

TCER Working Paper Series

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

THE EFFECT OF DIVIDEND TAXATION ON HOUSEHOLDS' STOCK INVESTMENT
BEHAVIOR: AN EMPIRICAL INVESTIGATION BASED ON INDIVIDUAL SURVEY
DATA

大野裕之

Hiroyuki Ono

林田実

Minoru Hayashida

2008年 9月

Working Paper J-1

<http://tcer.or.jp/wp/pdf/j1.pdf>

TCER 

公益財団法人東京経済研究センター
〒102-0072 東京都千代田区飯田橋1-7-10-703

©2008 by Hiroyuki Ono and Minoru Hayashida.

All rights reserved. Short sections of text, not to exceed two paragraphs, may be quoted without explicit permission provided that full credit, including ©notice, is given to the source.

概要

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、順序型(ordered) 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。

大野裕之
東京経済研究センター (TCER) 及び
東洋大学
経済学部
東京都文京区白山5-28-20
hiroono@toyonet.toyo.ac.jp

林田実
北九州市立大学
経済学部
北九州市小倉南区北方4-2-1
hayasida@kitakyu-u.ac.jp

Abstract

There is not yet enough quantitative research to date on the effect of taxation on investors' stock trading behavior in Japan. To fill out the gap, this study examined the issue, using individual data from the 2000 survey of the National Survey on Securities Savings conducted by the Japan Institute for Securities Information & Public Relations. More specifically, because the survey asks a planned amount of stock purchase and length of holding period, the study analyzed the effect of the marginal rate of dividend tax applied to each household on their demand for stocks and the length of holding period. The institution of dividends taxation in 2000 was that, depending on the dividend payment per brand of stock there existed three ways of paying the tax, withholding at source, self-assessed payment in the income tax filing, and the option of the two. It is this complexity that makes it possible to estimate the marginal tax rates varying from household to household. Given that the explanatory variables are ordered qualitative responses with known thresholds and that there is no upper threshold in the top code, the demand for stocks and holding period are regressed on the estimated tax rates, together with total savings, amount of current stock holding, and age in ordered Tobit models. It is found that a higher tax rate reduces the demand for stocks and makes the holding period longer. The former finding implies that, under the current, unclear environment, the tax raise would largely decrease the demand for stocks and that, therefore, a reduction would be necessary in order to succeed in the goal of "From Savings to Investment."

Hiroyuki Ono
TCER
and
Toyo University
Faculty of Economics
5-28-20 Hakusan, Bunkyo-ku, Tokyo
hiroono@toyonet.toyo.ac.jp

Minoru Hayashida
The University of Kitakyushu
Faculty of Economics and Business
Administration
4-2-1 Kitagata Kokura-minamiku, Kitakyushu
hayasida@kitakyu-u.ac.jp

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～*

The effect of dividend taxation on households' stock investment behavior:
An empirical investigation based on individual survey data

北九州市立大学経済学部
林田実
hayasida@kitakyu-u.ac.jp

東洋大学経済学部
大野裕之
hiroono@toyonet.toyo.ac.jp

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, 配当課税を申告分離課税に一本化するとともに、税率も時限的に10%に低減された¹⁾。また、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『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たかを、分析する。

本論文の構成は以下のとおりである。第2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3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4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5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6節は、本論文の締めくくりである。

II. 先行研究

本節では、本研究と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あってよい。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サンプルセレクションモデルを使用している。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下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[1994]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、家計間に限界税率を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 5 節の実証分析に前提となる、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、リスク資産 2 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。

$$w = z_1 + z_2$$

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

$$Y = X_1 z_1 + \bar{X}_2 z_2 = \bar{X}_2 w + (X_1 - \bar{X}_2) z_1 \quad (1)$$

となる。言うまでもなく X_1 は確率変数である。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、

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

を解く。この一階の条件は次で与えられる。

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

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 z_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)よりまず、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 を押し下げるため、 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定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12)、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）や保有期間は訊いていない。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20%の源泉徴収、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、総合課税か35%の源泉徴収、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。他方総合課税にあつては、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。

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

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。

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	
70万円以下	1.111	2.511	2.404 ¹²⁾
100万円〃	-0.377	2.094	
150万円〃	-0.059	2.183	
200万円〃	-0.036	2.190	
250万円〃	-0.022	2.194	2.171
300万円〃	-0.023	2.194	
400万円〃	0.009	2.203	2.212
500万円〃	0.010	7.203	7.212
600万円〃	9.989	7.197	17.186
700万円〃	9.990	7.197	
800万円〃	9.992	7.198	17.196
1,000万円〃	10.001	7.200	
1,200万円〃	13.501	11.180	
1,500万円〃	24.002	11.321	30.002
2,000万円〃	24.499	11.460	
3,000万円〃	31.999	11.600	
5,000万円〃	32.000	11.600	
5,000万円超	32.000	11.600	
			35.959

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(%)
0.2	1092	97.76	0.02171	2	0.18

0.35	25	2.24	0.022122	1	0.09
			0.171863	3	0.27
			0.171956	3	0.27
			0.2	1092	97.76
			0.300021	5	0.45
			0.35	11	0.98

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関与したかを検証する。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、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貫性もないことは良く知られている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貫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ていようという「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3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⁾。(5)(6)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 と絶対的危険回避度 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。絶対的危険回避度については、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ある。Tobitモデルによる推計では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%水準でも有意では無かったが、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、人々は一般に加齢とともに保守化していくことを考えると自然な結果であろう。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%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という証拠と考えてよいであろう。

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)	1060	45.71698	110.758	0	500
株式保有額	1060	571.4151	891.5014	25	5000
年齢	1060	55.00283	10.14815	27	65
資産保有総額	1060	1321.01	982.3183	25	3000
配当税率(a)	1060	0.203396	0.022324	0.2	0.35

注)サンプル数 1,060 は図表 4 第一列の 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 820 個のデータについては 0 と解釈して Tobit 推計を行ったため、株式投資額 (Tobit 用) の観測数は 1060 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	302.9429* 0.0813	211.9421 0.2425	314.7485* 0.0645	228.5420 0.2019
株式保有額	0.112092*** 0.0000	0.103877*** 0.0000	0.130143*** 0.0000	0.121634*** 0.0000
年齢	- 4.065424*** 0.0501	- 4.148661*** 0.0042	- 3.287532** 0.0204	- 3.378861** - 0.0169
資産保有額	0.029614 0.1182	0.029727 0.1174	—	—
配当税率(a)	- 2195.099*** 0.0058	-	- 2367.117*** 0.0024	—
配当税率(b)	—	- 1718.143** 0.0332	-	-1911.042** 0.0168
尤度	- 974.0022	- 976.1608	- 992.5255	-2062.879
データ数	1,060	1,060	1,104	1,104

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。

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するかもしれない(「所得効果」)。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回帰式を推計してみた。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。

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	1061	73.24411	42.86002	1.5	120
保有期間 (Tobit 用)	1061	73.24411	42.86002	1.5	120
株式保有額	1061	585.6503	906.2888	25	5000
年齢	1061	55.07446	10.10077	27	65
資産保有額	1061	1336.12	987.7152	25	3000
配当税率(a)	1061	0.203393	0.022314	0.2	0.35

注)サンプル数1,061は図表6第一列の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1,061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。

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	- 17.99492 0.4172	- 20.13350 0.4435	- 22.67877 0.3076	- 26.29654 0.3177
株式保有額	- 0.003878 0.1306	- 0.002620 0.3117	- 0.002225 0.3051	- 0.000956 0.6587
年齢	0.684254*** 0.0015	0.702504*** 0.0011	0.801613*** 0.0001	0.820798 0.0001
資産保有額	0.003467 0.1768	0.003458 0.1790	—	—
配当税率(a)	320.4188*** 0.0004	—	335.6963*** 0.00002	—
配当税率(b)	—	325.8152** 0.0036	—	348.2007** 0.0019
尤度	- 2011.879	- 2012.848	- 2085.711	- 2086.513
データ数	1061	1061	1106	1106

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。

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・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、年齢などとともに関係させた。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 1 月現在、13,500 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るかもしれない。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。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にあつて、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 年のク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 年のデータを用いて分析するとともに、これと平成 12 年データの分析結果とを比較考量する必要がある。さらに両年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

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

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

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

ここで、 y_i^* は潜在変数であり、 \mathbf{x}_i' 、 $\boldsymbol{\beta}$ 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 $a_{j-1} \leq y_i^* \leq a_j$ 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

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

となる。ただし、 I_{ij} は y_i が j という値をとる時、1、それ以外の時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、 $a_{-1} = -\infty$ 、 $a_0 = 0$ 、 $a_c = \infty$ と定義し

ておく。順序型 Tobit モデルのパラメータ $\boldsymbol{\beta}$ 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。

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』, 財務省財政金融研究所, 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」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財政金融研究所, 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』, 財務省財政金融研究所, 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。
- 蓑谷千鳳彦 [2007], 『計量経済学大全』, 東洋経済。
- 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.

* 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

交誼准教授から多くの貴重なコメントを頂戴している。記して謝したい。

- 1) この軽減税率は、当初は平成19年末で廃止されることとなったが、その後平成20年末まで延長された。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、調査当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 [2003]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5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） $\times(2.8/10)$ 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、銀行預金などにあっても、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大体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。