

家計の金融資産選択と税制

—フローベース需要関数による分析—^{*}

井 上 智 弘
上 條 良 夫

要 旨

本稿では、総務省『家計調査』における家計の金融資産データに基づいて上場株式等の配当・譲渡益に対する10%の軽減税率の影響を分析することで、税制が家計の危険資産保有をどれだけ促したのかを定量的に明らかにする。先行研究の大半はストックデータに基づいた分析であるが、わが国家計の金融資産取引の現状を踏まえ、本稿ではフローデータに基づいた金融資産需要関数の推定を行う。分析は三段階に分かれる。第一段階では、金融所得税として、利子課税・配当課税・株式の譲渡課税の実効税率を推計し、家計が直面する税負担を見る。第二段階では、先行研究の理論モデルからフローベースの金融資産需要関数を導出し、第一段階で推計した実効税率から求められる税引後収益率と家計の資産需要データを用いて関数の推定を行う。第三段階では、軽減税率が廃止された場合の配当・譲渡益に対する実効税率の上昇幅を計算し、第二段階の推定結果を用いて、軽減税率の廃止が家計の安全資産・危険資産の選択に与える影響をシミュレートする。

以上の分析の結果、軽減税率は家計が直面する配当・譲渡益の実効税率を10%ポイント程度引き下げ、危険資産保有を定性的には促すことが示される。しかし、定量的に見るとその効果は小さく、軽減税率が家計の金融資産選択に与える影響は限定的である。

^{*} 本研究は文部科学省科学研究費補助金（若手研究(B), 研究課題番号：22730265）の助成を受けたものである。本稿に対して有益なコメントをくださった匿名の査読者に謝意を表したい。なお、残存する誤りは全て筆者らに帰するものである。

目次

- | | |
|--|---|
| I. 序論
II. 実効税率の推計
III. 金融資産需要関数の推定
1. 理論モデル
2. 推定式 | 3. データ
4. 推定結果
IV. 税制改正のシミュレーション
V. 結論 |
|--|---|

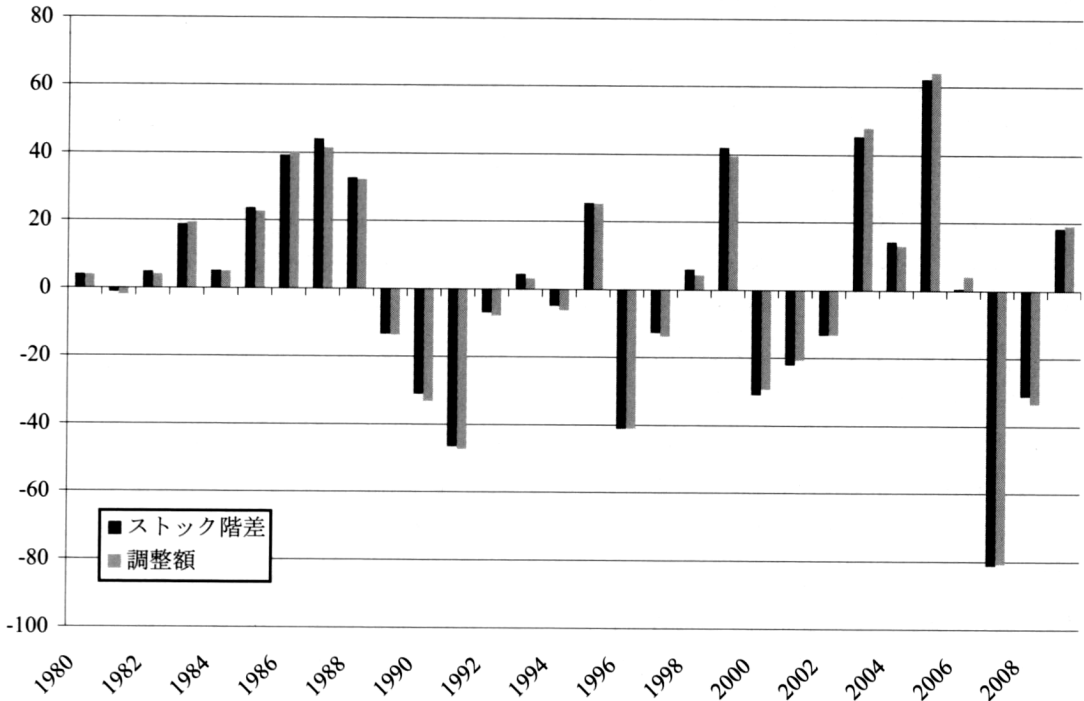
I. 序論

2000年以降、わが国の株式・債券市場の活性化を目的として、家計の資産選択を預貯金のような安全資産から株式などの危険資産にシフトさせる様々な金融税制の変更が実施された。2003年から導入されている上場株式等の配当や譲渡益等に対する軽減税率、2006年の老人等の少額貯蓄非課税制度（マル優制度）の廃止、2009年からの上場株式等の譲渡損失についての配当所得との損益通算などを例として挙げることができる。しかしながら、これらの税制改正が家計の金融資産選択にどのような影響を与えたのかを明らかにした研究は不十分である¹⁾。

本稿では、金融資産に関する税制改正が家計の金融資産選択に及ぼす影響を説明するモデルを提示し、1978年から2009年までのデータを用いてモデルの推定を行う。モデルを推定することのメリットは、税制改正がどのように家計行動に影響を与えてきたのかを明らかにできることに加えて、今後新たに行われる税制改正がどのような影響を及ぼすのかを定量的に予測できる点にある。本稿では、2013年末に予定されている上場株式等の配当・譲渡益等に対する軽減税率の廃止が家計の資産選択に及ぼす影響を、推定結果に基づくシミュレーションにより明らかにする。

本研究と同様に家計の金融資産選択に及ぼす税制の影響を分析した論文はいくつか存在するが²⁾、本研究と最も近いものは井上・上條 [2011] である。井上・上條 [2011] では、1978年から2007年の利子・配当・株式の譲渡所得に対する実効税率を年間収入五分位階級別に計算し、Friedman and Roley [1979]の資産需要関数を年間収入階級別に推定した。その後、軽減税率の廃止がどのような影響を与えるのかをシミュレーションしている。しかしながら、井上・上條 [2011] は以下のような2つの大きな問題を有している。第一に、井上・上條 [2011] では資産収益率として事後的収益率を使用しているが、本来家計が資産選択の際に考慮するのは期待収益率である。それゆえ、説明変数としては期待収益率を用いることが望ましい。第二に、井上・上條 [2011] では総務省『貯蓄動向調査』、『家計調査』のストックデータを用いた分析が行われている。そのうちの株式保有額は時価のデータであり、その変動のほとんどは株価の変動で説明できる。図表1は日本銀行『資金循環統計』における家計の株式・出資金について、各年のストック階差と取引を伴わない価格変化を表す調整額の推移を表したものであるが、ストックの変動のほとんどは調整額の変動で表される。また下野・上山 [2008] が示すように、日本では資産のキャピタルゲイン・ロスを現金化する割合が極めて低

図表1 家計の株式保有額の階差と調整額



(注) 1) ストック階差=期末保有額-前期末保有額, 調整額=ストック階差-取引フロー額

2) 縦軸の単位は兆円

[出所] 日本銀行「資金循環統計」

いため、ストックデータを用いた分析が家計の資産選択行動を説明するのに適当であるかは疑問である。

本稿では、井上・上條 [2011] の問題点を克服する形で税制が家計の金融資産選択に及ぼす影響を分析している。第一の問題に対しては、事後的収益率の変動が大きい株式について期待収益率を推計し、資産需要関数の説明変数として用いている。第二の問題に対しては、日本における株式保有行動の実情に即したフローベースの資産需要関数を用いることにより対処している。家計の資産選択についてフローベースの資産需要関数を用いた実証研究例としては、オーストラリアの家計部門の資産選択についての分析を行った Lim [1991] や、わが国では下

野・上山 [2008] があるものの、その数は少なく、我々が知る限りでは、日本における金融所得税制の分析ではまだ用いられていない。そこで、下野・上山 [2008] を参考に、ストックベースの資産選択モデルである Friedman and Royley [1979] モデルからフローベースの資産需要関数を導出する。

分析に用いる需要データは、『家計調査』の「預貯金純増」と「有価証券純購入」の2つの金融資産需要とする。井上・上條 [2011] の「預貯金」・「株式」・「債券」・「信託」の4分類と比べると資産分類は粗いが、「預貯金純増」は安全資産需要、「有価証券純購入」は危険資産需要とみなせるため、税制改正が家計の安全資産・危険資産需要に与える影響に焦点を当て

たものとして見る事ができる。税制改正の影響分析としては、資産需要関数の推定結果を用いて、井上・上條 [2011] と同様に、軽減税率の廃止が家計の資産需要に与える影響についてのシミュレーションを行う。

税制が家計の金融資産選択に及ぼす影響は以下の三段階に分解して考察される。第一に、金融所得税として、利子課税・配当課税・株式の譲渡課税の実効税率を推計し、家計が直面する税負担を見る。第二に、先行研究の理論モデルからフローベースの金融資産需要関数を導出し、第一段階で推計した実効税率から求められる税引後収益率と家計の資産需要データを用いて関数の推定を行う。第三に、軽減税率が廃止された場合の配当・譲渡益に対する実効税率の上昇幅を計算し、第二段階の推定結果を用いて、軽減税率の廃止が家計の安全資産・危険資産の選択に与える影響をシミュレートする。以上により、税制が金融資産選択に及ぼす影響を明らかにすることができる。

上記の各段階に関する先行研究としては、第一に関しては、岩本他 [1995] では利子課税・配当課税について、Iwamoto [1991] では株式の譲渡課税について実効税率の計測が行われている。それぞれについてよりデータを新しくした計測が山田 [2007] や関田 [2009] で行われている。第二に関しては、Brainard and Tobin [1968] を先駆的研究として、Parkin [1970] など多くの計量分析が行われてきたが、その中で、相対的危険回避度一定の仮定の下で家計の資産選択モデルを導いたのがFriedman and Roley [1979]であり、そこで導かれた資産需要関数を用いて実証分析を行った研究としてFriedman [1985]がある。わが国の資産需要関数についてこのモデルを用いた先行研究として

は田近・中川 [1991], Sekita [2010]などがある。第三に関しては、Sekita [2010]が需要関数の推定結果を用いたマル優制度廃止の影響を分析している。本稿で行われる各段階の分析は、これらの先行研究を参考にしている。

本稿の分析により、上場株式等の配当・譲渡益等に対する軽減税率を廃止することにより、定性的には有価証券から預貯金への需要シフトが生じるものの、定量的に見ると、その大きさは総需要額の0.1%未満と非常に小さいものであることが示される。この結果は井上・上條 [2011] とも整合的であり、本研究によって、フローデータを用いた分析においても、軽減税率の影響が小さいという結論が導かれる。

本稿の構成は以下のとおりである。Ⅱ節では、分析期間の1978年から2009年までの利子課税、配当課税、株式の譲渡課税の実効税率の推計方法と推計結果について説明する。Ⅲ節では、フローベースの資産需要方程式の導出方法、推定に用いたデータの作成方法、推定結果について説明する。Ⅳ節では、推定結果を用いて税制変更の効果についてのシミュレーションを行う。Ⅴ節では結論を述べる。

Ⅱ. 実効税率の推計

本節では、1978年から2009年までの利子課税、配当課税、株式の譲渡課税の実効税率を推計する。この期間中、わが国の金融所得税制は大きく変化してきた。主な税制改正としては、利子課税では、1988年4月からの少額貯蓄や郵便貯金などの非課税制度の対象の大幅な縮小と原則20%源泉分離課税への移行が行われ、2006年1月からはさらに対象が限定されることになった。配当課税では、2003年4月に源泉分離

選択課税が廃止され、同時に上場株式の配当等及び特定株式投資信託の収益の分配に対する時限的な10%の軽減税率が導入された。譲渡課税については、1989年4月の譲渡益課税（申告分離課税、源泉分離課税）導入、1999年4月の有価証券取引税廃止、2003年1月からの譲渡益課税における申告分離課税への一本化と上場株式の譲渡益に対する時限的な10%の軽減税率の導入が行われた。さらに、2009年からは上場株式等の譲渡損失と配当所得との損益通算が可能になった。そこで、本稿では、まず、税務統計を用いてこの期間の実効税率を推計し、税負担の変遷について見る³⁾。

金融所得税制の実効税率の推計は岩本他[1995]をはじめとして最近までいくつか行われてきたが、金融所得税制全体（利子・配当・譲渡課税の3つ）の実効税率を推計した代表的な先行研究としては、関田[2009]がある。しかし、関田[2009]の推計は2003年までであったため、井上・上條[2011]において、これら先行研究の推計手法に基づき、1978年から2007年までの30年間の実効税率を推計した。本稿では、その推計手法を踏襲して、推計期間を2009年まで延ばす。

以下のようにして実効税率を推計する⁴⁾。利子課税は、所得を「総合課税対象」、「源泉分離課税対象（郵便貯金以外）」、「郵便貯金」、「非課税」に分類して、各分類において家計が直面する税率を推計し、所得額をウェイトにして加重平均したものを実効税率とする。配当課税は、所得を「総合課税対象」、「源泉分離選択課税対象」、「証券投資信託の収益の分配」、「源泉分離課税（確定申告不要制度）対象」に分類して、利子課税と同様に各分類の税率を加重平均して実効税率を求める。なお、総合課税対象所

得については、総務省『家計調査』・『家計調査（家計収支編）』によって推計した年間収入五分位階級別の給与所得から、階級ごとの限界税率を求め、これを実効税率とする。譲渡課税は、譲渡益課税が始まる前の1989年3月までは有価証券取引税のみ、1989年4月から2002年12月までは申告分離課税と源泉分離課税の対象所得それぞれについて有価証券取引税も含めた実効税率を求め（有価証券取引税は1999年3月まで）、それぞれの課税所得をウェイトにして加重平均したものを実効税率とする。2003年1月以降は申告分離課税において求める実効税率を譲渡課税の実効税率とする。また、2003年から導入された上場株式等の配当や譲渡益に対する10%の軽減税率については、対象所得と非対象所得を区別する有効な方法がないため、すべての配当所得・譲渡所得を軽減税率対象所得と仮定する。

以上の方法で推計した実効税率は図表2のようになる。利子課税は1988年の改正により、1987年から1990年にかけて10%ポイントほど上昇し、譲渡課税も1989年の改正により1988年から1990年にかけて約10%ポイント上昇している。もうひとつ大きな変化としては、2003年からの上場株式に対する軽減税率の導入により、2003年から配当課税・譲渡課税の実効税率は低下している。ただし、譲渡課税については、同時に申告分離課税に比べて実効税率の低かった源泉分離課税が廃止されたため、実効税率の低下幅は小さくなっている。収入階級別に見ると、大部分が源泉分離課税の対象となる利子課税については階級間での差はほとんどないが、配当所得については最大で11%ポイントの格差がある。配当控除が適用されるため、利子所得に比べて配当所得では総合課税対象の申告所得

図表2 年間収入五分位階級別の推計実効税率

(%)	利子所得					配当所得					譲渡所得
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V	
1978	7.36	7.37	7.37	7.39	7.40	16.71	18.29	18.29	19.78	21.54	3.16
1979	7.40	7.41	7.41	7.42	7.45	17.20	18.42	18.42	20.00	22.74	3.44
1980	8.47	8.48	8.50	8.50	8.52	16.75	18.09	19.89	19.89	23.01	3.44
1981	7.78	7.79	7.80	7.82	7.83	16.96	18.29	20.02	21.79	23.13	4.02
1982	8.08	8.10	8.11	8.12	8.14	16.58	17.78	19.45	21.70	23.10	4.21
1983	7.78	7.80	7.81	7.82	7.84	16.55	17.99	19.58	22.04	23.62	4.21
1984	7.20	7.22	7.22	7.23	7.24	16.68	20.52	20.52	22.16	24.14	4.21
1985	6.63	6.65	6.66	6.66	6.69	16.85	20.06	21.98	21.98	26.10	4.21
1986	6.94	6.96	6.97	6.97	6.99	16.91	19.98	21.80	21.80	25.80	4.21
1987	6.46	6.47	6.48	6.49	6.52	17.03	18.24	20.17	21.43	25.24	4.21
1988	9.64	9.64	9.64	9.65	9.67	16.05	17.55	17.57	20.59	25.10	4.21
1989	14.10	14.10	14.10	14.10	14.11	17.76	17.76	17.76	20.09	23.58	10.55
1990	16.25	16.25	16.26	16.26	16.26	16.34	17.55	19.98	19.98	23.62	14.94
1991	16.92	16.92	16.92	16.92	16.93	15.57	17.04	19.97	19.97	24.37	15.99
1992	16.89	16.89	16.89	16.89	16.90	15.08	16.67	19.86	19.86	26.16	17.26
1993	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	17.41	17.41	20.05	21.37	25.45	15.50
1994	17.18	17.18	17.19	17.19	17.19	16.60	17.77	20.12	20.12	24.88	16.02
1995	16.43	16.43	16.44	16.44	16.44	15.74	17.22	20.18	20.18	26.02	15.54
1996	17.14	17.14	17.15	17.15	17.16	17.13	18.58	21.49	21.50	27.23	15.00
1997	17.06	17.06	17.07	17.07	17.07	15.96	17.36	20.16	20.16	25.61	15.80
1998	17.59	17.59	17.59	17.59	17.60	17.94	17.94	20.27	20.28	22.35	15.57
1999	17.46	17.47	17.47	17.47	17.47	17.86	18.65	20.22	20.23	21.40	11.64
2000	17.49	17.50	17.50	17.50	17.51	17.94	18.75	20.37	20.37	23.22	11.86
2001	16.80	16.80	16.81	16.81	16.82	16.80	18.00	20.40	20.41	22.20	13.79
2002	15.64	15.64	15.66	15.66	15.66	17.97	18.87	20.68	20.68	22.04	12.36
2003	15.13	15.14	15.16	15.16	15.16	12.86	13.52	14.82	14.82	15.80	9.70
2004	16.06	16.07	16.10	16.10	16.11	9.23	9.72	10.71	10.71	11.45	9.70
2005	17.07	17.09	17.13	17.13	17.14	9.56	9.84	10.41	10.41	10.83	9.70
2006	16.73	16.73	16.78	16.78	16.82	9.84	9.84	10.42	10.42	11.26	9.70
2007	18.53	18.55	18.58	18.58	18.60	9.87	9.87	10.35	10.35	10.71	9.70
2008	20.44	20.45	20.48	20.48	20.48	9.83	10.01	10.79	10.79	10.99	9.70
2009	19.84	19.86	19.88	19.88	19.88	9.86	10.03	10.75	10.74	10.92	9.70

(注) 各年の期待譲渡益率と株式保有期間は平均値 (7%, 2年) を用いている。

が多くなると考えられるが、軽減税率の導入により、近年では階級間格差は1%ポイント程度まで縮小している。

次節では、この実効税率から各金融資産の税引後実質収益率を計算し、税制改正が家計の金融資産選択に与えた影響を分析する。

Ⅲ. 金融資産需要関数の推定

本節では、分析モデルを説明し、それに基づいた金融資産需要関数の推定結果を示す。ここで示すモデルは、Friedman and Roley [1979] に新たな仮定を追加したフローベースの資産需

要モデルである。

1. 理論モデル

序論で述べたように、本稿では金融資産を預貯金と有価証券の2種類に分割するため、ここでは2種類の資産が存在すると仮定する⁵⁾。

Friedman and Roley [1979]は相対的危険回避度が一定の効用関数 $U(\cdot)$ を用いて、期末資産残高の合計 W の期待効用 $E[U(\tilde{W}_{t+1})]$ の最大化問題の解が、各資産の収益率に対して線形の資産需要関数(1)式を導くことを示した。

$$\alpha_i^* = \frac{A_i^*}{W_t} = B(r_i^E + e) + F. \quad (1)$$

ここで α_i^* は最適な各資産の保有比率を表す 2×1 のベクトル、 A_i^* は各資産の最適な資産需要額を表す 2×1 のベクトル、 r_i^E は各資産の期待収益率を表す 2×1 のベクトル、 e はすべての要素が1である 2×1 のベクトル、 B は 2×2 の係数行列、 F は 2×1 の定数項ベクトルである。ただし、 B の各列の要素和は0であり、 F の要素和は1であるという加法性制約が満たされる必要がある。これは左辺の α_i^* の要素和が常に1であることから要請される条件といえる。また B が対称行列であるという条件もFriedman and Roley [1979]のモデルは要請する。

本稿では上記のストックベースの資産需要関数をフローベースの資産需要関数へと書き換える。フローベースのモデルへと書き換えるために、最適資産額への調整が部分的になされるといふストック調整モデルを考える。調整速度を 2×2 の行列 λ で表すとき、ストック調整モデルにおける次期の資産保有額は以下の式に定まる。

$$A_t - A_{t-1} = \lambda(A_t^* - A_{t-1}).$$

ここで $A_t^* = \alpha_t^* \times W_t$ である。 λ も各列の要素和が1であるという加法性制約を満たす必要がある。資産の保有比率を $\alpha_t = A_t / W_t$ とすれば、上記式は次のように書き換えることができる。

$$\begin{aligned} A_t - A_{t-1} &= \lambda(A_t^* - A_{t-1}) \\ &= \lambda(\alpha_t^* W_t - \alpha_{t-1} W_{t-1}) \\ &= \lambda \alpha_t^* (W_t - W_{t-1}) \\ &\quad + \lambda(\alpha_t^* - \alpha_{t-1}) W_{t-1}. \end{aligned} \quad (2)$$

上記モデルは、収益率とリスクを考慮した資産選択の結果定まる資産構成比率を求めるためのモデルであり、各資産から発生するキャピタルゲインは每期現金化されて適切に再配分されていくことが暗に仮定されている。しかし、下野・上山 [2008] が示したように、日本の家計は一度保有した資産をほとんど処分していない。そこで、既に保有する金融資産からのキャピタルゲイン・ロスの影響を無視して(2)式を各資産の純購入を説明するモデルとして読み替えると、左辺は t 期における資産の純購入 D_t となる。また、資産の変動額 $W_t - W_{t-1}$ は資産の純購入額合計($e^T D_t$)と一致する(D_t は 2×1 のベクトル、 e^T はベクトル e の転置を表す)。以上より(2)式は次のようになる。

$$D_t = \lambda \alpha_t^* (e^T D_t) + \lambda(\alpha_t^* - \alpha_{t-1}) W_{t-1}.$$

この両辺を $e^T D_t$ で割って整理すると、

$$\begin{aligned} \left(\frac{1}{e^T D_t}\right) D_t &= \lambda \alpha_t^* + \lambda(\alpha_t^* - \alpha_{t-1}) \frac{W_{t-1}}{e^T D_t} \\ &= \lambda \left(1 + \frac{W_{t-1}}{e^T D_t}\right) \alpha_t^* - \lambda \left(\frac{1}{e^T D_t}\right) A_{t-1}, \end{aligned}$$

となり、これに(1)式を代入すると、

$$\begin{aligned} \left(\frac{1}{e^T D_t}\right) D_t &= \lambda \left(1 + \frac{W_{t-1}}{e^T D_t}\right) [B(r_i^E + e) + F] \\ &\quad - \lambda \left(\frac{1}{e^T D_t}\right) A_{t-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \lambda(Be+F) + \lambda B \left(1 + \frac{W_{t-1}}{e^T D_t}\right) r_t^F \\
 &+ \lambda(Be+F) \left(\frac{W_{t-1}}{e^T D_t}\right) \\
 &- \lambda \left(\frac{1}{e^T D_t}\right) A_{t-1} \\
 &= C_0 + C_1 \left(1 + \frac{W_{t-1}}{e^T D_t}\right) r_t^F \\
 &+ \lambda(Be+F) \left(\frac{e^T A_{t-1}}{e^T D_t}\right) \\
 &- \lambda \left(\frac{1}{e^T D_t}\right) A_{t-1} \\
 &= C_0 + C_1 \left(1 + \frac{W_{t-1}}{e^T D_t}\right) r_t^F \\
 &- C_2 \left(\frac{1}{e^T D_t}\right) A_{t-1}, \tag{3}
 \end{aligned}$$

where $A_{t-1} = \begin{bmatrix} A_{1,t-1} \\ A_{2,t-1} \end{bmatrix}$, $C_0 \equiv \lambda(Be+F)$,

$$C_1 \equiv \lambda B, C_2 \equiv [\lambda(Be+F) \quad \lambda(Be+F)] - \lambda.$$

となる。なお、2つ目から3つ目の等号変換は、 $W_{t-1} = e^T A_{t-1}$ の関係を用いて、前期末金融資産残高 W_{t-1} を2つの金融資産残高 $A_{1,t-1}$ と $A_{2,t-1}$ に分割している。

(3)式が次項以降の推定で用いるフローベースの資産需要関数である。(3)式最後の等号後の第1項は定数項、第2項の変数は期待収益率、第3項の変数は前期末資産残高である。ただし、収益率の係数部分には前期末の金融資産残高合計が含まれ、残高は今期の需要合計で割って基準化される。

最後に(3)式の各パラメータに課される条件についてまとめる。 B , F , λ が加法性制約を満たすとき、 C_0 の各列の要素和が1になり、 C_1 , C_2 の各列の要素和は0になる。さらに B が対称行列のときには、 C_1 も対称行列になる。

2. 推定式

理論モデル(3)式に基づいて、我々は以下の(4)、(5)式を推定する。

$$\begin{aligned}
 \frac{D_{1,t}}{TD_t} &= 1 - \beta_0 + \beta_1 \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t}\right) r_{1,t} \\
 &+ \beta_2 \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t}\right) r_{2,t} + \beta_3 \left(\frac{A_{1,t-1}}{TD_t}\right) \\
 &+ \beta_4 \left(\frac{A_{2,t-1}}{TD_t}\right) + \sum_{i=2}^5 \beta_{i+3} DUM_i \\
 &+ \sum_{i=2}^5 \beta_{i+7} DUM_i \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t}\right) r_{1,t} \\
 &+ \sum_{i=2}^5 \beta_{i+11} DUM_i \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t}\right) r_{2,t} \\
 &+ \beta_{17} BUBBLE + \beta_{18} \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t}\right) CPI_t. \tag{4}
 \end{aligned}$$

(4)式は預貯金の需要関数の推定式である。 $TD_t = D_{1,t} + D_{2,t}$ は金融資産需要総額であり、預貯金純増額 $D_{1,t}$ と有価証券純購入額 $D_{2,t}$ の合計で表される。 $r_{j,t}$ は各金融資産の税引後実質収益率、 $A_{j,t-1}$ は各金融資産の前期末残高を表し、 $W_{t-1} = A_{1,t-1} + A_{2,t-1}$ は金融資産の前期末残高である。ここで、下添え字の j について、1は預貯金、2は有価証券である。 DUM_i は第 i 分位ダミー ($i=2, 3, 4, 5$)、 $BUBBLE$ はバブル期(1987~1990年)ダミー、 CPI_t は消費者物価指数の上昇率である。 β は係数であり、 β_5 に対応する説明変数以降がコントロール変数である。推定で用いるデータは年間収入五分位階級のデータをプールしたものであるため、階級ごとの違いを見るために、第2分位から第5分位までの階級ダミーを定数項ダミーと収益率の係数ダミーとして入れる。また、バブル期の影響をコントロールするためのダミー変数を加える他、名目収益率の影響についても見るために、

消費者物価指数の上昇率を税引後実質収益率と同じ形で加える。

有価証券の需要関数の推定式は次のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{D_{2,t}}{TD_t} = & \beta_0 - \beta_1 \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t} \right) r_{1,t} \\ & - \beta_2 \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t} \right) r_{2,t} - \beta_3 \left(\frac{A_{1,t-1}}{TD_t} \right) \\ & - \beta_4 \left(\frac{A_{2,t-1}}{TD_t} \right) - \sum_{i=2}^5 \beta_{i+3} DUM_i \\ & - \sum_{i=2}^5 \beta_{i+7} DUM_i \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t} \right) r_{1,t} \\ & - \sum_{i=2}^5 \beta_{i+11} DUM_i \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t} \right) r_{2,t} \\ & - \beta_{17} BUBBLE - \beta_{18} \left(1 + \frac{W_{t-1}}{TD_t} \right) CPI_t. \end{aligned} \quad (5)$$

金融資産は預貯金と有価証券の2種類であり、需要シェアの合計は1となるため、(4)式と(5)式の左辺の合計は1である。ゆえに、両式の右辺の合計も1になるように、係数に加法性制約を課した形で推定式を定義する。具体的には、定数項の合計が1、それ以外の係数の合計が0となるような制約を課している。これは元のモデルから要請される制約である。

以下の推定では、(4)、(5)式に前期末金融資産残高合計 W_{t-1} 、労働所得 Y_t 、前期末住宅・土地のための負債 $LOAN_{t-1}$ を説明変数として加えたモデルの推定も併せて行う。 W_{t-1} は資産効果として、 Y_t は金融資産選択に与える労働所得の影響を見るため、そして $LOAN_{t-1}$ は住宅・土地の購入が安全資産と危険資産の選択に与える影響を見るためである⁶⁾。そこで、以下では(4)、(5)式をモデル1、説明変数を追加したものをモデル2とする。また、理論モデルでは収益率の推定係数行列が対称行列であるため、

収益率の係数に対して対称性制約を課した形でも推定を行う。

3. データ

推定では、家計資産の需要、資産・負債残高、所得額は総務省『家計調査』（2000年までの残高は当時の家計調査に附帯して実施されていた『貯蓄動向調査』のデータを用いる）の勤労者世帯の年間収入五分位階級別データを用いる⁷⁾。金融資産ごとの税引前名目収益率については、預貯金と債券については日本銀行『経済統計月報』、『金融統計月報』、『日本銀行統計』を用い、株式については日本証券経済研究所『株式投資収益率2010』の第一部市場の市場収益率データを用いる。以上のデータは総務省『消費者物価指数（CPI）』（2010年基準）の「全国・中分類指数」の総合の価格指数によって実質化して用いる。推定期間を1979年から2009年の31年間とし、五分位階級別のデータをプールする。

預貯金と有価証券については、名目収益率から実効税率で表される税負担分を引き、さらに消費者物価指数の上昇率を差し引いた値として次のように定義する。

$$\begin{aligned} r_{1,t} = & (1 - \tau_i^d) i_t^{dep} - CPI_t, \\ r_{2,t} = & \left(\frac{B_{t-1}}{B_{t-1} + S_{t-1}} \right) (1 - \tau_i^b) i_t^{bond} \\ & + \left(\frac{S_{t-1}}{B_{t-1} + S_{t-1}} \right) \\ & \times [(1 - \tau_i^d) i_t^{div} + (1 - \tau_i^c) i_t^{cgl}] - CPI_t. \end{aligned} \quad (6)$$

i_t^k は税引前名目収益率 ($k = dep$ は預貯金, $bond$ は債券・信託, div は配当, cgl は譲渡益), τ_i^m は実効税率 ($m = i$ は利子, d は配当, c は譲渡), B_{t-1} は前年末の債券・信託残高, S_{t-1} は前年末の株式残高であり、各年の譲渡の実効税率とし

圖表3 基本統計量

	預貯金比率 (=1-有價証券比率)	預貯金收益率 $r_1(1+W(-1)/TD)$	有價証券收益率 $r_2(1+W(-1)/TD)$	預貯金殘高 $A_1(-1)/TD$	有價証券殘高 $A_2(-1)/TD$	消費者物價指數 $CPI^*(1+W(-1)/TD)$	金融資產殘高 $W(-1)$	勞動所得 Y	住宅土地負債殘高 $LOAN(-1)$	
	D_1/TD									
第1分位	平均	1.268	2.732	4.463	35.960	3.956	-3.628	3.303	2.564	1.374
	標準偏差	1.237	12.216	51.019	700.166	89.423	29.533	909	172	844
	最小	-0.434	-9.822	-154.123	-2814.940	-329.696	-154.038	1.812	2.337	393
	最大	7.098	58.332	186.494	2154.511	335.486	49.820	4.615	2.963	3.741
第2分位	平均	0.966	0.143	0.299	14.354	2.328	0.183	4.746	3.708	2.854
	標準偏差	0.020	0.212	1.749	4.036	0.789	0.299	1.180	266	1.423
	最小	0.917	-0.245	-4.396	9.057	0.758	-0.291	2.665	3.241	806
	最大	1.003	0.669	5.139	26.554	4.417	0.976	6.897	4.122	5.262
第3分位	平均	0.974	0.120	0.326	11.521	2.214	0.150	6.082	4.563	4.075
	標準偏差	0.021	0.172	1.549	3.193	0.779	0.242	1.392	378	1.819
	最小	0.941	-0.203	-3.947	6.823	1.092	-0.352	3.217	3.868	1.521
	最大	1.062	0.487	3.990	20.851	3.959	0.717	7.926	5.068	7.315
第4分位	平均	0.960	0.108	0.285	10.771	2.536	0.153	8.174	5.476	4.852
	標準偏差	0.019	0.153	1.647	2.548	0.727	0.238	1.867	481	1.868
	最小	0.923	-0.213	-4.537	6.549	1.268	-0.230	4.174	4.598	2.311
	最大	1.022	0.386	4.991	17.800	4.113	0.859	10.376	6.081	8.129
第5分位	平均	0.957	0.110	0.369	8.447	3.303	0.156	13.181	6.983	5.946
	標準偏差	0.024	0.157	1.758	1.361	1.464	0.223	2.400	595	1.935
	最小	0.904	-0.189	-4.642	5.375	1.674	-0.142	7.662	5.862	2.817
	最大	0.999	0.433	5.570	11.196	6.288	0.791	16.173	7.751	8.570
全体	平均	1.025	0.643	1.149	16.211	2.867	-0.597	7.097	4.659	3.820
	標準偏差	0.560	5.495	22.628	309.206	39.484	13.125	3.810	1.565	2.262
	最小	-0.434	-9.822	-154.123	-2814.940	-329.696	-154.038	1.812	2.337	393
	最大	7.098	58.332	186.494	2154.511	335.486	49.820	16.173	7.751	8.570
第1分位 (外れ値除去)	平均	0.993	0.086	0.906	36.001	4.404	0.293	3.475	2.581	1.491
	標準偏差	0.128	0.970	6.184	52.017	7.097	1.407	844	177	841
	最小	0.553	-3.223	-6.196	-117.124	-10.355	-2.403	1.812	2.337	443
	最大	1.359	2.629	24.048	158.140	31.281	4.383	4.615	2.963	3.741
全体 (外れ値除去)	平均	0.969	0.114	0.425	15.695	2.919	0.184	7.228	4.717	3.906
	標準偏差	0.058	0.434	2.989	23.875	3.185	0.630	3.772	1.543	2.228
	最小	0.553	-3.223	-6.196	-117.124	-10.355	-2.403	1.812	2.337	443
	最大	1.359	2.629	24.048	158.140	31.281	4.383	16.173	7.751	8.570

ては、図表2の値そのままではなく、各年の期待譲渡益率と推計株式保有期間によって求めたものを用いる。なお、税引前名目収益率は、預貯金については銀行預金（普通預金、定期預金1年）と郵便貯金（通常貯金、定額貯金1年以上）の金利の加重平均、債券・信託については国債応募者利回り（利付10年）を用いる。配当と譲渡益は、配当利回りと譲渡益率（＝株式収益率－配当利回り）についてそれぞれAR2を仮定してローリング推定し（推定期間は過去10年）、その推定係数を用いて過去2年のデータから期待配当利回りと期待譲渡益率を計算する。また、(6)式が示すように、有価証券の税引後実質収益率は、債券・信託の税引後名目収益率と株式の税引後名目収益率を加重平均したのから消費者物価指数の上昇率を差し引いたものとする。

推定に用いる主な変数の基本統計量を図表3に示す。年間収入階級別に見ると、明らかに第1分位のデータは他の階級よりも平均の絶対値や標準偏差が大きい。これは1980年代の第1分位の需要シェアが異常に大きく変動しているためである。そこで、データ全体の預貯金比率の平均値±標準偏差×2の範囲[-0.09, 2.15]から外れるサンプルを除外する（対象となるのは第1分位の4サンプル）。階級間の差としては、階級が高くなるにつれて、預貯金比率と預貯金残高は低下、金融資産残高、労働所得、住宅・土地のための負債残高は上昇する傾向にあるが、収益率については明確な傾向は見られない。

4. 推定結果

2. で示した推定式について、三段階最小二乗法を用いて推定を行った。これは、需要シェ

アを被説明変数とする2つの推定式の誤差項には相関があることと、Sekita [2010]で指摘されているように資産需要と収益率が同時決定である可能性を考慮したためである。なお、操作変数についてもSekita [2010]と同様に今期の説明変数、一期前の説明変数、一期前の被説明変数を用いる。推定期間は1979年から2009年の31年間であるが、一期前の変数を含むため、データ上は1978年から2009年までの32年間分を用いる。なお、3. で説明した外れ値の除去により、第1分位の1981, 1982, 1985, 1987年サンプルから外れる。

モデルの推定結果は図表4の通りである。対称性を入れないモデルでは、預貯金収益率、有価証券収益率とも預貯金シェアに与える影響は負で有意である。これは、本稿のモデルにおける収益率の変数は税引後実質収益率に $(1+W_{t-1}/TD_t)$ を乗じたものであるため、税引後実質収益率の影響がそのまま反映されるのではないということと、有価証券には債券が含まれており、その収益率である国債利回りが預貯金収益率と強い正の相関関係にあるため（相関係数：0.98）、預貯金収益率の上昇は債券需要の増加をもたらす可能性があり、その結果として需要シェアとしての預貯金比率が低下するということが考えられる。このように、収益率の影響は預貯金と有価証券で必ずしも対称とはならず、対称性制約を課した推定では、収益率は有意になっていない。

年間収入階級ダミーについては、定数項ダミーはいずれも有意であり、預貯金比率は階級が高くなるにつれて低下していることがわかる。係数ダミーについては、預貯金収益率については有意であるものが多く、それらの符号はすべて正で絶対値は β_1 よりも小さいことから、

図表4 推定結果

説明変数	パラメータ	対称性制約なし		対称性制約あり	
		モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
定数項	β_0	-0.0323 *** (0.0065)	-0.0298 * (0.0174)	-0.0476 *** (0.0067)	-0.0488 *** (0.0185)
預貯金収益率	β_1	-0.0681 *** (0.0118)	-0.0733 *** (0.0126)	0.0010 (0.0011)	0.0011 (0.0011)
有価証券収益率	β_2	-0.0029 *** (0.0011)	-0.0028 *** (0.0011)	-0.0010 (0.0011)	-0.0011 (0.0011)
前期末預貯金残高	β_3	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0005 *** (0.0002)	-0.0006 *** (0.0002)
前期末有価証券残高	β_4	-0.0052 *** (0.0017)	-0.0052 *** (0.0018)	-0.0089 *** (0.0017)	-0.0088 *** (0.0017)
第2分位ダミー	β_5	-0.0397 *** (0.0067)	-0.0368 *** (0.0098)	-0.0485 *** (0.0069)	-0.0481 *** (0.0103)
第3分位ダミー	β_6	-0.0389 *** (0.0069)	-0.0347 ** (0.0143)	-0.0456 *** (0.0071)	-0.0454 *** (0.0149)
第4分位ダミー	β_7	-0.0444 *** (0.0070)	-0.0410 ** (0.0182)	-0.0550 *** (0.0073)	-0.0567 *** (0.0190)
第5分位ダミー	β_8	-0.0477 *** (0.0074)	-0.0477 ** (0.0235)	-0.0530 *** (0.0080)	-0.0616 ** (0.0250)
預貯金収益率×第2分位ダミー	β_9	0.0448 ** (0.0206)	0.0453 ** (0.0205)	0.0036 (0.0027)	0.0027 (0.0028)
預貯金収益率×第3分位ダミー	β_{10}	0.0533 ** (0.0241)	0.0524 ** (0.0241)	-0.0093 *** (0.0030)	-0.0100 *** (0.0030)
預貯金収益率×第4分位ダミー	β_{11}	0.0192 (0.0266)	0.0163 (0.0271)	0.0032 (0.0028)	0.0023 (0.0029)
預貯金収益率×第5分位ダミー	β_{12}	0.0489 * (0.0273)	0.0458 * (0.0277)	-0.0006 (0.0027)	-0.0012 (0.0028)
有価証券収益率×第2分位ダミー	β_{13}	-0.0004 (0.0025)	-0.0004 (0.0025)	-0.0036 (0.0027)	-0.0027 (0.0028)
有価証券収益率×第3分位ダミー	β_{14}	0.0116 *** (0.0027)	0.0115 *** (0.0028)	0.0093 *** (0.0030)	0.0100 *** (0.0030)
有価証券収益率×第4分位ダミー	β_{15}	-0.0004 (0.0026)	-0.0001 (0.0026)	-0.0032 (0.0028)	-0.0023 (0.0029)
有価証券収益率×第5分位ダミー	β_{16}	0.0021 (0.0025)	0.0022 (0.0026)	0.0006 (0.0027)	0.0012 (0.0028)
バブル期ダミー	β_{17}	-0.0062 (0.0067)	-0.0080 (0.0069)	-0.0054 (0.0074)	-0.0063 (0.0077)
消費者物価指数	β_{18}	-0.0341 *** (0.0049)	-0.0365 *** (0.0056)	-0.0183 *** (0.0045)	-0.0162 *** (0.0047)
前期末金融資産残高	β_{19}		0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)
労働所得	β_{20}		0.0000 (0.0000)		-0.0000 (0.0000)
住宅・土地のための負債残高	β_{21}		-0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)
自由度調整済み決定係数		0.8021	0.7999	0.7606	0.7579
サンプル数		148	148	148	148

(注) ***は1%, **は5%, *は10%の水準で有意であることを示す。()の値は標準誤差を表す。

第2分位以上では第1分位に比べて預貯金収益率が資産需要に与える影響が小さいといえる。他方で有価証券収益率については第3分位のみに有意に正である。さらに絶対値が β_2 よりも大きいので、第3分位の資産需要に有価証券収益率が与える影響は他の階級とは反対になる。対称性制約を課した推定でも同様の傾向が見られるため、この影響は頑健である⁸⁾。

他のコントロール変数のうち、消費者物価指数の上昇率のみが負で有意である。これは、預貯金は収益率が低く、税引後実質収益率では物価上昇率の高い年には負になるため、物価上昇率が高いときには平均収益率の高い有価証券保有が選択されることを表していると考えられる。

対称性制約の影響は上述の収益率の影響と前期末預貯金残高が有意になるか否かの違いのみでそれ以外の推定結果にはほとんど影響がない。また、モデル2において追加した変数はいずれも有意ではなかった。

IV. 税制改正のシミュレーション

本節ではⅢ節の推定結果に基づいて上場株式等の配当・譲渡益等に対する軽減税率が家計の金融資産需要に与える影響についてシミュレーションを行う。シミュレーションは以下の手順で行う。まず、(4)式を $r_{2,t}$ で偏微分し、税引後実質収益率の変化が資産需要に与える影響を計算する。ここで、推定結果としてはモデル2で追加した説明変数は有意ではなかったため、モデル1の結果を用いる。次に、有価証券の税引後実質収益率の定義式(6)を配当と譲渡の実効税率 τ^d 、 τ^f でそれぞれ偏微分し、実効税率の変化が税引後実質収益率に与える影響を計算する。

最後に軽減税率が廃止された場合の実効税率の変化分をⅡ節における実効税率の推計に準じて計算し、上記2つの影響と実効税率の変化分をすべて掛け合わせることで、軽減税率の廃止が家計の資産需要をどれだけ変化させるかを計算する。

(4)式を $r_{2,t}$ で偏微分すると次のようになる。ここで、前期末の値である W_{t-1} 、 $A_{1,t-1}$ 、 $A_{2,t-1}$ と、今期の値のうち、 CPI_t 、 $r_{1,t}$ は $r_{2,t}$ の影響を受けないとする。

$$\left(\frac{\partial D_{1,t}}{\partial r_{2,t}}\right)(\Gamma + D_{2,t}) + \left(\frac{\partial D_{2,t}}{\partial r_{2,t}}\right)(\Gamma - D_{1,t}) \\ = \left(\beta_2 + \sum_{i=2}^5 \beta_{i+11} DUM_i\right) TD_t (TD_t + W_{t-1}),$$

$$\text{where } \Gamma \equiv \left(\beta_1 + \sum_{i=2}^5 \beta_{i+7} DUM_i\right) r_{1,t} W_{t-1}$$

$$+ \left(\beta_1 + \sum_{i=2}^5 \beta_{i+11} DUM_i\right) r_{2,t} W_{t-1}$$

$$+ \beta_3 A_{1,t-1} + \beta_4 A_{2,t-1} + \beta_{18} CPI_t W_{t-1}.$$

2つの需要関数の左辺は合計すると常に1となり、右辺の説明変数は全く同じであるため、有価証券の需要関数(5)式を偏微分しても同様になる。ゆえに、このままでは $\partial D_{1,t} / \partial r_{2,t}$ の値を特定することができない。そこで、次のような仮定をおく。

$$\frac{\partial D_{1,t}}{\partial r_{2,t}} = - \frac{\partial D_{2,t}}{\partial r_{2,t}}.$$

本稿では収益率が金融資産全体を変化させる影響については考慮せず、需要シェアの変化のみに注目する。このとき、一方のシェア増加は他方のシェア減少となるため、上記の仮定が成立する。この仮定により、税引後実質収益率の影響は次のように計算することができる。

$$\frac{\partial D_{1,t}}{\partial r_{2,t}} = - \frac{\partial D_{2,t}}{\partial r_{2,t}}$$

$$= \left(\beta_2 + \sum_{i=2}^5 \beta_{i+11} DUM_i \right) (TD_t + W_{t-1}).$$

実効税率の変化が税引後実質収益率に与える影響は、有価証券の税引後実質収益率の定義(6)式より、

$$\frac{\partial r_{2,t}}{\partial \tau_t^d} = - \left(\frac{S_{t-1}}{B_{t-1} + S_{t-1}} \right) i_t^{div},$$

$$\frac{\partial r_{2,t}}{\partial \tau_t^c} = - \left(\frac{S_{t-1}}{B_{t-1} + S_{t-1}} \right) i_t^{cg},$$

となる。最後に、上場株式等の配当・譲渡益等の軽減税率が廃止されることにより、配当課税の源泉分離課税対象分と譲渡課税の法定税率が10%から20%に上昇した場合の実効税率の変化分を $\Delta \tau_t^d$, $\Delta \tau_t^c$ とすると、軽減税率廃止によって金融資産需要が受ける影響は次のようになる。

$$\begin{aligned} & \frac{dD_{1,t}}{d\tau_t^d} \Delta \tau_t^d + \frac{dD_{1,t}}{d\tau_t^c} \Delta \tau_t^c \\ &= \frac{\partial D_{1,t}}{\partial r_{2,t}} \left(\frac{\partial r_{2,t}}{\partial \tau_t^d} \Delta \tau_t^d + \frac{\partial r_{2,t}}{\partial \tau_t^c} \Delta \tau_t^c \right) \\ &= - \left(\beta_2 + \sum_{i=2}^5 \beta_{i+11} DUM_i \right) (D_t + W_{t-1}) \\ & \quad \times \left(\frac{S_{t-1}}{B_{t-1} + S_{t-1}} \right) (i_t^{div} \Delta \tau_t^d + i_t^{cg} \Delta \tau_t^c). \end{aligned} \quad (7)$$

軽減税率の廃止は、配当所得の源泉分離課税対象分と譲渡所得に対する法定税率のみを引き上げるため、年間収入階級の違いによって上昇幅には変化はないが、(7)式の $\beta_{i+11} DUM_i$ が示すように、軽減税率廃止の影響は年間収入階級ごとに異なる。

実効税率を除けば最新データは2010年であるため、2010年のデータを用いてシミュレーションを行うが、各年のデータの変動を考慮して、2006年から2010年の平均値を用いたシミュレーションも併せて行う。ただし、平均値のケースでは譲渡益の期待収益率が負になりシミュレ

ーションができないため、譲渡益の名目期待収益率の平均値については仮想的に10%とする⁹⁾。実効税率の変化分については2009年のデータに基づいて計算する。以上から、軽減税率の廃止による預貯金シェアの変化をシミュレートしたのが図表5である。なお、対称性制約を課した推定では収益率の説明変数が有意ではなかったため、制約を課さない結果のみシミュレーションを行う。

軽減税率の廃止は、配当の実効税率を9.28%ポイント、譲渡の実効税率を10.05%ポイント引き上げるものの、需要シェアへの影響は高々0.1%ポイント未満である。2010年データと2006年から2010年の平均データでは影響が多少異なるものの、その違いはわずか(最大でも0.03%ポイント程度)である。預貯金シェアは95%以上であるため、配当・譲渡益に対する軽減税率は定性的には安全資産である預貯金から危険資産である有価証券へのシフトを促しはするものの¹⁰⁾、その影響は非常に小さいことがわかる。この結果はストックデータから同様の分析を行った井上・上條 [2011] とも符合する。ただし、今回のシミュレーションでは第5分位に与える影響が一番小さいのに対して、井上・上條 [2011] では第5分位への影響が一番大きいという結果が得られている。この違いは、序論で述べたように、『貯蓄動向調査』や『家計調査』の株式保有残高データには株価の変動の影響が大きく反映されているためである。年間収入階級が高いほど株式保有割合が高く、株価の変動によるストックシェアの変動も大きくなるため、収益率の変化に対する影響が大きく表れたものと考えられる。

上記のシミュレーションでは、譲渡損失の繰越控除や配当との損益通算を考慮していない

図表5 軽減税率廃止シミュレーション結果

		I	II	III	IV	V
実効税率の変化分: $\Delta\tau^d = +0.0928$, $\Delta\tau^c = +0.1005$						
2010年						
預貯金シェア	廃止前	101.362	99.956	98.766	97.930	96.852
(%)	廃止後	101.421	99.982	98.707	97.952	96.856
変化分 (%ポイント)		+0.059	+0.027	-0.059	+0.022	+0.004
2006-2010年平均						
預貯金シェア	廃止前	99.607	99.178	98.335	97.360	97.153
(%)	廃止後	99.688	99.201	98.291	97.388	97.157
変化分 (%ポイント)		+0.080	+0.023	-0.045	+0.027	+0.005

が、直近の2008、2009年は株式収益率（事後的収益率）がそれぞれ-26.2%、-20.8%と大幅な負値を記録しており、両年における株式の譲渡損失を2010年に繰り越す場合、配当・譲渡課税の課税所得は大きく減少し、実効税率が大幅に低下する可能性がある。このように譲渡損失が大きい場合には、上場株式等の譲渡損失の3年間の繰越控除と配当との損益通算のため、配当や譲渡の実効税率が大幅に低下する。軽減税率廃止のシミュレーションにおいて、実効税率の上昇幅は10%前後であったが、繰越損失が配当や譲渡益を上回るとき、当該年の配当・譲渡の税負担はゼロになるため、実効税率の下落幅はそれと同等か、階級によっては上回ることになる。さらに、軽減税率が廃止されて実効税率が20%前後になると繰越控除や損益通算による実効税率の下落幅が拡大するため、その影響は増すことになる。ゆえに、税制改正によって家計の危険資産保有を促すためには、繰越損失の期間延長や損益通算の範囲拡大は必要であり、その重要性は軽減税率の廃止によってさらに高まるといえる。

V. 結論

本稿では、2013年末で廃止される予定の上場

株式等の配当・譲渡益等についての軽減税率が家計の資産需要に与える影響について、フローベースの金融資産需要関数を用いたシミュレーションを行った。それによって得られた結果をまとめると次のようになる。

需要関数の推定結果より、軽減税率の廃止は配当課税、譲渡課税の実効税率の上昇を通じて預貯金のシェアを増加させることが確認できたため、軽減税率によって安全資産である預貯金から危険資産である株式・債券等の有価証券へのシフトが促されたといえる。しかし、その大きさは需要額の高々0.1%未満である。この結果は井上・上條 [2011] とも整合的であり、軽減税率が廃止されても、有価証券シェアの低下はわずかであると考えられる。

ただし、今回の分析では損益通算や繰越控除の影響を実効税率の推計に反映させることはできていない。損益通算については、望月他 [2004] によるマクロ推計で所得税の課税ベースに与える影響が指摘されていたり、是枝 [2010] によるシミュレーションで実効税率を大幅に引き下げる効果があることが示されたりしているが、家計の資産選択に与える影響については分析されていない。それを行うためには個別家計単位での金融資産取引についてのデータを用いる必要があるため、データの入手可能

性的問題が存在するが、IV節で述べたように、軽減税率が廃止されれば繰越損失や損益通算の効果はさらに大きくなるため、今後の金融所得課税一元化において最も重要な課題となる。ゆえに、今後の研究課題としたい。

注

- 1) 日本銀行「資金循環統計」における家計の金融資産に占める株式・出資金の割合は多少の変動はあるものの、2001年と2011年の3月末で比較すると、ほとんど変化していない。しかし、この間に生じた経済環境の変化も考慮すると、この事実だけでは必ずしも税制の効果がなかったとはいえない。
- 2) 時系列分析としては吉野 [1984]、小川 [1989]、田近・中川 [1991]、Sekita [2010] などがあるが、これらは利子課税に注目した分析である。時系列分析ではないが配当課税について分析したものととして林田・大野 [2008]、大野・林田 [2010] が存在する。
- 3) 紙幅の制限があるため、税制改正の詳細は省略する。詳細については山田 [2007] 等を参照されたい。
- 4) 推計方法の詳細については井上・上條 [2011] を参照されたい。
- 5) 3種類以上のケースへの拡張は容易である。
- 6) Faig and Shum [2002]、上山・下野 [2005] において、住宅購入等の費用の影響を考慮することで、その規模によって金融資産行動が異なることが示されているため、それを説明する変数として $LOAN_{t-1}$ を入れる。なお、Sekita [2010] では、同じ目的で持家率が説明変数に加えられているため、本稿でも持家率を用いた推定も行ったが、結果は変わらなかった。
- 7) 年末時点の調査結果である「貯蓄動向調査」と各月の調査結果の年平均である「家計調査」とはそのまま接続することができないため、「家計調査(貯蓄・負債編)」については第4四半期のものを用いる。また、2000、2001年と2008年以降の残高は農林漁家世帯を含む結果のみが入手可能であるため、2000年以降は農林漁家世帯を含む結果を用いるが、可能な範囲で農林漁家世帯を含まない結果を用いても分析結果はほとんど変わらない。なお、労働所得の導出については、井上・上條 [2011] の付録を参照されたい。ただし、年間収入としては、「家計調査(家計収支編)」のデータを用いる。
- 8) この結果を説明するために、前述の Faig and Shum [2002] の議論を参考に、住宅の購入を検討している世帯 = 年間収入の中位階級世帯と仮定し、モデル2において住宅・土地のための負債を説明変数に入れて住宅・土地購入の影響を考慮に入れた推定を行ってみたが、推定結果が示すようにこの説明変数は有意な影響をもたず、同モデルにおいても依然として有価証券収益率が第3分位世帯に与える影響は他の階級とは異なっている。ゆえに、第3分位世帯だけ結果が異なる理由は不明瞭である。

- 9) (7)式が示すように、期待収益率が大きいほど軽減税率廃止の影響も大きくなる。本稿の推定期間中の期待譲渡収益率の最大値は1988年の年率54.378%であるため、シミュレーションの仮想収益率の5倍以上であるが、その値でシミュレーションしても、軽減税率の影響が小さいという結論は変わらない。なお、2010年の期待収益率は、配当が1.890%、譲渡が5.704%であり、2006年から2010年の期待収益率の平均値は、配当が1.416%、譲渡が-2.862%である。
- 10) ただし、前節の推定結果と同様、第3分位だけは軽減税率の影響が異なっている。

参考文献

井上智弘・上條良夫 [2011] 「家計の金融資産選択に与える課税の影響—推計実効税率に基づく実証分析—」『早稲田経済学研究』第70号、早稲田大学大学院経済学研究科、37-70頁。

岩本康志・藤島雄一・秋山典史 [1995] 「利子・配当課税の評価と課題」『フィナンシャル・レビュー』第35号、大蔵省財政金融研究所、27-50頁。

上山仁恵・下野恵子 [2005] 「住宅購入を考慮した家計の金融資産選択」『金融経済研究』第22号、日本金融学会、77-94頁。

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、日本証券経済研究所、67-84頁。

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』第6章、ぎょうせい、273-309頁。

是枝俊吾 [2010] 「株式投資の実効税率の現状とあるべき姿—損益発生時の課税の非対称性の対処について」大和総研 Legal and Tax Report、2010年11月2日。

下野恵子・上山仁恵 [2008] 「家計の資産選択における実物資産の位置付け」『金融経済研究』第26号、日本金融学会、41-62頁。

関田静香 [2009] 「利子所得・配当所得・株式等の

- 譲渡所得の実効税率の計測」『経済分析』第182号, 内閣府経済社会総合研究所, 107-128頁。
- 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』第20号, 大蔵省財政金融研究所, 67-83頁。
- 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, 日本証券経済研究所, 89-103頁。
- 望月正光・野村容康・深江敬志 [2004] 「マクロ統計による所得課税ベースの推計 (上), (下)」『証券経済研究』, 日本証券経済研究所, (上) 第45号, 19-31頁, (下) 第46号, 197-212頁。
- 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』第47巻第7号, 日本証券経済研究所, 70-90頁。
- 吉野直行 [1984] 「日本の貯蓄構造について—マル優の効果をめぐって」『季刊現代経済』第59号, 日本経済新聞社, 55-69頁。
- Brainard, W.C. and J. Tobin [1968] "Pitfalls in Financial Model Building," *American Economic Review*, Paper and Proceedings, Vol. 58, pp.99-122.
- Faig, M. and P. Shum [2002] "Portfolio Choice in the Presence of Personal Illiquid Projects," *Journal of Finance*, Vol.57, pp.303-328.
- Friedman, B.M. [1985] "The Substitutability of Debt and Equity Securities," in Friedman, B. M. (ed.), *Corporate Capital Structures in the United States*, Chicago and London: The University Chicago Press, pp.197-238.
- Friedman, B.M. and V.V. Roley [1979] "A Note on the Derivation of Linear Homogeneous Asset Demand Functions," NBER Working Paper No.345.
- Iwamoto, Y. [1991] "The Japanese Tax Reform and the Cost of Capital," *Ricerche Economiche*, Vol.45, pp.307-328.
- Lim, G.C. [1991] "Estimation Portfolio Models from Financial Flow Data: An Analysis of the Demand for Liabilities, Real Assets and Financial Assets by the Household Sector," *Economic Modelling*, Vol.8, pp.219-224.
- Parkin, M. [1970] "Discount House Portfolio and Debt Selection," *Review of Economic Studies*, Vol.37, pp.469-497.
- Sekita, S. [2010] "The Small Saving Tax Exemption and Japanese Household Asset Allocation Behavior: Impact of the 1988 and 2006 Revisions," *Japanese Economy*, Vol.37, pp.79-110.
- 井上智弘 (財電力中央研究所
社会経済研究所主任研究員)
上條良夫 (早稲田大学高等研究所助教)