によって回帰した結果、これが統計的に有意な係数を検出していることによる。しかし、課税所得分類を税の影響と解釈することに疑問なしとしない。むしろ、検出された影響は所得そのものの影響と見ることも可能である。

Hubbard [1985] は、米国の大統領年金政策委員会の下で1979年と1980年に実施されたアンケートのデータを用いて、限界所得税率と年金資産保有が、各資産保有に与える影響を分析し、前者は株式保有に正の強い影響を与えていることを示す。目的変数に各資産の保有割合をとり、説明変数には恒常所得 (およびその他の変数) をとる。ただし、注意すべきは、限界税率はTAXIMモデルから導出されており、それには総所得や資産所得が影響する。したがって、検出された正の影響にはそれらの影響が現れているとみなせないか懸念が残る。

Hochguertel et al. [1997] は、1988年のオランダのクロスセクションデータで、貯蓄総額ならびにリスク資産・安全資産の選択に関わる税制の影響を、Tobitモデルで検証している。説明変数には金融資産総額、限界税率、年齢、教育水準、職業を用い、金融資産水準は内生変数である可能性に配慮し、latent variableを用いた最尤法推計を行う。「2段階資産選択」

つまり、家計は最初に貯蓄総額を決め、しかる後に資産選択をするという想定の下で推計を行っている。その結果、株式・債券という危険資産選択に限界税率の強い正の影響を検出している。しかし、限界税率は所得とともに上昇するであろう。需要関数の推計には所得を説明変数に加えていないことから、限界税率の正の影響は、所得の影響を検出してしまっていることはないか、疑問が残る。

King and Leape [1998] は、1978年に民間研究機関の行った、米国の家計の金融行動に関するアンケートの個票データで分析を試みた。この研究の最大の特徴は、当該データにも示されるように、家計は資産を十分分散せず、いくつかの資産に集中して保有するという観測事実を取り込んだ「不完全資産選択モデル」を考案している点にある。その上で、ある資産を保有するかしないかという質的決定と、選択する場合にどれくらい選択するかという量的決定を同時に推計する sample selection を使用している。各家計が直面する限界税率を詳細に算出し、税率は保有確率を正で有意に高め、量的選択への影響は負であるが非有意であるという結論を導いている。しかし、ここでも限界税率と所得の相関は懸念材料である。

以上が海外の研究であるが、言うまでもないことであるが、各国の株式税制はわが国のそれとはかなり異なっているため、結果の解釈には注意を要する。そのまま、わが国税制を念頭に含意を導くことはできない。

次にわが国の研究であるが、まず、ホリオカ [1987] は消費物価指数や地価上昇率のデータが都道府県別でとれることに着目し、48都道府県別のデータで、①資産の収益率は貯蓄全体には影響を与えない、②地価上昇率は実物資産割

合に正の、金融資産割合に負の影響を及ぼしており、収益率はポートフォリオ選択に影響していると報告している。説明変数は基本的にさまざまな所得変数であるが、他に世帯主年齢、有業者数、世帯人員数などを加えて推計を試みている。この研究は直接に税を扱ったものではないが、この結果は、資産収益率に税が影響を及ぼすかぎりにおいて、税が資産選択に与える影響として解釈することが可能である。

利子課税の資産選択への影響を分析した研究に、松浦・滋野 [1999] がある。彼らは1994年の『全国消費実態調査』の個票データを用いて、家計の勤労所得と利子所得の実効限界税率を推計し、その乖離から両税の課税の仕方を効率性の観点から評価する。回帰分析などは行っていない。

滋野 [1997] は1988年の『貯蓄動向調査』の個票データで、同年4月のマル優廃止・老人マル優設定に家計が如何に反応したかを追う。その結果、マル優対象家計とそうでない家計は同一の行動をとっているという仮説は強く棄却されること、改革で不利益をこうむった家計は、より有利な貯蓄手段に資産をシフトさせたことなどが示唆された。これにより、家計は税制改革に敏感に反応したとの結論を導いている。

白石・松浦 [2002] は、郵政研究所の『第5回家計における金融資産選択に関する調査 1996年11月』の個票データを用い、65歳以上世帯の金融資産選択に関する税制の影響を検証している。具体的には、資産を預貯金等の安全資産と有価証券等の危険資産の2つに分け、後者の保有額を金融所得課税の「実効税率」と、年収、金融資産残高、負債残高そのほかの変数で回帰している。保有するかしないかという選択と、保有する場合に幾ら保有するかという選択

の両方を、それぞれ「保有関数」、「需要関数」として、sample selection モデルで推計しているのが特徴である。結果は、「実効税率」は危険資産保有確率・金額ともに負の影響を与えるというものである。しかしながら、「実効税率」の算出方法に問題がある。株式や投資信託も含めて、マル優を利用しない場合には、その収益にかかる税率は20%と仮定しているが、この20%という仮定は余りに単純化しすぎていると思われる²⁾。この場合の実効税率は、計算方法から明らかなように、安全資産、危険資産両方にかかる平均税率のようなものであり、後者だけにかかる税率ではない。したがって、各資産にかかる税負担が当該資産選択にどう影響しているかという問題に直接応える検証とはなっていない。

鈴木 [2006] は、郵政総合研究所『家計と貯蓄に関する調査 1988年』の個票データを用いて、2006年1月の老人マル優廃止の影響を探る。差分の差推定により、金融資産需要関数を推計し、当該制度変更は株式保有割合を有意に高めていないこと、株式投信・公社債投信の割合などは有意に高めているものの、大きさは小さいことなどを示した³⁾。

以上がわが国の、課税の資産選択効果を実証的に分析した研究の主だったものであるが、その中心は、利子所得課税、特にマル優制度に焦点を当てたものであることがわかる。配当課税に明示的にスポットライトを当てたものはない。また、推計される実効税率は総合課税の所得税率であり、配当課税ないしは利子課税という税目ごとの実効税率となっていないことが多い。そのひとつの理由は、配当課税制度が2003年までは源泉・申告・申告分離の選択制と極めて複雑な制度になっていたことがあげられよ

う。しかし逆に言えば、複雑な制度であればこそ、家計間に限界税率の差異が存在するという点に着目し⁴⁾、その差異と各家計の株式投資行動の関連を探ろうとしたところに、本研究の特徴があるといえる。

Ⅲ. 若干の理論的根拠付け

本節では、第V節の実証分析の前提となる、若干の理論的根拠付けを行う⁵⁾。簡単化のために2つの資産からなる世界を考えよう⁶⁾。ひとつをリスク資産、他方を無リスク資産と仮定する。リスク資産には株式を、無リスク資産には定期預貯金を考える。家計は期首においてリスク資産に z_1 円、無リスク資産に z_2 円だけ投資を行う。したがって w を家計の期首資産保有額(総貯蓄額)とすれば、次の資産制約式が成立する。

$$w = z_1 + z_2 \quad (1)$$

リスク資産、無リスク資産の課税後粗収益率を X_1 、 \bar{X}_2 と仮定すると、家計の期末資産 Y は

$$Y = X_1 z_1 + \bar{X}_2 z_2 = \bar{X}_2 w + (X_1 - \bar{X}_2) z_1$$

となる。言うまでもなく X_1 は確率変数であり、 \bar{X}_2 は非確率変数である。家計の効用関数を $U(Y)$ とすると、家計は(1)を制約条件として、これで表される効用の期待値を最大化するよう z_1 を選択する。すなわち、

$$\max_{z_1} E \left[U(\bar{X}_2 w + (X_1 - \bar{X}_2) z_1) \right]$$

を解く。この一階の条件は次で与えられる。

$$E \left[U'(\bar{X}_2 w + (X_1 - \bar{X}_2) z_1^*) (X_1 - \bar{X}_2) \right] = 0 \quad (2)$$

ただし、 z_1^* はこの問題の解である、リスク資産への最適投資額である。ここで $E(X_1) = \mu_1$

とにおいて、 z_1^* を \bar{X}_2 の関数と見立て $\mu_1 - \bar{X}_2$ の近傍で線形近似をすると、(2)より、煩雑な数式展開の後次を得る。

$$z_1^* \cong \frac{\mu_1 - \bar{X}_2}{\sigma^2 R(\bar{X}_2 w)} \quad (3)$$

ただし、 σ^2 は X_1 の分散、下記の $R(\bar{X}_2 w)$ はArrow-Prattの絶対的リスク回避度を表す。

$$R(\cdot) = -U''(\cdot)/U'(\cdot)$$

次節で説明するように、本研究が扱うデータはクロスセクションであり、リスク資産、無リスク資産の課税前粗収益率は各家計共通であると仮定せざるを得ない。 σ^2 も然りである。ここで配当税率は家計ごとに異なる一方、無リスク資産の課税は20%の源泉分離が適用される利子課税であるから各家計共通である。したがって(3)よりも、配当税率が z_1^* に影響を与えることが示唆される。配当税率の上昇は μ_1 を押し下げることにより、 z_1^* を低下させると考えられる。

z_1^* に影響を与えるいまひとつの要因は R である。これが資産保有額 w の関数になっているから、 w は説明変数として加えるべきであろう。わが国をはじめ諸外国のデータで、所得や資産保有額の高い家計ほどリスク資産の保有割合が高いこと、すなわちリスク選好度が増すことが知られている。これは $\partial R(Y)/\partial Y < 0$ を含意する。したがって、 w の上昇は R を押し下げため、 z_1^* を上昇させるものと考えられる。一方で、 w は絶対的リスク回避度を決める唯一の要因とは限らない。実際、年齢や性別、教育、持ち家の有無、あるいは生来のリスク志向など資産保有額以外の要因も広く影響を与えるものと考えられる。そこでこれらを別個に説明変数に加えて推計を行う必要がある。ただし、以下の推計では、頑健性をチェックする

ため、資産保有額 w を入れた場合、入れない場合の両方を考慮する。

IV. 調査とデータの詳細

本研究では、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）が1990年より3年に一度の頻度で行っている、『証券貯蓄に関する全国調査』の平成12年度版を用いた⁷⁾。調査は、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、6,331家計より有効回答を得ている。実施時期は、平成12年5月12日から22日までの11日間である。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（問1～問9）、株式に関するもの（問10～問31）、投資信託に関するもの（問32～問43）、公社債に関するもの（問44～問60）、更に制度・政策変更に関する知識を問うもの（問61～問72）と72問に及んでいる。この調査は、直近は平成18年度に行われているが、質問形式に一貫性がなく多年度に亘ってデータを分析する際には、注意が必要であることから、今回は平成12年度のみを用いることとした。尚、平成12年度を選んだ理由は、平成15年1月の証券税制改革前のもっとも新しいデータを提供するからである。後続の研究では同税制改革後のデータを分析し、税制改革の効果を明示的に分析する予定である。

ここで、当該データと類似のデータの比較を試みたい。総務省統計局『貯蓄動向調査』ならびにその後進である『家計調査貯蓄・負債編』は、金融資産を詳細に分類しその残高を記録しており、その中には株式も含まれている。これはわが国の家計を調査した最も包括的なものと

考えられるが、株式の取得額や保有期間についての調査項目はない⁸⁾。また個票の入手は困難である。日経 NEEDS 社の『NEEDS-RADAR 金融行動調査』も、家計の資産選択行動に関する情報を提供する優れたデータである。例えば、2002年調査では、株式に関して保有残高のほか、過去の売買経験の有無、保有株式の種類、売買頻度などを尋ねている。本調査は毎年行われており、その意味で情報量も豊富である。多少、年により質問項目が異なるようであるが、株式に関するこうした質問は毎年行われているようである⁹⁾。ただし、株式購入（ないしはその予定額）や保有期間は尋ねていない。それから、予定調査対象が全国ではなく、首都圏に限られていることは注意が必要である。金融広報中央委員会の『家計の金融資産に関する世論調査』も株式保有残高を尋ねている（H18年調査で問3(a)）。また、増やしたり新たに始めたりしてみたい投資として、株式を選択肢に入れている（H18年調査で問4）。しかし、どれくらい増やしたいかという金額はやはり調査されていない。保有期間についても調査はない。これらのことから、これら3つのデータは、保有残高に関してはいずれも情報を提供するものの、取得したい額および保有期間についての調査はないことがわかる。換言すれば、これらの情報を提供する点が、今回用いるデータの大きな特徴である。

ここで、本研究で採用した配当税率について解説しておこう。株式の配当に係る所得税率（配当税率）は2000年時点において、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る。従つて、なんらかの方法で家計ごとの配当金額を推計できれば家計ごとの配当税率を導くことが可能である。幸いなことに『証券投資に関する全国調査』には株式保有額、保有銘柄数を問う設問がある。1銘柄あたりの株式保有額に平均配当利回りを乗ずれば家計ごとの1銘柄あたりの配当額を推計することができよう。このようにして得られた配当額が $10 = 5 \times 2^{10}$

万円以下であれば、その家計の配当税率を20%とし、 $50 = 25 \times 2$ 万円を超えていれば総合課税による税率を適用すれば良い。ところで、この配当額が5万円を超え25万円未満の家計にあつては次の二つの配当税率を考えることができる。すなわち、当該家計が源泉分離に服したと仮定して(a)35%とする、あるいは総合課税に従つたとして(b)総合課税の税率を適用する(ただし35%を超えない)。本稿ではこの二つの配当税率(a)、(b)を用いて回帰分析を行うこととする。

総合課税の税率の算出については、岩本他[1995]、山田[2007]に従つた。以下、若干の

図表1 平成12年度 総合課税における所得階層別一人あたり配当所得税率

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	1.111	2.511		
100万円〃	-0.377	2.094	0.160	2.245 ¹²⁾
150万円〃	-0.059	2.183		
200万円〃	-0.036	2.190		
250万円〃	-0.022	2.194		
300万円〃	-0.023	2.194	-0.023	2.194
400万円〃	0.009	2.203	0.009	2.203
500万円〃	0.010	7.203	0.010	7.203
600万円〃	9.989	7.197		
700万円〃	9.990	7.197	9.989	7.197
800万円〃	9.992	7.198		
1,000万円〃	10.001	7.200	9.997	7.199
1,200万円〃	13.501	11.180		
1,500万円〃	24.002	11.321	18.752	11.250
2,000万円〃	24.499	11.460	24.499	11.460
3,000万円〃	31.999	11.600		
5,000万円〃	32.000	11.600	32.000	11.600
5,000万円超	32.000	11.600		

図表2 『証券貯蓄に関する全国調査』における配当税率の分布

配当税率(a)			配当税率(b)		
配当税率	度数	割合(%)	配当税率	度数	割合(%)
0.200000	1092	97.94	0.021710	2	0.18
0.371937	2	0.18	0.022122	1	0.09
0.372027	1	0.09	0.171863	3	0.27
0.421970	3	0.27	0.171956	3	0.27
0.421990	3	0.27	0.200000	1092	97.94
0.462505	5	0.45	0.300021	5	0.45
0.464597	6	0.54	0.359586	6	0.54
0.466000	9	0.27	0.435999	3	0.27

解説を行いたい。まず国税庁『申告所得税標本調査結果（税務統計から見た申告所得税の実態）』によれば、家計の「所得階層別一人あたり配当所得」および「所得階層別一人あたり配当税額控除（国税）」を簡単に求めることができる。他方総合課税にあっては、所得階層別所得税率（国税）が定められているので「所得階層別一人あたり配当所得税額（国税）」は以下の式で算出できる。

$$\begin{aligned} & \text{所得階層別一人あたり配当所得税額（国税）} \\ = & \text{所得階層別一人あたり配当所得} \times \text{所得階層別} \\ & \text{所得税率（国税）} - \text{所得階層別一人あたり配} \\ & \text{当税額控除（国税）} \end{aligned}$$

これを「所得階層別一人あたり配当所得」で割ると総合課税における「所得階層別一人あたり配当所得税率（国税）」を得ることができるわけである。地方税については上記式の（国税）を適宜、地方税に変えればよい¹¹⁾。このようにして求めた「所得階層別一人あたり配当所得税率（国税）」および「所得階層別一人あたり配当所得税率（地方税）」が図表1である。

また、配当税率(a)(b)それぞれの方式で求めた家計の配当税率が「証券貯蓄に関する全国調査」データでどのように分布しているかを示したものが図表2である。

V. 分析手法と結果

1. 分析手法

本論文ではまず、配当税率が株式需要にいかにか影響したかを検証する。ここでは問11-2の回答を株式需要と捉えた。すなわち、問11-2は「1回の投資額としては、合計で最高ど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。これを、金額に応じて7段階の選択肢で回答する。もちろん、これらの問は必ずしも実績を尋ねているものではなく、予定額を尋ねている。その意味で予定需要額である。しかし、こうした「予定」の回答はある程度実績に基づいたものであるに違いない。その意味で、株式需要そのものと考えても差し支えないであろう¹³⁾。株式需要には、前期と今期、ないしは期首と期末の保有額の差を充

てることも可能であるが、本研究で扱うデータはクロスセクションであるため、そうした処理は不可能である。また、先行研究の多くが株式保有残高を目的変数にとっているが、累進制度のもと、総合課税においては、実効税率は所得に応じて高くなる。一方、株式保有残高は所得に比例して大きくなる傾向があり、そのため、実効税率と株式保有残高との間には正の相関が生じてしまい、税負担と株式需要との関係を正しく測ることは困難である¹⁴⁾。そこで本研究では、株式需要に予定投資額を充ててこの問題を回避している。これが本研究のひとつの大きな特徴である。

被説明変数は「0円」を含む、途中打ち切りデータ (censored data) である。一方、「0円」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¹⁵⁾、Tobitモデルで推計するのが常套である。ところで、先述のとおり、本研究の被説明変数たる投資金額は、閾値が既知である7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「1,000万円以上」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¹⁶⁾。こうした場合の推計方法として、最近の研究でOrdered(順序型)Tobitモデルが提唱されており、本研究でもそれをを用いた¹⁷⁾。詳細は補論参照のこと。

更に本論文では、配当課税が影響を与えうる家計の株式投資行動として、保有期間についても取り上げる。すなわち、問16は「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。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。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。

2. 株式投資需要

第Ⅲ節でも述べたように、絶対的リスク回避度一定のモデルでは財市場に無リスク資産が存在すると想定するか、しないかに応じて、株式投資需要の説明変数に資産保有額が入らないか、入るかが決定される¹⁸⁾。(3)式にしたがえば、他に加えられるべき説明変数は課税後期待収益率 μ と絶対的リスク回避度 R である。課税前収益率はクロスセクションデータを用いているため、全ての家計に共通と仮定せざるを得ないことは前述した。そのため、配当課税率は課税後収益率を家計ごとに異ならせるため、配当税率は μ に関わるものとして説明変数に加えられる。絶対的リスク回避度については、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ので、これは R の代理変数のひとつとして適切であろう。さらに先行研究にならって、年齢も R の代理変数として説明変数に取り入れた¹⁹⁾。

図表3はこの推計で用いた変数の記述統計で

図表 3 記述統計 (株式投資需要の推計)

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
株式投資額	240	201.9167	150.6148	5	500
株式投資額 (Tobit 用)	1059	45.7602	110.8014	0	500
株式保有額	1059	568.6497	887.3623	25	5000
年齢	1059	55.0009	10.1528	27	65
資産保有総額	1059	1321.0100	981.4247	25	3000
配当税率(a)	1059	0.205237	0.0354848	0.2	0.466

注) サンプル数1,059は図表4第一列の Ordered 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、株式投資額については、欠損値でない原データ数は240あった。残りの欠損値819個のデータについては0と解釈して推計を行ったため、株式投資額 (Ordered Tobit 用) の観測数は1059である。

図表 4 Ordered Tobit モデルによる推計結果(株式投資需要)

	(1)	(2)	(3)	(4)
定数項	133.2137 0.3015	133.2392 0.3984	113.2048 0.3817	116.3776 0.4738
株式保有額	0.11264*** 0.0000	0.104771*** 0.0000	0.131452*** 0.0000	0.123602*** 0.0000
年齢	-4.099584*** 0.0047	-4.102207*** 0.0046	-3.328323** 0.0185	-3.337767** 0.0181
資産保有額	0.029725 0.1158	0.029549 0.1197	—	—
配当税率(a)	-1336.228*** 0.0108	—	-1347.145** 0.0113	—
配当税率(b)	—	-1337.792** 0.0499	—	-1363.494* 0.056
尤度	-973.3132	-975.9606	-991.243	-993.8264
データ数	1,059	1,059	1,102	1,102

注) 各欄の数値は上段が係数推定値, 下段がその P 値。アスタリスク 3 個, 2 個, 1 個はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意を示す。無印は10%水準においても非有意。

ある。データは欠損値を含むため全サンプルを利用するわけではないので、推計に使われたデータについての記述統計を示した。2種類の配当税率のおおのを説明変数に加えた推計結果は図表4のとおりである。資産保有額²⁰⁾を含むケースが(1)(2)である。配当税率(a)および(b)はともに少なくとも5%水準で有意である。さらに、係数はマイナスであって、配当税率の上

昇が株式投資を抑制することが強く示唆されている。資産保有額は10%水準でも有意ではなかったが、P値は(1)(2)ともに0.11程度で微妙な大きさではある。株式保有額は正で有意であり、いったん株式を保有した家計が株式投資をする際の垣根が低いことが強く示唆される。年齢は負に有意であり、年齢とともに株式投資を回避する傾向が見て取れる。これは、人々は加

齡とともに保守化していくと解釈できる。資産保有額を含まない(3)(4)でも配当税率に係る係数は少なくとも5%および10%水準で有意にマイナスである。株式保有額は正で有意であり、年齢は負に有意であることは(1)(2)の結果と同様である。これらの結果は、配当課税が株式投資に負の影響を与えている証拠と考えてよいであろう。

3. 株式保有期間

株式保有期間と配当税率との関係を示す理論的なモデルは存在しない。一般に配当税率が高くなれば、所有する株式をより長く保持し配当総額を大きくすることによって配当税率の負の影響を相殺しようとする行動（「所得効果」）もある。他方で、配当税率の上昇による収益率の低下を、現在の株式を売却し他の有利な資産を選択することで埋め合わせようとするかもしれない（「代替効果」）。最終的に保有期間が長くなるか短くなるかは、これら2つの効果の相対的強弱で決まるため、一概に決定することは困難であろう²¹⁾。

そこで、株式投資需要分析を参考にしてモデルを推計してみた。まず、推計で利用したサン

プル内での各変数の記述統計を図表5に示した。図表6が推計結果である。年齢は(1)~(4)の全てにおいて1%水準で有意に正である。このことは、加齢は株式保有期間を長くするよう作用することを示唆する。加齢にともなう保守化傾向の表れと解釈できる。株式保有額は図表4の結果と異なり、(1)~(4)のすべてで10%水準でも非有意となっている。資産保有額(1)(2)ともに10%水準でも有意にならなかった。注目の配当税率は(a)、(b)とも少なくとも5%水準では有意に正である。すなわち配当税率が上昇すると長期に株式を保有することによって配当税率上昇のマイナス効果を相殺しようとする行動の方が優勢になると言えそうである。つまり、所得効果が代替効果を上回っている。

VI. おわりに

課税が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。そこで本研究はその間隙を埋めるべく、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』の平成12年度版の個票データを用いて、配当課税が家計の資産選択行動に与える影

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
保有期間	1060	73.2679	42.8732	1.5	120
保有期間 (Tobit 用)	1060	73.2679	42.8732	1.5	120
株式保有額	1060	582.9009	902.2789	25	5000
年齢	1060	55.0726	10.1054	27	65
資産保有額	1060	1334.55	986.8566	25	3000
配当税率(a)	1060	0.205232	0.035468	0.2	0.466

注) サンプル数1,060は図表6第一列のOrdered 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1,060であった。欠損値の個数は0であることから保有期間(Ordered Tobit用)と保有期間とは異動はない。

図表 6 Ordered Tobit モデルによる推計結果(保有期間)

	(1)	(2)	(3)	(4)
定数項	-1.756209 0.9201	-28.06473 0.3075	-3.491367 0.8427	-30.81084 0.2688
株式保有額	-0.003926 0.1277	-0.002573 0.3225	-0.00244 0.2628	-0.001088 0.618
年齢	0.686563*** 0.0014	0.700416*** 0.0012	0.806612*** 0.0001	0.82175 0.0001
資産保有額	0.003468 0.1765	0.003478 0.1761	—	—
配当税率(a)	238.3545*** 0.0001	—	238.5821*** 0.0001	—
配当税率(b)	—	365.7568*** 0.002	—	370.6986*** 0.0021
尤度	-2008.145	-2009.122	-2081.398	-2082.295
データ数	1060	1060	1104	1104

注) 各欄の数値は上段が係数推定値, 下段がそのP値。アステリスク3個, 2個, 1個はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意を示す。無印は10%水準においても非有意。

響を採った。具体的には、本調査が各家計の株式保有残高のみならず、購入予定額、予定保有期間について尋ねていることから、株式需要と保有期間に対する各家計の限界税率の影響を検証した。平成12年当時、配当所得課税の制度は、1銘柄あたりの配当額に応じて、源泉徴収、申告納税、およびその選択と複雑になっていることから、家計ごとに異なった限界税率を推計することが可能である。株式需要額と予定保有期間を被説明変数として、そうして算出した限界税率で、資産保有額、年齢などとともに回帰した。その際、これら被説明変数が、閾値が知られた質的変数で、しかもその最上位選択肢には上限閾値が無いことに鑑み、Ordered Tobit モデルの手法を用いた。その結果、配当税率の上昇は株式需要を押し下げ、保有期間を引き延ばすということが示唆された。

これらの結果の政策含意について考えてみたい。日経平均は2007年6月に18,297円の高値を

つけた後、米国のサブプライム問題の直撃を受け2008年11月現在、9,000円を割り込む水準に至っている。しかもサブプライム問題が世界経済に与える負の影響は、想像を超えた領域に入ることが危惧されている。その意味でも、本稿の第1の結論「配当税率の上昇は株式需要を押し下げる」の政策的含意は極めて明白である。このような不確実な環境の中で配当税率の引き上げを行った場合、「貯蓄から投資へ」の国是は頓挫するほどの株式需要の減退が起こるかもしれない。株式需要拡大のためには、配当への税負担を引き下げる政策こそが必要である。他方、配当税率の上昇が株式保有期間を延長させる効果については、明確な政策含意を導くことは容易ではなからう。と言うのは、平成12年当時の歴史的な低金利の中であって、株式保有者が株式を手放しても乗り換えるべき魅力的な代替資産が存在しなかったため²²⁾、株式保有に拘泥せざるをえなかったことの反映にすぎないか

もしれないからである。環境が変われば、「代替効果」がより強く働いて、配当税率と株式保有期間の相関関係は逆転することもありうる。

最後に本稿の限界と将来の研究の課題について一言しておく。言うまでもなく本稿の分析対象となったデータは平成12年度のカロスセクションデータである。従ってここで得られた主要な結論が過去のデータでも成立しているとは限らない。幸いなことに『証券貯蓄に関する全国調査』は平成3, 6, 9年度にも行われているので、本稿の主要な結論の頑健性を探求することは興味深い。また、より重要なことであるが、平成15年の抜本的な税制改革の影響を、平成15年度のデータを用いて分析するとともに、これと平成12年度データの分析結果とを比較考察する必要がある。さらに両年度のデータをプールしてモデル分析できれば平成15年の税制改革の効果を定量的に把握することも可能かもしれない。これらはみな、後続研究の重要なテーマである。

補論

Ordered Tobit モデルは一般に次のように表現できる。

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

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{if } y_i^* < 0 \\ 1 & \text{if } 0 \leq y_i^* \leq \alpha_1 \\ \vdots & \\ j & \text{if } \alpha_{j-1} \leq y_i^* \leq \alpha_j \\ \vdots & \\ c & \text{if } \alpha_{c-1} \leq y_i^* \end{cases}$$

ここで、 y_i^* は潜在変数であり、 \mathbf{x}'_i, β 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 $\alpha_1, \dots, \alpha_{c-1}$ を

所与として、 y_i は y_i^* が $\alpha_{j-1} \leq y_i^* \leq \alpha_j$ 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

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

となる。ただし、 I_{ij} は y_i が j という値をとる時は1、それ以外の場合は0となるインデックス関数である。また $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数であり、 $\alpha_{-1} = -\infty$, $\alpha_0 = 0$, $\alpha_c = \infty$ と定義しておく。Ordered Tobit モデルのパラメータ β 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) 譲渡益税の軽減税率は、当初は平成19年末(2007年12月31日)で廃止されることとなったが、その後平成20年末(2008年12月31日)まで延長された。配当税率のそれは、当初は平成19年度末(2008年3月31日)で廃止、後それが平成20年度末(2009年3月31日)まで延長された。更に、平成20年度税制改革案では軽減税率廃止に当たっては、円滑に新制度へ移行する観点から、特例措置として、平成21年及び平成22年の2年間、500万円以下の譲渡益及び100万円以下の配当について7% (住民税とあわせて10%) の税率を適用すること、更に個人投資家の株式投資リスクを軽減するため、平成21年より、上場株式等の譲渡損失と配当との間の損益通算の仕組みを導入することが盛り込まれた。
- 2) 収益には配当、譲渡益があり、それぞれ複雑な税制の下に置かれているし、調査時には有価証券取引税も存在していた。
- 3) こうした研究のほか、税と株投資行動に関しては、Ono and Hayashida [2007] が、有価証券取引税の廃止と手数料自由化にともなう取引コストの低下が我が国の株式取引を活性化させたことを数量的に明らかにしている。また、大野・林田 [2006] は、市場全体および証券会社ごとの取引高データを利用して、譲渡益課税の低減が家計の株式取引に拍車をかけたこと、さらに「新証券税制」以後にロックイン効果が見られるようになったことなどを指摘している。
- 4) 利子所得課税の場合には全ての家計が20%の源泉分離であるため、こうした差異は生まれないことを想起ありがたい。したがって、そうした差異はマル優利用の有無に求めるより他はなく、それが先行研究のモチベーション

になっているのであろう。

- 5) 本節ではLeRoy and Werner [2000]を参考にした。
- 6) 言うまでもなくこの仮定は現実的でない。しかし第V節の実証分析では、株式需要だけを取り上げてその需要を推計しているため、株式とそれ以外という形で資産を事実上2分類している。したがって本節の目的を考慮すれば、それに対応して、徒に理論を複雑にすることなく、この単純化の仮定をおくのは正当化されるであろう。尚、複数のリスク資産を想定した場合にも、線形リスク受容度(LRT)型効用関数を想定すれば、同様な帰結を導くことができる。詳しくはLeRoy and Werner [2000], Chapter13を参照せよ。
- 7) ただし、この間名称が何度か変更になっている。
- 8) 『家計調査収入・支出編』では、各家計の支出項目として預貯金のほか、有価証券取得というのがあるが、株式、債券などというように有価証券の内訳はわからない。
- 9) 質問表は公表されていない。
- 10) 配当は通常、年2回行われるため。
- 11) ただし「所得階層別一人あたり配当税額控除(地方税)」については、同(国税)×(2.8/10)で求める。なぜなら法定控除率が国税では10%、住民税では2.8%であるからである。
- 12) この階層で、次の階層よりも税率が高く算出されたのは、退職者等所得が少なく資産が多い家計の影響であると考えられる。
- 13) もっとも、本来「需要」とは何かを考えた場合、実績値よりもこうした予定額のほうが適切かもしれない。実績値すなわち実際に買われた額は、売買条件が折り合う売り手が見つかったことを前提としているため、供給側の要因が含まれたデータということができる。つまり、予定額を扱うことは需要関数の推計に関する識別問題をクリアするという利点もある。
- 14) 実際、本研究でもそうした定式化を試みたが、実効税率の係数は極めて有意に正であり、解釈が困難となった。
- 15) 例えば蓑谷 [2007] 参照。
- 16) この点を指摘した松浦克己教授に謝意を表す。
- 17) たとえばGroot and Brink [1999]を参照。
- 18) 一般に無リスク資産と考えられている短期国債、銀行預金などであっても、実際には理論の教えるような純粹にリスクの無い資産であるわけではない。政治的安定や銀行の倒産蓋然性は別にしても、インフレになった場合の実質的収益変動からは逃れられない。その意味で資産市場にはリスク資産のみしか存在しないと考えるのも十分可能であろう。
- 19) 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。
- 20) これには、問6の保有している貯蓄の合計額(証券貯蓄は時価)を用いている。
- 21) そのほかに、株式の売却に係る費用、乗り換え資産の購入にかかる費用、株式から他の資産に移行する際の精神的な抵抗なども影響すると思われる。
- 22) 確かに外貨預金、外国債券は表面利回りは高く、一部

投資家にとっては魅力的な代替資産であった可能性はある。しかし、長年、円貨でのみ資産を運用してきた大多数の投資家にとっては、資産を外貨建てで持つことにはかなりの心理的抵抗があったことが想像される。

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」『フィナンシャル・レビュー』, 大蔵省財政金融研究所, 5月, pp.27-50。
- 大野裕之・林田実 [2006], 『株式譲渡益課税の個人投資家の投資行動に与える影響の効果分析』日本証券経済研究所。
- 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。
- 鈴木木巨 [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」『フィナンシャル・レビュー』, 大蔵省財政金融研究所, 3月, pp.67-83。
- 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.
- Ono, H. and M. Hayashida [2007], "A Turnover Tax, Transaction Costs, and Stock Trading Volume: The Case of Japan," *The University of Kitakyushu Working Paper* 2003-6, 2007.

(林田 実 北九州市立大学経済学部教授)
大野裕之 東洋大学経済学部教授)