

新証券税制が家計の株式投資行動に 与えた影響の研究

——基幹統計『家計調査』の個票データを用いて——

大野 裕之

hiroono@toyo.jp

林 田 実¹⁾

hayasida@kitakyu-u.ac.jp

要 旨

本稿では『家計調査』貯蓄負債編の、2002年3月～2003年12月までの月次個票データを用いて、2003年の新証券税制の効果が家計の株式および株式投資信託保有高にどれほどあったのかを探った。具体的には、家計の実質株式・株式投信保有高を目的変数とし、株式リスクプレミアム、家計の金融資産残高、年齢、持ち家、新証券税制の定数項ダミーおよびリスクプレミアム係数シフトを説明変数とした、トービットモデル、サンプルセクションモデルで分析した。その際、新証券税制の効果は定数項ダミーおよびリスクプレミアム係数シフトで計測した。その結果、①新証券税制の効果の有無については、上記2つのモデルで、定数項ダミーおよびリスクプレミアム係数シフトにかかる係数がともに正で、統計的に有意な係数推定値を得たため、税制改正が実質株式・株式投信保有高を高めたことが明らかになった。また、その量的効果はトービットモデルの推定結果で見ると、②定数項シフトに反映されたもので、全家計で、約9.1兆円の残高増となる。他方、③リスクプレミアム係数シフトに現れる残高増は0.5兆円に満たない。よって、④資金循環表に基づく、同時期の家計の株式・株式投信残高増約8.7兆円は、この定数項シフトによってほぼ説明できる。

目 次

- | | |
|---------------|----------------------|
| I. はじめに | 1. 定式化 |
| II. 先行研究のレビュー | 2. トービットモデルの推計結果 |
| III. データとモデル | 3. サンプルセクションモデルの推計結果 |
| 1. データ | V. ディスカッション |
| 2. モデル | VI. おわりに |
| IV. 推定結果 | |

I. はじめに

2008年秋まで世界的に推し進められてきた金融の自由化が、米国株式市場の暴落に帰結したことにより、現在、金融市場の規制のあり方について、世界規模で本格的な議論がわき起こっている²⁾。我が国でも金融自由化は90年代半ばから断行され（金融ビッグバン）、その流れは2003年の「新証券税制」に至る。この一連の改革は米国市場の暴落を契機として、強く反省を迫られつつある。このような中において、我が国における金融市場の最適な規制や税制はいついどのようにあるべきであろうか³⁾。ところが、この間に答えるべく用意されている基礎研究は意外にもわずかである。どのような政策がどのような効果を生むのかを予測するだけの基本的な研究が我が国において不足しているのである。

こと株式市場に限っても、このような状況に大きく変わりはない。配当税や譲渡益税、有価証券取引税などが、株式市場に与える影響が質的にも、量的にも世界中で同一のものであれば、その成果（例えばFeldstein et al. [1980]）をただ単に我が国へ適用し、あるべき市場規制を模索することも可能であろう。しかしながら、リスクに対する態度一つをとってみても、我が国と米国では相当な差異があることが知られている。我々はこのような現状に鑑み、Ono and Hayashida [2009]において、有価証券取引税の廃止が我が国の株式取引高に正の効果を与えていることを詳細に探求した。また、Hayashida and Ono [2011]では取引コストの減少が取引高の増大に寄与したことを定量的に示した。さらに、林田、大野 [2008] および大

野、林田 [2010] では、社団法人証券広報センター『証券貯蓄に関する全国調査』の個票を用いて、配当税率が家計の株式購入確率に与える影響を分析し、配当税率の上昇が購入確率に対して負の影響を与えることを明らかにした。

しかしながら、家計が租税政策に対してどのような量的反応を見せるのかと言う、優れて政策的な課題に対しては、これらの研究は不十分である。なぜなら、Ono and Hayashida [2009]および Hayashida and Ono [2011]における対象変数（株式取引高）は家計に限定されていないし、林田、大野 [2008] および大野、林田 [2010] のそれは、家計に限定されているものの、株式購入をするかしないかという「意欲」の質的変数だからである。つまり、実際に購入したか否かを示す量的変数による分析が欠落している。これらの困難を乗り越えるためには、1) 個人の金融資産を網羅するデータを入力し、2) これを用いて、家計の株式投資を資産選択の一部ととらえるモデルを推計し、3) 推計されたモデルによって様々な租税政策の効果を予測することがぜひとも必要である。従って、本研究を成功裏に導くためには、家計の金融資産に関する信頼の置けるデータが必要不可欠である。データの信頼性という観点からみると、総務省が月次で行っている『家計調査』（貯蓄負債編）が最有力であることから、本稿ではその個票データを使用した。『家計調査』は国の定める基幹統計の一つであり、全国を網羅し、標本数は、約9000を数える。主な調査対象は、家計収支、貯蓄・負債などであるが、詳細は第Ⅲ節に譲る。近年まで、このような調査の結果は国が発表する集計表でしか知ることができず、ましてや個票データを扱うことはほぼ不可能であった。ところが、統計法の改正によ

り、学術研究の発展や、高等教育の発展に資することを目的として、調査の個票データの2次利用が行われるようになってきた。本研究では、このような統計行政の変化をいち早く取り入れ、家計の金融資産選択行動のモデル化と2003年4月に一応の完成を見る新証券税制が家計の金融資産選択行動に与えた影響を詳細に検討することを試みる。ここで、分析の対象となる新証券税制とは、上場株式等の譲渡益課税の申告分離課税への一本化、特定口座の導入、譲渡益税率の軽減、損益通算の範囲の拡大（以上、2003年1月施行）、ならびに、上場株式等の配当に対する軽減税率の導入（同年4月施行）の総称である⁴⁾。

ここで、本稿の主要な結論を述べておこう。我々は『家計調査』（貯蓄負債編）の、2002年3月～2003年12月までの月次個票データを用いて、2003年の新証券税制の効果が家計の株式および株式投資信託（以後、株式投信と呼ぶ）保有高にどれほどあったのかを探った。具体的には、家計の実質株式・株式投信保有高（名目保有高／TOPIX）を目的変数とし、株式リスクプレミアム、家計の金融資産残高、年齢、持ち家ダミーを説明変数として、トービットモデル、サンプルセレクションモデルの2つのモデルを併用して、詳細に分析した。その際、新証券税制の効果は定数項ダミーおよびリスクプレミアム係数シフトで計測した。その結果、①新証券税制の効果の有無については、上記2つのモデルで定数項ダミーおよびリスクプレミアム係数シフトに有意に「効果有り」と現れた。また、その量的効果は、トービットモデルの推定結果で見ると、②定数項シフトに反映されたもので、1家計あたり約26.8万円の株式・株式投信残高の増大を意味し、全家計では、約9.1兆

円の残高増となる。他方、③リスクプレミアム係数シフトに現れる残高増は0.5兆円に満たない。また、④資金循環表を用いると、2003年第1四半期から同第2四半期にかけての家計の株式・株式投信残高増は約8.7兆円であるから、この間の残高増は定数項シフトによって予測された残高増にほぼ相当する。従って、⑤新証券税制による税制改革が、同時期の家計の株式・株式投信残高増の大部分の要因であったことが示唆される。

最後に本稿の構成は以下のようなものである。本節の「はじめに」に続いて、第Ⅱ節で税制と家計の金融にかかわる主要な論文のレビューを行う。第Ⅲ節では『家計調査』および『家計調査』（貯蓄負債編）についての解説を行った。第Ⅳ節では、トービットモデル、サンプルセレクションモデルの推計結果を示し、係数の検定を行うことによって、税制効果の有無を検討した。第Ⅴ節では、トービットモデルの推定結果をもとに、税制改革の量的効果について考察を行った。最後に第Ⅵ節では、結論と若干の展望を行っている。

Ⅱ. 先行研究のレビュー

課税政策が家計の資産選択に与える影響の研究は、欧米では既に多くの蓄積がある。そのうち代表的なものを、限定して紹介しよう。Feldstein [1976]は、この分野の「草分け」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、国債、市債、預貯金などの資産選択に大きな影響を与えることを示した。同じデータソースを用いた同様の研究に、Poterba and Samwick

[2003], Bergstresser and Poterba [2004]などをあげることができる。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。

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・安全資産という2つの資産間の選択に関わる税制の影響を分析した。その際、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Tobitモデルの最尤法推計を行う。「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。

Agell and Edin [1990] および King and Leape [1998]は、それぞれスウェーデン、米国のアンケート個票データを用い、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という結論を導いている。同様の研究に、スペインのデータを扱った Dominguez-Barrero and Lopez-Laborda [2012]と後述する関田 [2007]がある。

翻って我が国の研究をみると、こうした研究は十分に行われてきたとはいいがたい。斎藤、大鹿 [1977]は、1970年から1974年までの貯蓄動向調査の個票データを用いて、家計が株式などの資産について、前期における最適保有高と実際の保有高の差を調整する、動学的資産選択モデルを推計した。その結果、正味資産、所得

の影響の安定的な推計値を得ているものの、収益率については、明確な示唆は得られていない。

斎藤、大鹿 [1979]は、斎藤、大鹿 [1977]を時系列分析に拡張している。具体的には、収益率の影響をより正確に探るため、日本銀行の資金循環勘定の、昭和29年から49年までの21年分の12月末金融資産負債残高表の値を用いて分析している。結果は、株式などについては、概ね予想通りの符号条件を満たし、かつ自己の収益率に関してはいずれも極めて有意で、他資産の収益率についても概ね有意となっている。この結果を文字通り解釈すると、課税は株式等の資産の収益率に影響を与える限りにおいて、家計の資産選択に影響を及ぼしていると解釈可能である。しかし、データ数が21と限られているため、この結果から政策含意を導くのは、慎重でなくてはならない。

ところで、これらの研究は、分析の焦点は税制ではない⁵⁾。それに対し小川 [1989]は、税制上の貯蓄優遇政策が及ぼしてきた影響を分析の中心に据える。すなわち、株式などの金融資産を目的変数に、課税後資産収益率⁶⁾を説明変数に取り入れ、残高需要方程式を推計する。用いたデータは、日本銀行『経済統計年報』と国税庁『国税庁統計年報』から得られた、昭和34年度末から昭和60年度末までの集計データである。推計の結果、自己収益率は全て正で有意な値を得、また交差効果についても多くのケースで有意な値を得ており、課税は家計の資産選択に有意な影響を与えていることを示唆している。しかしながら、データ数が過少であることを鑑みると、早急な政策的結論を導くのは困難であろう。一方、Tachibanaki [1996]も、1985年の日経 NEEDS-Radar の個票を用いて同様

の分析を行っているが、解釈困難な結果を得るなど、課税の影響は明確には検出されていない。

鈴木 [2006] は税制の影響の中で、少額貯蓄非課税制度に着目する。すなわち、1988年のマル優制度の変更が、家計の資産選択行動を変化させ、証券市場への投資が促進されたか否かを探求している。具体的には、日本郵政公社郵政総合研究所の「家計と貯蓄に関する調査」の、1988年の個票データで、差分の差推定法を用いて、株式などの金融資産の需要関数をそれぞれ推定する。その結果、マル優制度の変更は株式の割合を有意に高めておらず、家計部門全体の影響としては小さいと結論している。

関田 [2007] もまた、貯蓄広報中央委員会が実施する『貯蓄に関する世論調査』(1988年)の個票データを用いて、1988年のマル優制度の変更が資産選択行動に与えた影響を分析する。この調査には、1988年以後に預替えをしたか否かを直接問う設問があり、これと64歳以下タミーとの交差項に着目する。株式等の資産分類で、保有の有無と(保有の場合)保有額を2段階で推計する King and Leap [1998] に倣った推計を行い、この交差項が有意な係数推定値を得たかどうかを検証する。その結果、株式の保有確率に対しては、制度変更が有意な影響を及ぼしたことが示唆されたものの、その保有額に関しては有意な影響は検出できなかった。

さらに Sekita [2010] は、貯蓄動向調査の年代別データを用いて、1988年のマル優制度の変更の効果を分析する。株式などの資産の、総金融資産額に占める割合を目的変数に据え、各資産の課税後収益率を含む21個の説明変数で、3段階最小二乗法で回帰する⁷⁾。その結果、非マル優資産たる株式には負の影響を検出している

ものの、株式の課税後収益率は株式保有を含め、いずれの資産保有にも有意な影響を与えていないなど、結果には懸念すべき材料も多い。

Ⅲ. データとモデル

1. データ

本稿で利用した『家計調査』は国の行政機関が作成する重要な統計である「基幹統計⁸⁾」の一つに指定されており、全国の約9000世帯を対象として、家計の収入・支出、貯蓄・負債などを毎月調査している。その調査結果は我が国の景気動向の把握、生活保護基準の算定、消費者物価指数の品目選定およびウェイト作成などの基礎資料として使われている。調査事項については、統計局ホームページに簡潔に記載されているので、それを以下に引用しておく。

勤労者世帯及び勤労者以外の世帯のうち無職世帯については、日々の家計上の収入及び支出が、個人営業世帯などの勤労者以外の世帯(無職世帯を除く。)については、支出のみが「家計簿」により調査される。世帯及び世帯員の属性、住居の状態に関する事項等は、すべての調査世帯について「世帯票」により調査される。すべての調査世帯について、記入開始月を含む過去1年間の収入が「年間収入調査票」により調査される。また、二人以上の世帯に対して、貯蓄・負債の保有状況及び住宅などの土地建物の購入計画について「貯蓄等調査票」により調査される。家計簿、年間収入調査票及び貯蓄等調査票は、調査世帯が記入する自計申告により、世帯票は、調査員

の質問調査による。

さらに、貯蓄等調査票によって調査される家計の貯蓄残高は、2011年現在の調査票によれば、(1) ゆうちょ銀行、郵便貯金・簡易生命保険管理機構(旧日本郵政公社)の定期性預金(定期預金・定期積金、定額・定期・積立貯金)、普通預金・その他の預貯金、(2) 銀行、信用金庫・信用組合、農業協同組合、労働金庫、その他の金融機関の定期性預金(定期預金・定期積金)、普通・当座預金・その他の預貯金、(3) 生命保険・損害保険・簡易保険(掛け捨ての保険除く)、(4) 株式・株式投資信託(時価)、(5) 貸付信託・金銭信託(額面)、(6) 債権(額面)・公社債投資信託(時価)、(7) 社内預金・その他の預貯金のカテゴリに分けて調査されている。本稿は2003年4月の新証券税制の効果を分析するのが主たる目的であるから、(4)の株式・株式投資信託(以後、株式・株式投信)残高がターゲット変数になる。なお、本稿の分析目的からすれば、株式保有高に限定した方が、より望ましいが、残念ながら、『家計調査』では、上記のようなカテゴリに分類されているため、分離不可能である。

調査世帯の選定は層化3段階抽出法によって行われており、二人以上の世帯については6ヶ月、単身世帯については3ヶ月継続して調査され、順次、新たに選定された世帯と交代する仕組みになっている⁹⁾。貯蓄等調査票は二人世帯のみが対象であるから、我々が扱う個票データは同一世帯の6ヶ月間にわたるデータであることになる。ただし、貯蓄・負債については、これがストック変数であることに鑑み、被調査世帯の調査期間が3ヶ月目の初日におけるそれを

一度だけ調査している¹⁰⁾。先に述べたように、通常、被調査世帯は6ヶ月にわたって調査を受けるので、ある特定の被調査世帯に限れば、調査期間が3ヶ月目の初日の貯蓄・負債が、あたかもその前後の6ヶ月間にわたって変化しないと想定されていることになる。このため、同一家計の貯蓄のフローを計算することはできない。この点は『家計調査』(貯蓄負債編)の個票データを処理する際に十分に気をつけなければならない点である。従って、以下の分析では被調査世帯が3ヶ月目に入ったデータを特定し、その貯蓄・負債のデータのみを利用することにした。『家計調査』(貯蓄負債編)は2002年1月から開始されているため、実際のデータは同年3月からの収録となる。そのため推計に使ったデータの開始期は2002年3月となった。また、2004年1月からは投資信託の税制改正が株式に遅れて施行されたため、データの終期は2003年12月とした。図表1に解析に用いた変数の記述統計を掲げる。なお、株式のリスクプレミアムはTOPIXの過去1年間の収益率から郵便局の定期郵便預金(1年以上2年未満)の利率を引いて算出している。

2. モデル

次に、本稿で使用するトービットモデルとサンプルセレクションモデルについて、簡単に紹介しておく。

まず、トービットモデルとは、観測できない変数 y^* が以下のようなモデルに従うと仮定する。

$$y^* = x' \beta + \varepsilon \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

ここで、 x は説明変数ベクトル、 β はパラメータベクトル、 ε は攪乱項である。そして、

図表 1. 分析に用いた変数の記述統計

変数名	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
株式保有額 (実質)	22,119	0.10681	0.49832	0.00000	18.83097
株式保有	4,562				
株式保有せず	17,557				
株式のリスクプレミアム	22,119	-10.22439	14.66152	-26.41486	23.73407
総資産 (対数)	22,119	6.76648	1.32257	0.00000	10.48319
世帯主年齢	22,119	54.00457	14.41805	21.00000	97.00000
持ち家ダミー	22,119	0.75528	0.42993	0.00000	1.00000

実際に観測される変数 y は以下のように定義される。

$$y = \begin{cases} y^*, & \text{if } y^* > 0, \\ 0, & \text{if } y^* \leq 0. \end{cases}$$

言うまでもなく、本稿では、 y は家計の株式・株式投信の残高である。推定には最尤法が使われる。

一方、サンプルセレクションモデルとは、2つの観測できない変数、 y_1^* 、 y_2^* が次のような構造を持っており、

$$y_1^* = z' \beta_1 + \varepsilon_1,$$

$$y_2^* = x' \beta_2 + \varepsilon_2,$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right)$$

さらに、実際に観測される変数 y_1 、 y_2 が

$$y_1 = \begin{cases} 1, & \text{if } y_1^* > 0 \\ 0, & \text{if } y_1^* \leq 0 \end{cases}$$

$$y_2 = \begin{cases} y_2^*, & \text{if } y_1^* > 0, \\ -, & \text{if } y_1^* \leq 0. \end{cases}$$

のように決定されるモデルを言う。ここで、 y_1 が株式・株式投信を保有 ($y_1=1$) しているか、保有していないか ($y_1=0$) を示す変数であり、 y_2 が家計の株式・株式投信の残高となる。ただし、 x 、 z は説明変数ベクトル、 β_1 、 β_2 はパラメータベクトル、 ε_1 と ε_2 は攪乱項である。サ

ンプルセレクションモデルによれば、株式・株式投信を保有するかしないかを決定するシステムと観測される株式・株式投信残高の決定システムとを分けて考えることができる。言うまでもなく、両システムが同じだと想定するのがトービットモデルである。データが n 個与えられた時の、サンプルセレクションモデルの尤度を以下に掲げる。

$$L = \prod_{i=1}^n \{ \Pr[y_{1i}^* \leq 0] \}^{1-y_{1i}} \{ \Pr[y_{1i}^* > 0] \}^{y_{1i}} \{ f(y_{2i} | y_{1i}^* > 0) \}^{y_{1i}}$$

この尤度は、プロビットモデルの尤度と回帰モデルの尤度の積で成り立っていることが分かる。このことを利用して、サンプルセレクションモデルの推定には、ヘックマンの2段階推定、すなわち、プロビットモデルを最初に推定して、その後、逆ミルズ比を説明変数に加えた回帰モデルを推定する手法がとられることが多い。本稿でも、この推定法を利用した¹¹⁾。

IV. 推定結果

1. 定式化

家計の株式・株式投信残高を目的変数とし、

図表2. 推計対象となる定式化

	定式化1	定式化2	定式化3	定式化4
定数項	○	○	○	○
リスクプレミアム	○	○	○	○
リスクプレミアムシフト			○	○
定数項ダミー		○		○
総資産（対数）	○	○	○	○
年齢	○	○	○	○
持ち家ダミー	○	○	○	○

説明変数の組み合わせに応じて図表2のような4つの定式化を推計することにする。

このような説明変数の選択に至る理論的背景に若干触れておこう¹²⁾。リスク資産と無リスク資産のポートフォリオの決定に直面している家計が、その期待効用を最大にする行動をとると、結局、リスク資産の保有額は、リスクプレミアムと絶対的リスク回避度の関数になる。さらに、絶対的リスク回避度は総資産と各家計の個別的条件の関数となる。従って、主な説明変数として、まず、リスクプレミアムおよび家計の総資産が考えられる。また、絶対的リスク回避度に影響を与える家計の属性として、世帯主の年齢と持ち家が統計的に有意であったので、これを加えた。税制変更の影響は二つの方向から家計の株式・株式投信残高に影響を与えると考えられる。一つは、リスクプレミアムに係る係数が上昇し、同一のリスクプレミアムに対して、より多くの株式・株式投信を購入するようになる方向での変化である。これは定式化3および、定式化4において、リスクプレミアムシフト変数に係る係数を推計することで実現されよう。他の一つは、リスクプレミアムに関わりなく、家計が株式・株式投信残高を上昇させることによって実現される変化である。これは、

定数項ダミーを用いることによって検出することができる。定式化2と4はこの定数項ダミーを取り入れたものである。定式化の複雑さの程度に着目して、改めて説明すると、定式化1は税制変更の影響を全く考慮しない特定化であり、定式化2は定数項シフトのみを通じた税制変更の効果を見ようとする特定化である。さらに、定式化3はリスクプレミアムに係る係数のみの変化に着目して税制改正の影響を探ろうとしており、定式化4は、定数項シフトおよびリスクプレミアムに係る係数シフトの双方を用いて、税制変更の効果をとらえようとするものとなっている。なお、図表2におけるリスクプレミアム変数は各期のリスクプレミアムの値をとる変数であり、リスクプレミアムシフト変数は税制改正前において0を、税制改正後にリスクプレミアムの値を、とる変数である。したがって、税制改正前のリスクプレミアムに係る係数はリスクプレミアム変数に係る係数そのものであるのに対して、税制改正後のリスクプレミアムに係る係数は、リスクプレミアム変数とリスクプレミアムシフト変数双方に係る係数の和になることに注意されたい。

ところで、『家計調査』（貯蓄負債編）における家計の株式・株式投信残高は0の値をとるこ

図表3. トービットモデルによる推定結果

トービットモデル	定式化1		定式化2		定式化3		定式化4	
	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値
定数項	-5.87708	0.00000	-5.86984	0.00000	-5.89293	0.00000	-6.09302	0.00000
リスクプレミアム	0.00049	0.53300	0.00072	0.47410	-0.00113	0.36770	-0.01183	0.00300
リスクプレミアムシフト					0.00275	0.09920	0.01341	0.00110
定数項ダミー			-0.01102	0.71400			0.21127	0.00470
総資産(対数)	0.69223	0.00000	0.69213	0.00000	0.69178	0.00000	0.69200	0.00000
年齢	-0.00290	0.00330	-0.00289	0.00340	-0.00287	0.00360	-0.00287	0.00370
持ち家	0.06332	0.06070	0.06340	0.06040	0.06363	0.05950	0.06326	0.06100
サンプル数	22119		22119		22119		22119	
σ	1.16365	0.00000	1.16363	0.00000	1.16348	0.00000	1.16315	0.00000
AIC	24331.3		24333.1		24330.7		24324.5	

とが多い。この事実を的確に分析するために、実際の株式・株式投信残高の背後に観測されない変数を想定し、この観測されない変数についての自然なモデリングとなっているトービットモデルを用いて推計することとする。さらに、家計が株式・株式投信残高を0にするメカニズムと、正のある値にするメカニズムとは異なる可能性を考慮して、サンプルセレクションモデルによる推計も補完的に行った。以下では、トービットモデル、サンプルセレクションモデルの順に推計結果を見ていくことにしよう。

2. トービットモデルの推定結果

まず、トービットモデルの推計結果を示す(図表3参照)。

基本である定式化1によれば、リスクプレミアムは有意ではないものの、プラスであり、投資理論に整合的である。また年齢がマイナスに有意であり、我々の先行研究と一致しており、加齢に起因すると思われる投資の保守性が見てとれる。持ち家はプラスに有意である。これは、持ち家を所有することによってリスク許容

度が高まると考えれば、自然な結果であろう。

この基本の定式化に定数項ダミーを入れた定式化2によれば、その係数はマイナスであるが、P値が非常に大きく、有意では無い。これは税制改正効果が負であるというより、効果が見られないと読むべきであろう。逆に、リスクプレミアムシフトのみを導入した定式化3によると、係数シフトが、10%の有意水準で正に有意となっており、税制改正の正の効果が現れている。本定式化の弱点として、税制改正前のリスクプレミアムに係る係数がマイナスに転じたが(すなわち、リスクプレミアム変数に係る係数が負)、P値が大きいので、リスクプレミアムが効いていないと判断すべきであろう。尚、税制改正後のリスクプレミアムに係る係数は、リスクプレミアム変数とリスクプレミアムシフト変数に係る係数の和になるので、税制改正後には、リスクプレミアムの上昇が株式・株式投信保有残高を押し上げるという、ノーマルな関係が回復されている。最後に、定数項ダミーとリスクプレミアムシフトを同時に入れた定式化4の結果を見てみよう。定数項ダミーおよびリス

クプレミアムシフトは、極めて有意であって、税制改正の正の効果を描出している。ちなみに、AIC を見てみると、定式化4は次点の定式化3よりも6程良く、定式化2と比べると10近くも小さい。これは、定式化4の結果が強く支持されていると見るべきであろう。ここでは税制改正前において、リスクプレミアムに係る係数がマイナスに有意になった。しかしながら、2003年3月までの日本経済は「失われた10年」の終盤にあたり、直近の1年間（これが改正前の推定期間にあたる）は、ほぼ一本調子の株価下落に見舞われていた。このような状況下で、2002年9月には、小泉内閣の改造が行われ、竹中平蔵氏が金融担当相に就任し、11月には不良債権処理の工程を明確にした。これは、投資家の安心感を誘い、株価上昇を伴わなかったものの、市場は出来高ベースでわずかに上昇基調に転ずる。このような状況下で、「逆張り」投資（株価の下降局面で、株価の底が近いと見て、買いに向かう投資法）を行う投資家が現れたと考えることができる。そして、これが、現象としては、リスクプレミアムが下がっているのに、株式・株式投信残高が増加している原因と解釈することも可能である。従って、トビットモデルによる推計結果は、全体として見れば税制改正効果がプラスに現れていると結論して良いであろう。

3. サンプルセレクションモデルの推定結果

次に、株式・株式投信を保有するかしないかを決定する構造と、株式・株式投信残高を決定する構造とは異なっていると想定して、サンプルセレクションモデルを推計し、トビットモデルの結果を確認してみた。前述したように、

推定にはヘックマンの2段階推定法を用いた。この推定法によれば、サンプルセレクションモデルは、株式・株式投信を保有するかしないかを探るプロビットモデルと株式・株式投信残高を決定する回帰モデルの2段階から構成されていると見なせる。そのため、プロビットモデルにおける説明変数の選択は回帰モデルにおける説明変数の選択とは独立して行うことができる。そこで、プロビットモデルにおける説明変数の選択も、図表2と同様なパターンを考え、定式化1, 2, 3, 4を仮定することにした。よって、サンプルセレクションモデルは合計で16個の定式化を推計することになる。まず、プロビットモデルにおける定式化1から4までの結果を、図表4に示した。プロビットモデルの結果を先に示したのは、その結果が全体の推定結果の縮図ともなっているからである。

基本の定式化1では、有意ではないものの、リスクプレミアムが正である。他の変数は全て、1%の有意水準で、有意であり、総資産がプラス、年齢がマイナス、持ち家がプラスとなっている。したがって、推計の出発点として申し分なからう。定数項ダミーをいれた定式化2では、定数項ダミーがマイナスであったが、P値がかなり大きい。つまり、定数項ダミー単独による税制効果の検出はできていない。他方、リスクプレミアムシフトを入れた定式化3では、シフトは正であったが、わずかに有意では無く（10%有意水準）、リスクプレミアム変数がマイナスに転じた。しかし、そのP値は大きく、税制改正前のリスクプレミアムは効いていないとみなされる。定数項ダミーおよびリスクプレミアムシフトを同時に入れた定式化4では、定数項ダミーが1%の有意水準で有意に正、リスクプレミアムシフトも同水準で有意に

図表4. サンプルセレクションモデルの概観 (プロビットモデル部分)

サンプルセレクション モデル	Probit (定式化1)		Probit (定式化2)		Probit (定式化3)		Probit (定式化4)	
	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値
定数項	-4.40252	0.00000	-4.39935	0.00000	-4.41534	0.00000	-4.59190	0.00000
リスクプレミアム	0.00078	0.26310	0.00088	0.32130	-0.00047	0.67840	-0.00988	0.00560
リスクプレミアムシフト					0.00210	0.15550	0.01148	0.00180
定数項ダミー			-0.00492	0.85380			0.18546	0.00540
総資産 (対数)	0.52466	0.00000	0.52462	0.00000	0.52441	0.00000	0.52470	0.00000
年齢	-0.00355	0.00000	-0.00354	0.00000	-0.00353	0.00000	-0.00353	0.00000
持ち家	0.08193	0.00480	0.08197	0.00480	0.08217	0.00470	0.08182	0.00490
λ								
サンプル数	22119		22119		22119		22119	
AIC	19376.5		19378.2		19376.2		19370.5	

正であって、税制効果がプラスに働いていることが示唆される。ここでも、唯一の弱点はリスクプレミアム変数がマイナスに有意(税制改正前のリスクプレミアムが負に効いている)であることだが、逆張り投資の存在を考慮すれば、これは全く想定できないというほどではない。注目すべきはAICの値である。定式化4は他の定式化と比べて、6~8ほど小さくなっている。ここでも、トービットモデルの場合と同じように、定式化4が強く支持されているとみることができよう。換言すれば、株式・株式投信を保有するという行動に対して、正の効果を税制改正が与えたということが言えるわけである。その他の3つの定式化のAICはそれほど、違いはないので、定式化1が基本であったことに鑑み、以下では、プロビット部分に定式化1と4を想定したサンプルセレクションモデルの推定結果を報告し、残りの推計結果は巻末に追うことにする。

図表5はプロビット部分が定式化1で、回帰モデルの特定化を定式化1から4としたモデルの推計結果である。まず、定式化1から4を通

して、AICにさほどの違いが見られないことに注意していただきたい。その値はおおむね、-1440程度である。トービットモデルでは群を抜いていた定式化4も、ここでは、突出して良いわけではない。つまり、ダミー変数を導入することによって、モデルは改善されていない。この事実を念頭に、個別の推計を見ると、全てのモデルで総資産は正に、年齢は負に、持ち家は正に、少なくとも10%の有意水準で有意であり、トービットモデルの推定結果と整合的である。しかしながら、両ダミー変数は全ての定式化で有意とはならなかった。そこで、プロビット部分に定式化4を適用した結果(図表6参照)を検討してみよう。

図表6はプロビット部分が定式化4である、回帰モデルの推定結果である。プロビット部分の推定結果はすでに述べたので割愛する。まず、定式化1から4までのAICに著しい差があることに注目していただきたい。AICの値が最も良い定式化4を基準にすると、その差は優に200を超えている。つまり、2つの税制変更ダミーを加えることによって、モデルが大幅

図表5. サンプルセレクションモデルによる推定（プロビット部分は定式化1）

サンプルセレクションモデル	定式化1		定式化2		定式化3		定式化4		Probit (定式化1)	
	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値
定数項	-44.61239	0.00000	-44.61614	0.00000	-44.65354	0.00000	-44.72109	0.00000	-4.40252	0.00000
リスクプレミアム	0.00502	0.47970	0.00541	0.50120	0.00390	0.67010	-0.2726403-04	0.99910	0.00078	0.26310
リスクプレミアムシフト					0.00193	0.84490	0.00583	0.80890		
定数項ダミー			-0.01870	0.91720			0.07805	0.85920		
総資産(対数)	4.44069	0.00000	4.44197	0.00000	4.44310	0.00000	4.44263	0.00000	0.52466	0.00000
年齢	-0.02610	0.01820	-0.02609	0.01830	-0.02608	0.01830	-0.02608	0.01830	-0.00355	0.00000
持ち家	0.61821	0.07030	0.61864	0.07020	0.61904	0.07010	0.61892	0.07010	0.08193	0.00480
λ	10.3	0.00000	10.3	0	10.3	0	10.3	0		
サンプル数	4562		4562		4562		4562		22119	
AIC	-1442.5		-1441.8		-1442.6		-1442.6		19376.5	

図表6. サンプルセレクションモデルによる推定（プロビット部分は定式化4）

サンプルセレクションモデル	定式化1		定式化2		定式化3		定式化4		Probit (定式化4)	
	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値	推定値	P値
定数項	-27.67275	0.00000	-27.72130	0.00000	-30.48974	0.00000	-46.13920	0.00000	-4.59190	0.00000
リスクプレミアム	0.00260	0.53950	0.00337	0.53620	-0.00443	0.55170	-0.07938	0.04290	-0.00988	0.00560
リスクプレミアムシフト					0.01260	0.21350	0.09137	0.02790	0.01148	0.00180
定数項ダミー			-0.03624	0.82290			1.45838	0.04740	0.18546	0.00540
総資産(対数)	2.81382	0.00000	2.82028	0.00000	3.07443	0.00000	4.44320	0.00000	0.52470	0.00000
年齢	-0.01505	0.01960	-0.01507	0.01980	-0.01664	0.02060	-0.02588	0.01890	-0.00353	0.00000
持ち家	0.34702	0.08570	0.34851	0.08530	0.39255	0.08070	0.61723	0.07080	0.08182	0.00490
λ	6.1	0.00000	6.2	0	6.8	0	10.3	0		
サンプル数	4562		4562		4562		4562		22119	
AIC	-1191.4		-1191.5		-1231.4		-1447.9		19370.5	

な改善をみたことを意味している。これは、税制改正の効果があったことを強く示唆する。また、本表の定式化4のAICは図表5のモデル群のそれと比較して、5ほど小さくなっている。巻末のその他のサンプルセレクションモデルの推定結果を見ると明らかであるが、実は、図表6の定式化4のAICは最も小さく、全16個のサンプルセレクションモデルの中で最も良いモデルである。プロビットモデルだけで比較した場合、定式化4のAICが最小であったこともすでに述べた。従って、全体的に考えると、プロビット部分に定式化1を据えた定式化で税制改正の効果が観察されなかった理由は、プロビット部分に定式化1を採用したことに、もっぱら起因すると考えてよさそうである。

本表の定式化4の個別の係数を見てみると、定数項ダミー、リスクプレミアムシフトとも、5%の有意水準で正に有意となっており、税制改正の正の効果を見ることが出来る。ここでも唯一の弱点はリスクプレミアム変数の係数がマイナスに有意であることであるが、これは、再三述べたように、税制改正前において逆張り投資が優勢であったと考えれば、解釈可能であろう。

以上の推計結果を総合的に判断すると、リスクプレミアムが税制改正前で負になる傾向があることをどう解釈するかに課題を残しつつも、税制改正によって、家計の株式・株式投信保有は活性化し、株式・株式投信保有の選択確率を上昇させたこと、また、残高そのものに対してもリスクプレミアムに対する反応係数が上昇することによって、あるいは、残高の底上げをおこなうことによって、プラスの効果を税制改正がもったと言えることができよう。

V. ディスカッション

本節では、IV節で推定されたモデルによって、どのようなインプリケーションが得られるか議論する。そのために、IV節の推定されたモデルの中で、優れたモデルであったトービットモデル・定式化4を用いて、税制改正の効果と考えられる定数項シフトとリスクプレミアムの係数シフトの意味を探ってみたい¹³⁾。そのために、まず、トービットモデルにおける、 y の期待値を考える。それは、やや複雑で以下のようにになる。

$$E[y|x] = \Phi(x' \beta / \sigma) x' \beta + \sigma \phi(x' \beta / \sigma)$$

ただし、 $\Phi(\cdot)$ 、 $\phi(\cdot)$ はそれぞれ、標準正規変数の分布関数と密度関数である。上式から明らかかなように、説明変数が y の期待値に与える影響は非線形となるので、各説明変数の平均値の点で、説明変数の影響を測定するのが慣習となっている¹⁴⁾。まず、定数項シフトの効果を測定してみよう。図表7に y の期待値を評価する際の説明変数の値を掲載した。

x_1 は、全ての説明変数の平均をその値とするが、定数項ダミーだけは1であるような説明変数ベクトルである。同様に、 x_0 は全ての説明変数の平均をその値とするが、定数項ダミーだけは0であるベクトルである。この2つの説明変数ベクトルを用いて、定数項ダミーが y に与える影響は次式で計算することができる。

$$E[y|x_1] - E[y|x_0] = 0.02842$$

y はTOPIXで除して実質化されているので、仮にTOPIX=942とすると¹⁵⁾、家計の株式・株式投信の保有残高に対して定数項ダミーが与える影響はプラス26.77万円となる。2000年の国勢調査によれば、二人以上の世帯数は

図表7. 定数項ダミーの効果を測定するための、説明変数の値

説明変数名	平均ベクトル	切片ダミーを1と置き換えた説明変数ベクトル (x_1)	切片ダミーを0と置き換えた説明変数ベクトル (x_0)
定数項	1	1	1
リスクプレミアム通期	-10.22439	-10.22439	-10.22439
税制改正後リスクプレミアムシフト	0.27914	0.27914	0.27914
定数項ダミー	0.40635	1	0
総資産 (対数)	6.76648	6.76648	6.76648
年齢	54.00457	54.00457	54.00457
持ち家	0.75528	0.75528	0.75528

図表8. 家計の株式・株式投資信託残高 (億円)

	投資信託受益証券	株式
2002年3月期	304,345	653,508
2002年6月期	296,023	646,452
2002年9月期	291,400	590,469
2002年12月期	284,778	542,660
2003年3月期	279,998	516,925
2003年6月期	294,672	596,464
2003年9月期	310,466	678,468
2003年12月期	317,147	683,988

(注) 日本銀行「資金循環統計」から筆者作成。

「投資信託受益証券」とは、公社債投信、株式投信（公募、私募）のことである。

3387万世帯であるから、全世帯では、約9.1兆円のプラス効果があったことを意味している。この数字はどの程度、現実妥当性を持っているであろうか。これを確認するために、2002年から2003年にかけて、家計の株式・株式投資信託残高がどのように推移していたのかを見てみよう（図表8参照）。

ここで、「投資信託受益証券」とは、公社債投信と株式投信（公募、私募）とを合わせた概念である。従って、投資信託受益証券は、公社債投信が含まれている点で、我々が追っている変数とは異なっている。幸いなことに、2002年から2003年における株式投信（公募、私募）と

公社債投信の相対比率はほぼ1対1であることが分かっている（図表9参照）。そこで、投資信託受益証券残高の半分が株式投信と仮定すると、2003年3月期の全家計の株式・株式投資信託の残高は約65.7兆円、同年6月期のそれは74.4兆円であり、その差は約8.7兆円である。定数項ダミーによって、示唆される家計の株式・株式投資信託の残高の増大は約9.1兆円であったから、現実に観測された、8.7兆円の家計の株式・株式投資信託残高の増加は、税制改正の効果として、我々のモデルがとらえた定数項ダミーの効果にはほぼ対応していると言うことができる。

一方、リスクプレミアム係数シフトの効果

図表9. 株式投信と公社債投信の割合

	公募型資産総額 (単位100万円)		私募型資産総額 (単位100万円)		株式投信, 公社債投信 資産総額 (単位100万円)	株式投信割合 (%) (公募型 + 私募型)	公社債投信割合 (%) (公募型 + 私募型)
	株式投信	公社債投信	株式投信	公社債投信			
2002年3月	15,309,123	25,953,812	5,539,979	946,230	47,749,144	44	56
2002年4月	15,694,434	25,245,118	5,793,470	967,038	47,700,060	45	55
2002年5月	16,078,022	24,657,153	6,067,042	988,802	47,791,019	46	54
2002年6月	15,861,103	23,355,164	5,963,636	970,109	46,150,012	47	53
2002年7月	15,409,727	22,317,454	6,024,779	969,869	44,721,829	48	52
2002年8月	15,765,718	21,671,081	6,127,340	938,709	44,502,848	49	51
2002年9月	16,461,421	21,040,033	6,199,985	919,109	44,620,548	51	49
2002年10月	15,931,945	20,699,741	6,270,381	946,009	43,848,076	51	49
2002年11月	16,460,385	20,186,410	6,530,637	929,634	44,107,066	52	48
2002年12月	16,372,841	19,643,197	6,469,312	911,912	43,397,262	53	47
2003年1月	16,313,498	19,263,837	6,513,885	922,468	43,013,688	53	47
2003年2月	16,302,188	18,863,307	6,552,719	936,982	42,655,196	54	46
2003年3月	16,266,058	18,128,905	6,729,729	1,089,557	42,214,249	54	46
2003年4月	16,547,391	17,825,811	7,014,794	1,108,735	42,496,731	55	45
2003年5月	17,439,237	17,580,567	7,323,631	1,130,237	43,473,672	57	43
2003年6月	18,328,857	17,343,853	7,743,463	1,141,500	44,557,673	59	41
2003年7月	18,550,760	17,394,035	8,041,345	1,144,714	45,130,854	59	41
2003年8月	19,613,430	17,373,136	8,376,453	1,108,396	46,471,415	60	40
2003年9月	20,100,913	17,101,254	8,232,517	1,057,032	46,491,716	61	39
2003年10月	20,447,068	16,460,703	8,650,930	1,026,200	46,584,901	62	38
2003年11月	20,425,637	16,117,754	8,864,068	1,001,965	46,409,424	63	37
2003年12月	21,339,316	16,096,358	9,388,854	995,463	47,819,991	64	36

(注) 社団法人投資信託協会「公募投資信託の資産増減状況」および「私募投資信託の資産増減状況」をもとに、筆者作成。

も、ほぼ同様な手法によって推定可能である。ところが、2003年3月から12月までのリスクプレミアム平均は0.824とわずかであるので、この差にもとづいてリスクプレミアム係数シフトの効果を計算すると、全世界で、株式・株式投信残高の増大は5,000億円にみないということになる。従って、税制改正後に見られた、家計の株式・株式投資信託残高の増大は、定数項ダミーの効果ではほぼ説明可能である。そして、この定数項ダミーの主要な中身は、前述した不良債権問題の解決が進みつつあるという当時の金融情勢等の要因も当然含まれるであろうが、新証券税制の導入によって、家計が株式・株式投信に魅力を感じ始めたというところにあるのではないだろうか¹⁶⁾。

VI. おわりに

本稿は『家計調査』（貯蓄負債編）の2002年3月から2003年12月までの月次の個票データを用いて、2003年4月に施行された新証券税制が家計の株式・株式投信残高にどのような影響を与えたのかを詳細に分析した。より具体的にはトービットモデル、サンプルセレクションモデルを駆使して、家計の実質化された株式・株式投信残高の決定方程式を推計し、その中で、新証券税制の効果を定数項シフトおよびリスクプレミアム係数シフトで抽出することを試みた。その結果、新証券税制の効果は定数項シフトとリスクプレミアム係数シフトに同時に現れていることが示唆された。また、トービットモデルによって予測を行ったところ、定数項シフトが意味する株式・株式投信残高の増大額が、同時期の家計の同残高増にはほぼ匹敵することが分かった。このことから、新証券税制の導入に

よって家計の株式・株式投信残高が増大し、当時喧伝された「貯蓄から投資へ」という政策の推進に役立ったと結論できそうである。

リーマンショックを経た現在、金融ビッグバンに代表される自由主義的な金融政策に対して見直しの機運が高まっている。こうした考えの中には、ややもすると、政策が惹起する効果の数量的な把握なしで結論を急ぐものも散見される。我々は何のような租税政策であれ、それが科学的な根拠を持つべきであると考え。そうであれば、一つの施策に対して家計等がどのような反応を示すのかという、優れて、実証的な研究が重きを得るべきであろう。また、そのような研究が進化するためには、有益な統計データが広く研究者に提供されなければならない。本稿は新統計法による統計データの2次利用の推進という施策に押されて、『家計調査』の個票データを直接解析できるという幸運に恵まれて完成したものである。この施策の持続性を担保するためにも、さらなる、研究が待たれる。

最後に、本稿の限界と今後の展望に触れておきたい。我々は、本稿で、2003年の新証券税制が株式・株式投信残高の増大に貢献したことを見いだした。しかしながら、家計の金融資産の中でどの種類の金融資産から株式・株式投信へ資金が移動したのかについては、明らかにしていない。「貯蓄から投資へ」を実現するための施策が広範囲にわたったことを考えると、今後は、家計の金融資産のポートフォリオの推移を分析の対象にすべきであろう。また、90年代に行われた、有価証券取引税の廃止や株式手数料の自由化など検証すべき課題は山積している。そのような施策がどのような効果を持ったのかを個票データを用いて明らかにしていきたい。

注

- 1) 連絡担当
- 2) その最も典型的なものは、2009年のピッツバーグサミットや2010年のトロントサミットなどにおける、G20諸国の議論である。それを受けて、2010年4月にはIMFが『Global Financial Stability Report: Meeting New Challenges to Stability and Building a Safer System』という報告書を発表している。
- 3) 課税には税収確保とともに、特定の経済活動を抑制・奨励するという機能もあるが、本稿が分析対象とする新証券税制は、主としてこの機能が期待されていると考えられる。この機能については、経済学の基礎理論においては、補助金や価格管理、数量割当、違法化などの諸政策と同列に論じられている。
- 4) この他にも、分析期間中には、長期保有の上場株式に対する優遇措置や緊急投資優遇措置なども実施されている。前者については、同制度が2002年末をもって廃止されていることを考慮すると、2002年3月から同年12月までは、株式の買い・保持と売りのインセンティブが混在し、2003年1月から3月までと4月以降は、売りインセンティブをもたらすことが期待される。したがって、同制度の家計の株式保有残高への、2002年12月以前における影響は判別困難であり、2003年1月から3月までと2003年4月以降には、保有残高を押し下げる効果があったと考えられる。それにもかかわらず、2003年4月ダミーは新証券税制の保有残高に対する正の効果を示しているわけであるから、本稿の結論はより補強されていると考えることができる。一方、緊急投資優遇措置については、3月以前において保有残高を押し上げる効果が期待されるものの、4月以降には、保有を継続するという効果が期待されるにすぎない。そのため、本稿の結論に影響を与えるとは考えられない。
- 5) 他に、そうした研究として、Amemiya et al. [1993]をあげることができる。彼らは、1984年に日本経済新聞が実施したアンケート調査の個票データを用いて、3つ資産への資産選択のパターンを分析している。これは単年度の純粋なクロスセクション分析である故、収益率は説明変数に加えておらず、税に関する含意は導かれないが、多くの家計が銀行預金以外の資産を保有していないことを考慮して、3種のトービットモデルを推計して分析することは注目に値する。
- 6) 定期預金利率、株式収益率、債券利回り、郵便貯金金利マイナス定期預金金利である。
- 7) この手法を用いるのは、課税後収益率の推計に非課税限度額の情報を取り入れているため、Sekita [2010]は、課税後収益率を内生変数と扱うべきであると考えているためである。
- 8) 2011年3月現在、このような基幹統計の数は56統計を数えている。
- 9) 出典は総務省の『家計調査』ホームページである。
- 10) 筆者による総務省への電話取材による。
- 11) 他に、最尤法も用いられる。本稿のデータセットでは、最尤法が収束しなかったため、ヘックマンの2段階推定を用いた。
- 12) 詳細は林田、大野 [2008]、93頁を参照されたい。

- 13) サンプルセレクションモデルが最尤推定できなかったため(収束しない)、サンプルセレクションモデルとトービットモデルとのAICによる比較はできなかった。また、サンプルセレクションモデルの期待値を用いて、ダミー変数の効果を測定したところ、現実とは乖離した結果を得た。その原因はトービットモデルと比較して、サンプルセレクションモデルのパラメータの自由度が高すぎるのではないかと予想している。
- 14) 例えば、Wooldridge, J. M. [2002]、679頁を見よ。
- 15) モデルの推定期間のTOPIXの月末終値の平均は942である。
- 16) 経済理論によれば、リスク資産の保有高に影響を与える要因は、期待リスクプレミアムと危険回避度である。ところが、本稿の分析で使われているリスクプレミアムは市場で実際に観測されたものであるから、厳密には期待リスクプレミアムとは異なる。制度変更がない期間では、期待リスクプレミアムは観測されたプレミアムで代理することは通常許されるが、制度変更を跨いだ場合、観測されたプレミアムでは補足できない期待プレミアムの部分が大きくなることは十分考えられる。税制改革で定数項ダミーに反映されるものはこうしたズレが含まれると考えられる。

参考文献

- 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及ぼす影響に関する効果分析』、日本証券経済研究所。
- 大野裕之、林田実 [2010] 「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～」『証券経済研究』、第70号、67-84。
- 小川一夫 [1989] 「家計貯蓄の数量分析－非課税貯蓄制度と貯蓄行動－」、貯蓄経済研究センター編『豊かな時代の暮らしと貯蓄』ぎょうせい、pp.273-309。
- 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、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、pp.129-142。
- 斎藤光雄、大鹿隆 [1977] 「家計の資産需要方程式の計測」『経済分析』第68号、pp.1-34。
- 斎藤光雄、大鹿隆 [1979] 「家計行動の総合的研究 <分析2> 資産選択の要因分析」、『経済分析』

- 第74号, pp.23-38.
- 関田静香 [2007] 「マル優制度と家計の資産選択」『金融経済研究』第24号, pp.26-47.
- 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.
- 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』, 第64号, 89-103.
- 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.
- Agell, J. and Edin P. [1990] "Marginal Taxes and the Asset Portfolios of Swedish Households," *Scandinavian Journal of Economics*, 1990, Vol. 92 (1), pp.47-64.
- Amemiya, T., Makoto, S. and Shimono, K. [1993] "A Study of Household Investment Patterns in Japan: An Application of Generalized Tobit Model," *Economic Studies Quarterly*, Vol.44 (1), pp.13-28.
- Bergstresser, D. and Poterba, J. [2004] "Asset Allocation and Asset Location: Household Evidence from the Survey of Consumer Finances," *Journal of Public Economics*, Vol. 88 (9-10), pp.1893-1915.
- Dominguez-Barrero, F. and Lopez-Laborda, J. [2012] "Taxation and the Portfolio Structure of Spanish Households," *Applied Economics*, Vol.44 (22-24), pp.3011-27.
- Feldstein, M. [1976] "Personal Taxation and Portfolio Composition: An Econometric Analysis," *Econometrica*, Vol.44(4), pp.631-650.
- Feldstein, M., Slemrod, S., and Yitzhaki, S. [1980] "The Effects of Taxation on the Selling of Corporate Stock and the Realization of Capital Gains," *The Quarterly Journal of Economics*, June, pp.777-791.
- Hubbard, R. G. [1985] "Personal Taxation, Pension Wealth, and Portfolio Composition," *Review of Economics and Statistics*, Vol.67, pp. 53-60.
- 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.
- King, M., and J. Leape [1998] "Wealth and Portfolio Composition: Theory and Evidence," *Journal of Public Economics*, Vol.69, pp.155-193.
- Ono, H. and Hayashida, M. [2009] "Turnover Tax and Trading Volume: Panel Analysis of Stocks Traded in the Japanese and US markets," *Journal of The Japanese and International Economics*, Volume 23 (3), pp.241-263, September.
- Hayashida, M. and Ono, H. [2011] "Turnover Tax, Transaction Cost, and Stock Trading Volume Revisited: Investigation of the Japanese Case," *Applied Financial Economics*, Vol. 21, pp.1809-1817.
- Poterba, J. and Samwick [2003] "Taxation and Household Portfolio Composition: U.S. Evidence from the 1980s and 1990s." *Journal of Public Economics*, Vol. 87, pp.5-38.
- Sekita, S. [2010], "The Small Saving Tax Exemption and Japanese Household Asset Allocation Behavior," *The Japanese Economy*, Vol.37 (1), pp.79-110.

Tachibanaki, T. [1996] "Household Portfolio Behaviour and the Implications of Tax Policies," in Tachibanaki, T., *Public Policies and the Japanese Economy—Savings, Investments, Unemployment, Inequality*, Palgrave Macmillan, pp.64–79.

Wooldridge, J. M. [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed., The MIT Press.

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)