

第5章 税制改革と株式市場のボラティリティ

——軽減税率廃止の株式投資リスクへの影響——

大 野 裕 之

I. はじめに：平成不況と証券税制改革

1990年のバブル崩壊後、十数年の月日を経て、ようやく2003年4月を境に株式市場は回復軌道に乗った。図表5-1に示すように、2003年4月に7,800円台まで落ち込んだ日経平均株価は、2007年6月には18,000円台にまで回復した。政府はこの間、財政出動やゼロ金利政策、金融機関への公的資金投入等のマクロ経済政策のほか、日本版ビッグバンをはじめとした、種々の規制緩和などの対策を金融市場に対して講じてきた。その中でも、株式投資を中心とした金融取引に関連する税制改革は特筆に値する。かねがね取引コストを高め、東京市場の国際競争力を弱めると批判されてきた有価証券取引税は、1996年4月、1998年4月の2度の税率引き下げを経て、1999年4月には完全廃止に至っている。また、2003年4月に施行された「新証券税制」は、譲渡益、配当所得の両者に亘って制度を簡素化するとともに、税率を10%に引き下げる「軽減税率」を導入している。日経平均株価は、期せずしてその直後から上昇に転じた。しかし、2008年秋のリーマンショック、2009年10月から2010年初頭にかけてのギリシャ債務危機など世界市場の混乱を受けて、我が国の株式市場は再び低迷したことは、まだ記憶に新しい。2009年10月に再び終値で10,000円台を割った日経平均株価は、その後、4年以上の間10,000円近辺で推移する。この状況は、2012年12月の総選挙で、大規模金融緩和を柱の一つとする経済政策を掲げて安倍内閣が成立するまで続いた。

図表5-1 日経株価の推移（2000年～2014年）



(注) 日経平均株価月次の終値

「新証券税制」で適用された軽減税率は、もともと時限的なものであった。すなわち、当初は、配当課税は平成20年3月、株式譲渡益課税は平成19年12月を以て廃止とし、税率をともに本則の20%に戻すこととなっていた¹⁾。しかしながら、前述のように株式市場の低迷が続く中、政府・税務当局は負のインパクトを図りかねて、軽減税率の廃止を決断できずに、延長を繰り返す。平成19年度税制改革では期限をそれぞれ1年間延長し、平成21年度改正で両税とも平成23年末まで延長、期限を迎える平成23年度改正では、期限をさらに2年延長した。しかし、安倍政権のもとでの大規模金融緩和に後押しされる形で株価が回復する中、このように延長に延長を重ねてきた配当課税と上場株式等譲渡益の軽減税率はともに、少額投資非課税制度（NISA）の導入と引き換えに、ついに平成25年末を以て廃止された²⁾。こうして、平成26年1月1日より、税率は本則の20%に戻された。

こうした過去の経緯はどうであれ、投資家にとってこの措置は、実質的に増税に違いない。この「増税」が株式投資にいかなる影響を与えたのか、これを実証的に明らかにするのが、本章の目的である。特に、本書のテーマが「リス

ク」であることから、株式投資のリスクを代表する、株価のボラティリティに焦点を当てる。株式投資の魅力はその収益性にある。収益率が高ければ人々は魅力を感じ、投資を進めるだろう。しかし、一方で、株式投資には危険性が伴う。すなわち、そうした収益率が不安定であれば、結果的に高い収益が得られないばかりか、元本割れにすら陥る可能性もある。そうした意味で、収益率の安定性、つまりボラティリティが税制によってどのような影響を受けるのかを明らかにすることは、株式市場の発展にかかわり、「貯蓄から投資へ」を進めるための政策論的にたいへん重要なテーマである。さらに昨今は、株式市場のみならず金融市場全般に不安定性が高まっているとの指摘があるなか、さまざまな税制が考案されていることから、その重要性はますます高まっているといえよう³⁾。

いうまでもなく、税制改革にあたっては、税率などの変更が、株式市場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⁴⁾。しかしながら、特に株価の変動性、ボラティリティを直接に対象とした研究は、海外においても意外に少ない⁵⁾。そこで、Hayashida and Ono [2016] では「新証券税制」が株価収益率のボラティリティに与えた影響を実証的に分析した。本章では同研究を念頭に、株式を需要する投資家の視点にたって、配当課税が株価の安定性に如何に影響を与えるかを分析する。実証分析の枠組みには、Hayashida and Ono [2016] に倣って、ファイナンスの分野で広く使われる GARCH 型モデルを用いる。

本章の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では、投資家の株式需要の観点から、課税と株式投資リスクの問題にアプローチする重要な理論的枠組みを提供する Song and Zhang [2005] を紹介する。第Ⅲ節では、実証分析に用いる推計モデルと具体的な定式化、およびデータについて説明する。第Ⅳ節では実証分析の結果を報告し、その解釈を述べる。第Ⅴ節は本章のまとめである。

II. Song and Zhang [2005] による理論的整理

投資家の株式需要の観点から、課税と株価の安定性の問題を考える理論的枠組みを与える研究に Song and Zhang [2005] がある。この研究は、もともとは株式取引税（以下では、税率を τ で表す）と株価のボラティリティをテーマとした研究であるが、これを配当課税（税率を τ_d で表す）や譲渡益課税（税率を τ_{cg} で表す）に応用することが可能であり、後の実証分析の結果を解釈する上で有益である。そこで、彼らのモデルを詳しく見てみたい。

1. 基本設定：取引税率とボラティリティ

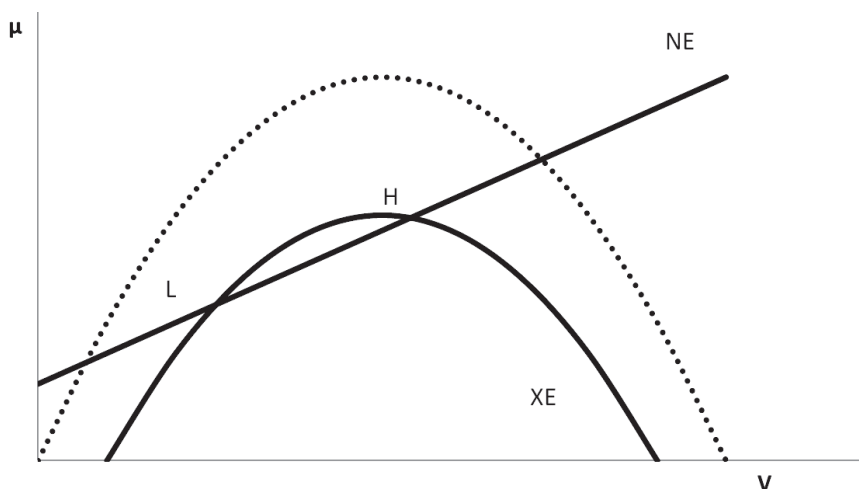
市場には2タイプの投資家—合理的トレーダーとノイズトレーダーが、ともに、それぞれの期待効用を最大化するよう、2つの資産—安全資産と危険資産—に投資する。この場合、危険資産が株式にあたる。全投資家に占めるノイズトレーダーの割合を μ として、両トレーダーの効用を最大化すると、 μ と株価ボラティリティ V との間に、以下のような、非線形の関係を導くことができる。

$$\mu^2 \sigma_\rho^2 = (1 - \tau_{cg} + r)^2 (1 + \tau)^2 V - 4 \gamma^2 \sigma_\theta^2 \{ (1 - \tau_{cg})^2 V + (1 - \tau_d)^2 \sigma_\varepsilon^2 \}^2. \quad (1)^6)$$

ここで σ_ρ^2 、 σ_θ^2 、および σ_ε^2 は、それぞれ、ノイズトレーダーの株式の予想価格の分散、株式の純供給量の分散、そして配当額の分散を表している。ここで重要なのは、ノイズトレーダーは自身が特殊な情報を有していると過信しているため、彼または彼女の株式予想価格は、ファンダメンタルズに基づく合理的な価格とはかい離していることである。また、 r および γ は、それぞれ、安全資産の定額の実質利子率と投資家の危険回避度を表す。上の（1）式をグラフで表すと、図表5-2の逆U字型のXE曲線のようなになる⁷⁾。

このXE曲線は、ノイズトレーダーの参入インセンティブを表す直線NEと交差する。このNE直線は、ノイズトレーダーと合理的トレーダーの2つの資産からの合計収益の過剰価値から導かれている。この数式表現は以下のとおりである。

図表5-2 取引税と均衡の変化



$$\mu = \frac{2\rho^*\gamma}{\rho^{*2} + \sigma_\rho^2} \{ (1 - \tau_{cg})^2 V + (1 - \tau_d)^2 \sigma_\varepsilon^2 \}. \quad (2)^8)$$

ρ^* はノイズトレーダーの予想株価の平均である。非線形曲線と直線の2つの交点が、2つの均衡解を示している。すなわち、株価ボラティリティが低く、ノイズトレーダーの割合も低い「低均衡」（図表5-2および3ではLで表す）と、株価ボラティリティが高く、ノイズトレーダーの割合も高い「高均衡」（図表5-2および3ではHで表す）である。

2. 株式取引税の影響

Song and Zhang [2005] はここで、取引税率 τ が上昇すると、非線形曲線 XE が上にシフトする（点線で表す）とした。何故なら、 V を所与とすると、高い μ は上の（1）式からは、高い τ に対応するからである。そのため、高均衡にある市場では、取引税率が引き上げられると、より高い株価ボラティリティとノイズトレーダー割合に至るとする。

Hayashida and Ono [2016] は、TOPIX のデータを用いて、1999年4月の有価証券取引税の廃止の、収益率ボラティリティへの影響を検証し、廃止はボ

ラティリティを押し下げたと結論付けている。この結果を Song and Zhang [2005] のモデルで解釈するなら、東京市場は高均衡にあったことになる。

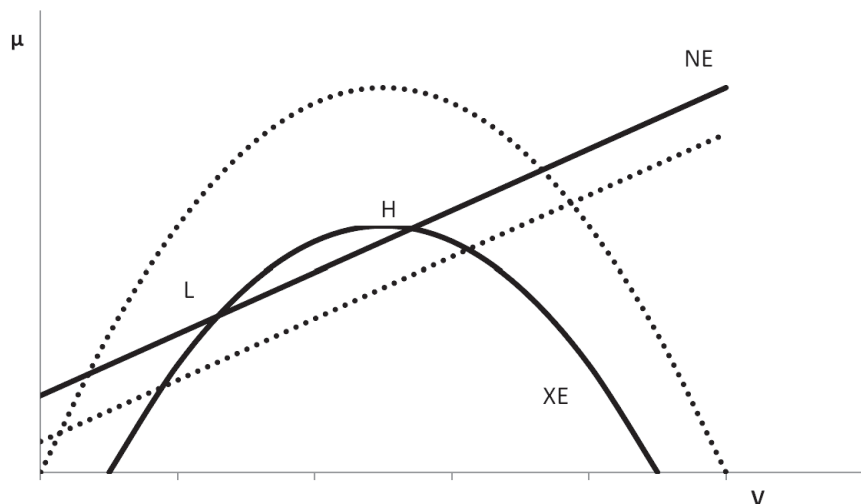
3. 配当課税，譲渡益課税への拡張

ここで，配当課税の税率引上げを考えてみよう。これも，(1) 式を吟味してみると，取引税と同様，図表5-3のように，曲線 XE を上方にシフトさせることがわかる。一方，(2) 式で表される NE 直線は下方にシフトする。その結果，新たな高均衡は水平方向では右に移る。一方，垂直方向では上下どちらに移動するかは判別できない。

譲渡益税の効果はさらに複雑になる。 τ_{cg} を上昇させると，NE 直線の傾きが小さくなる。曲線 XE のシフトに至っては，上下どちらにシフトするか判別できない。そのため，譲渡益課税については，高均衡にあった市場で，税率アップが株価ボラティリティを上げるか，下げるか不明である。

Hayashida and Ono [2016] では，軽減税率を導入した2003年の「新証券税制」も対象に分析している。そこで得られた結果は，2003年4月の配当課税の変更は収益率ボラティリティを下げるはたらきをしたというものであり，高均

図表5-3 配当課税と均衡の変化



衡点からの上記結論と整合的である。一方、その3か月前の2003年1月に施行された譲渡益課税の軽減税率は、ボラティリティには影響を与えなかったと結論づけている。こうした結果を念頭に、次節以降で実証分析を展開する。

Ⅲ. GRCH 型モデルによる実証分析

(1) GARCH 型モデル

① GARCH モデル

さて、こうしたモデルを念頭に、実証分析に進みたい。本章では、近年ファイナンス分野で広く使われるようになっていく GARCH (Generalized Autoregressive Constant Heteroscedasticity) 型モデルを用いる。かつてよく行われてきた研究では、観測されたデータから算出された分散や標準偏差をそのまま用いるものが多かったが、そこでは株価収益率 R_t が一定期間変わらないことが前提とされ、そのため、その分散も不変であると仮定されている。しかしながら、実際の収益率は、極めて高い状態が続いたあと、低い状態が暫く続くというようなことがしばしば観測される。これは、算出された分散についても然りである。GARCH 型モデルは、こうした株式市場の性向を取り入れるよう考案された。GARCH 型モデルを説明する文献は多数存在するが、本章の完備性の観点から、少し紙面を割いて、以下にこのモデルの説明を行いたい。

時刻 $t-1$ までの情報を条件として、時刻 t の収益率の平均 R_t はもはや一定ではなく、変動するものと仮定する。そうすると、 R_t は時点 $t-1$ で予測可能な部分 $E_{t-1}(R_t)$ と、予測不可能なショック ε_t に、以下のように分けられる。

$$R_t = E_{t-1}(R_t) + \varepsilon_t$$

この式を平均式 (mean equation) と称する。このひとつの例が、以下のようになり、 R_t を自己回帰型で表したものである。

$$R_t = a + \sum_{i=1}^p b_i R_{t-i} + \varepsilon_t$$

予測不可能なショック ε_t は以下のように表される。

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t,$$

$$\sigma_t > 0,$$

$$z_t \sim i.i.d. (0,1)。$$

ここで、 σ_t は常に正の値をとるものと仮定されている。 σ_t^2 は時点 t における R_t のボラティリティである。これは時刻 t で異なった値をとりうることに注意したい。

さらに、観測された分散はひとたび高くなると暫く高い状態が続き、逆に低くなると低い状態が続くことが知られている。この現象をボラティリティ・クラスタリングとよぶ。そこでこれを取り入れる必要があり、ARCH(p) モデルが誕生した (Engle [1982])。ここでは、ショックの長く続く影響が、モデルに以下のように反映されている。

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2$$

これを分散式 (variance equation) とよぶ。Bollerslev [1986] はこの分散式を一般化して、GARCH (p,q) モデルを考案した。

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2$$

ここで、ボラティリティは非負であり、制約条件 $\omega > 0$, $a_i > 0$, $\beta_i > 0$ が当てはまる。

② 非対称性モデル：EGARCH と TARCH

さらに、悪いニュースは株価を押し下げるが、よいニュースが株価を押し上げるより、大きな影響を持っていることも、よく知られた観測事実である。これをレヴァレッジ効果とよぶ。そこで、GARCH 型モデルの範疇で、この非対称性をとりこんだ、いくつかの拡張が提案されている。そのひとつが、Exponential GARCH モデル (以下 EGARCH モデルとよぶ) とよばれる、Nelson [1991] によって提案されたモデルである。EGARCH (p, q) モデルがボラティリティの対数を左辺にとり、下のように定式化する。

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^q a_i \{ |z_{t-i}| - E(|z_{t-i}|) \} + \sum_{l=1}^m \gamma_l z_{t-l}$$

ここで、 $z_{t-1} = \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ であり、 γ は非対称性を表すパラメーターである。最も単純な EGARCH (1,1) (かつ $m=1$) モデルは次のように表される。

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + a_1 \{ |z_{t-1}| - E(|z_{t-1}|) \} + \gamma_1 z_{t-1},$$

ここで、もし $z_{t-1} \geq 0$ であるならば、

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma_1 z_{t-1} + (a_1 + \gamma_1) |z_{t-1}| - a_1 E(|z_{t-1}|),$$

となり、反対に $z_{t-1} < 0$ なら、以下になる。

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma_1 z_{t-1} + (a_1 - \gamma_1) |z_{t-1}| - a_1 E(|z_{t-1}|)。$$

したがって、 $\gamma_1 < 0$ が非対称性、すなわちレヴァレッジ効果の存在を含意する。

この EGARCH モデルの他に、Threshold GARCH モデル（以下 TARCH モデルと称する）もしくは GJR モデル⁹⁾ とよばれる非対称性モデルが考案されている。これは以下のように定式化される。

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{l=1}^L \gamma_l \varepsilon_{t-l}^2 I_{t-l}$$

ここで、 $\gamma_1 < 0$ ならば $I_t = 1$ であることに注意ありたい。レヴァレッジ効果の存在には、 $\gamma_l > 0$ が期待される。

以下の実証分析では、これら3つのモデルが併用される。

(2) 実証分析の詳細とデータ

株価収益率のボラティリティは、いわゆる曜日効果をもつとしばしば指摘される。曜日効果とは、例えば週末を挟んだ月曜日は株価に影響を与える情報が詰まった状態で市場が開くので、他の曜日よりもボラティリティが高くなるなど、曜日特有の効果があるということを指す。この可能性をつかむため、以下の分析では、下に示すような曜日ダミー変数を取り入れる。

$$WD_t^k = \begin{cases} 1 & t \text{ が週の第 } k \text{ 番目の日に当たる場合} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}, \quad k = 1, 2, \dots, 4$$

ここで、 $k=1$ は月曜日を表し、 $2 \sim 4$ はそれぞれ火、水、木曜を表す。金曜日がレファレンスとなる。以下の分析では、この曜日ダミーを入れたもの、入れないものの両者を試みる。次に、分散式には説明変数として取引高（枚数）を加える。これは、Karpoff [1987] などが示すように、取引高と収益率ボラティリティの間には高い相関があることが知られているからである。焦点の税制改正の影響に関しては、以下のように、改正前には0を改正後には1をとる、「税制改正ダミー」を用意する。

$$D_t = \begin{cases} 0 & t \leq t_0 \text{ 場合} \\ 1 & \text{それ以外} \end{cases}$$

軽減税率の廃止は2013年12月31日であるから、その日が t_0 となる。

以上の詳細を改めて、各モデルで示そう。まず、標準的な GARCH モデルでは、

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{s=1}^2 \delta_s D_t^s + \sum_{k=1}^4 \theta_k WD_t^k + \lambda TV_t$$

となる。次に、非対称性モデルの EGARCH モデルで示すと、以下のようになる。

$$\begin{aligned} \log(\sigma_t^2) = & \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^q \alpha_i \{|z_{t-i}| - E(|z_{t-i}|)\} + \gamma z_{t-1} + \delta D_t + \lambda TV \\ & + \pi D_t TV + \sum_{k=1}^4 WD_t^k \end{aligned}$$

最後に、同じく非対称性モデルの TARCH モデルでは、

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{l=1}^r \gamma_l \varepsilon_{t-l}^2 I_{t-l} + \sum_{s=1}^2 \delta_s D_t^s + \sum_{k=1}^4 \theta_k WD_t^k + \lambda TV$$

と表される。先述のように、以下の分析では、いずれのモデルにおいても、 θ_1 から θ_4 まですべてを0とする制約をおいた曜日効果なしバージョンと、その制約を置かない曜日効果ありバージョンの2つの定式化を試みる。それぞれ、定式化Ⅰ、Ⅱとよぼう。

必要なデータは日次の株価と取引高である¹⁰⁾。収益率は終値の対数階差として算出した。図表5-4は、税制改革の前後2年、すなわち、平成23年1月から平成24年12月までの、収益率の記述統計である。単純な標準偏差で見ると、軽減税率廃止前は0.015063であったが、廃止後には0.01192にまで低下している。図表5-5は、同じ期間の株価収益率をグラフで表現したものである。目測でも、確かに収益率の変動性は低下しているように見える。こうした単純な観測が、GARCH型モデルで確認されるか吟味するのが次節の分析である。

分散式に説明変数として加える取引高の記述統計を示したのが、図表5-6である。平均値は前後で3,126百万株からへ2,251百万株へと低下している。図表5-7のグラフによっても、税制改革後に取引高が低下していることが確認される。

図表5-4 株価（TOPIX）収益率の記述統計

(a) 全期間：平成25年1月～平成26年12月

平均	0.000943	最小値	-0.071196
中位値	0.001120	標準偏差	0.013584
最大値	0.050746	観測数	489

(b) 税制改正前：平成25年1月～平成25年12月

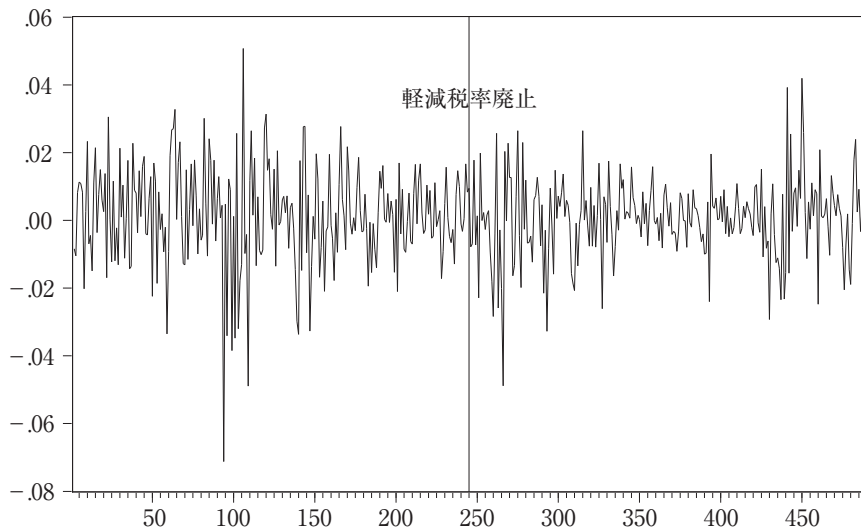
平均	0.001567	最小値	-0.071196
中位値	0.001178	標準偏差	0.015063
最大値	0.050746	観測数	245

(c) 税制改正後：平成26年1月～平成26年12月

平均	0.000318	最小値	-0.048862
中位値	0.000771	標準偏差	0.011922
最大値	0.041912	観測数	244

(注) 収益率は価格の対数階差として算出している。

図表5-5 株価（TOPIX）収益率（平成25年1月～平成26年12月）



(注) 収益率は価格の対数階差として算出している。

図表5-6 取引高の記述統計（単位：千株）

(a) 全期間：平成25年1月～平成26年12月

平 均	2,689,883	最小値	445,344
中位値	2,453,240	標準偏差	903,582.1
最大値	7,655,140	観測数	489

(b) 税制改正前：平成25年1月～平成25年12月

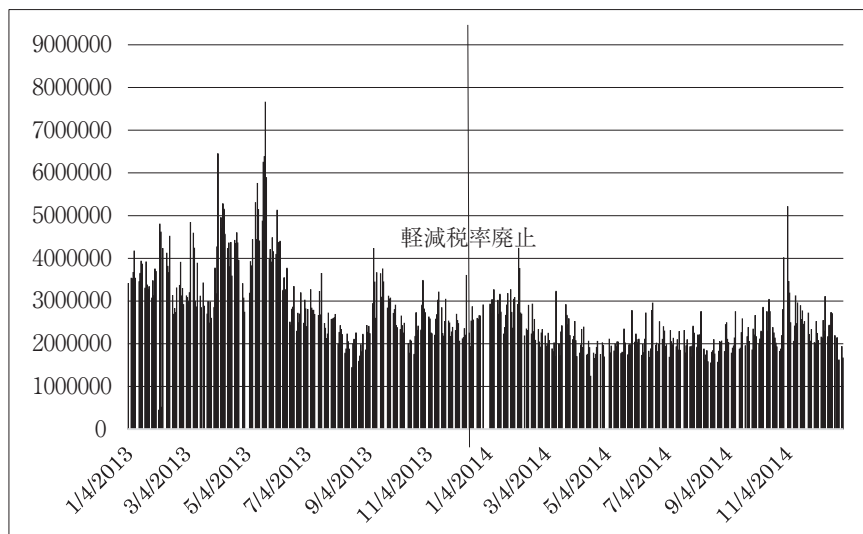
平 均	3,125,983	最小値	445,344
中位値	2,876,700	標準偏差	1,003,976
最大値	7,655,140	観測数	245

(c) 税制改正後：平成26年1月～平成26年12月

平 均	2,251,997	最小値	1,235,400
中位値	2,123,480	標準偏差	493,196.2
最大値	5,208,980	観測数	244

(注) 収益率は価格の対数階差として算出している。

図表5-7 取引高の推移（平成25年1月～平成26年12月）



(注) 縦軸の単位は千株

IV. 分析結果とその解釈

(1) 分析結果

GARCH, EGARCH, TARCH の分析結果は、図表5-8のとおりである。まず、最も単純な、標準的なモデルである GARCH の、曜日効果を入れない定式化 I を見てみよう。取引高は分散に、有意に正の影響を与えている。つまり、取引高が増えれば、収益率の分散も上昇するということであり、Karpoff [1987] を始めとした多くの先行研究で得られている結果である。特長なことは、 π 、すなわち D と TV の交差項の係数の推定値が、5%水準で有意に正となっていることである。軽減税率廃止後、ボラティリティと取引高の反応度が強まったことを示唆する。焦点の税制変更ダミー D の係数 δ の推定値は、符号は負で10%水準ながら有意である。取引高の変化を介さない、純粋な税制変更の効果は、ボラティリティを引き下げたことを示唆している。これに曜日効果を加えた定式化 II では、曜日ダミーがいずれも非有意となっている。

図表5-8 推計結果

定式化		GARCH		EGARCH		TARCH	
		I	II	I	II	I	II
平均式	a	0.001181**	0.000965**	0.000633	0.000589	0.000944**	0.000798
	b	0.027126	0.022379	0.048519	0.057005	0.028722	0.043789
Variance equation	ω (constant)	-1.30E-05	-1.30E-05	-1.005829***	-0.985799***	-2.20E-05	-1.27E-05
	γ (asymmetry parameter)			-0.238823***	-0.242687***	0.207804**	0.224228***
	δ (D)	-3.31E-5*	-3.16E-6**	-0.281498***	-0.346443***	-2.42E-05**	0.012825**
	λ (TV)	0.008208**	0.007793***	81.22441***	83.75934***	0.011224***	0.012558***
	π (D * TV)	0.016133**	0.015310***	126.6448***	151.7256***	0.012884***	0.012825**
	θ_1 (Monday)		1.50E-5		0.01764		9.80E-05
	θ_2 (Tuesday)		-3.06E-5		-0.522052**		-4.13E-05*
	θ_3 (Wednesday)		-1.44E-5		0.12288		-1.04E-05
	θ_4 (Thursday)		2.66E-5		0.00026		-7.26E-06
Adj.r-sqrd		-0.002813	-0.002309	-0.004292	-0.005207	-0.002557	-0.003558
t-distribution d.f.		11.58245	15.23329	13.61426	20.88972	13.09655	16.65378
AIC		-5.940968	-5.939243	-6.011327	-6.010304	-5.994353	-5.98872

(注) *, **, ***は係数推定値がそれぞれ、10%, 5%, 1%の有意水準で有意であることを示す。

それ以外は定式化Ⅰと変わらないが、 δ の係数推定値は5%水準で有意に転じている。

レヴァレッジ効果を取り入れた非対称モデルではどうであろうか。まず、EGARCHモデルをみると、定式化Ⅰ、Ⅱともに γ は、符号は負で、1%水準で有意である。よってレヴァレッジ効果の存在を示唆している。その他の傾向は、GARCHモデルとはほぼ同じといってよい。唯一、定式化Ⅱで曜日効果のうち火曜日ダミーが5%水準で有意に負となっている。レファレンスである金曜日に比べて、火曜日はボラティリティが低くなる傾向にあることを示唆する。次にTARCHモデルを見てみよう。ここでは、非対称性パラメーター γ には正の符号が期待されるが、得られた推計値は定式化Ⅰ、Ⅱともに、はたして符号は正、1%水準で有意となっている。そのほかは、火曜日ダミーが有意に負であることも含めて、同じ非対称性モデルであるEGARCHの結果と同じ傾向を示している。

以上6つのモデルを横断的に総括すると、ボラティリティと取引高の正の相関は今回の結果でも確認される、その反応度は軽減税率廃止後に強まっている。それを介した影響を除いた税制変更の効果は、ボラティリティを引き下げている。非対称性モデルでは、レヴァレッジ効果の存在が強く示唆され、曜日効果は非対称性モデルにおいて、火曜日のみ負の影響をボラティリティに及ぼすという弱い証拠が得られた。

(2) 解 釈

上記の結果から、まず言えることは、標準偏差やグラフによる目測と整合的に、軽減税率廃止後に、収益率ボラティリティは確かに低下したということである。これには、2つ「経路」が考えられる。ひとつは、取引高の縮減による低下である。図表5-8の結果は、どのモデルのいずれの定式化においても、取引高の係数推定値は有意に正の符号をとっているばかりか、軽減税率廃止後には反応の度合いを高めている。前節で、当該分析期間における取引高の記述統計量とそのグラフで、軽減税率廃止後に取引高が低下したことが示唆されて

いたことを想起ありたい。念のため、取引高を目的変数にした自己回帰モデルを組んで、軽減税率廃止の前後で0と1をとるダミー変数を説明変数に加えた回帰分析を行った。その結果が、下の図表5-9である¹¹⁾。係数推定値は有意に負となっていることから、取引高は縮減したと考えてよいだろう。このことは、軽減税率廃止が、配当課税であれ譲渡益課税であれ増税にあたることから、株式投資の魅力を低下させたと考えられることができる、自然な結果といえよう。

興味深いのは、第2の「経路」である。図表5-9のDの係数推定値は、いずれも符号は負で、統計的に有意である。このことは、上述の取引高縮減を経由したボラティリティの低下のほかに、平均的にボラティリティを低下させる効果が軽減税率廃止にはあったことを示唆する。Song and Zhang [2005]の枠組みでは、我が国株式市場が高均衡にあったと仮定すれば、配当課税の増税はボラティリティを押し上げなければならない¹²⁾。一方、譲渡益課税の増税は、NE曲線をフラットにするとともに、XE曲線を上にも下にも下げるうるため、ボラティリティは上がる可能性も下がる可能性もある。今回の分析結果は、結果としてボラティリティが下がっているので、配当課税増税の効果を譲渡益課税増税が打ち消したものと解釈できる。

これは、Hayashida and Ono [2016]で示された、軽減税率を導入した2003年の「新証券税制」の結果と対照をなす。同論文では、2003年1月1日の譲渡益課税の軽減税率導入は、ボラティリティに特段の効果を認めないというものであった。それに対して、本章の分析の含意は、配当課税の効果を打ち消すほどに強いものであったというものである。もっとも、2003年の税制改正は軽減

図表5-9 取引高の自己回帰分析

$\widehat{TV}_t$	$= 712,856 + 0.555 \widehat{TV}_{t-1} + 0.216 \widehat{TV}_{t-2} - 201,493 D_t$
(6.377)	(12.492) (4.862) (-3.490)
(0.000)	(0.000) (0.000) (0.000)
$R^2 = 0.635, D.W. = 2.122, S.E. = 547,699, AIC = 29.273$	

(注) 各係数推定値の括弧内の数値は上段がt値、下段がP値である。

税率の導入のみならず、複雑な制度の簡素化も行われているので、それが無い2014年1月の軽減税率廃止とは単純な比較できないかもしれない。いずれにしても、今回の分析結果から両研究の対照的な結果の原因を突き止めることは不可能である。

V. 課題と今後の方向性：おわりに代えて

本章では、2015年12月を以て廃止された軽減税率が、株価収益率のボラティリティという株式投資のリスクに与えた影響を実証的に分析した。その結果、ボラティリティが低下したことが明らかになったほか、そのひとつの「経路」が取引高の縮減にあることが示唆された。ただし、軽減税率の廃止が配当課税と譲渡益課税について同時に行われたため、それぞれを区別して、より詳しいメカニズムを明らかにすることは、データの制約上かなわなかった。この点は課題として残っている。

本章を終えるに際し、そうした課題を克服する可能性のある分析をスケッチしたい¹³⁾。保有株式から配当を得るためには、権利確定日に株主名簿に名前が載っていないなければならない。ただし、権利確定日に株主名簿に載るためには、3営業日までに取得しておかねばならない。この日を権利付最終日とよぶ。よって、権利付最終日前の一定期間は、配当狙いの取引が多く行われると考えられる。そのため、その期間における株式取引には、配当課税の影響が色濃く表れるから、これを軽減税率廃止の前と後で比較すれば、少なくとも、配当課税の軽減税率廃止については、より詳しい知見を得ることができよう。権利確定日および権利付最終日は銘柄ごとに異なるが、東京証券取引所上場銘柄の多くが、3月31日を権利確定日に定めているため、一定の単純化の仮定のもと、これを行えば、本章の分析を補うものとなろう。

ただし、この分析を行うためには、銘柄ごとの株価とそれに影響を与える取引高のデータが必要である。本章の分析を精緻化する後続の研究には、こうしたデータを用いて、パネル分析を行うことが有力な候補となるであろう。

[注]

- 1) 「新証券税制」では、上場株式等にかかる譲渡益課税（1月1日）と配当課税（4月1日）の税率を26%から20%に引き下げると同時に、10%の軽減税率を時限的に導入した。
- 2) 少額投資非課税制度とは、株式と株式投資信託に係る配当、譲渡益課税を、年間120万円（導入当初は100万円）を限度に非課税にする制度。個人投資家の育成を企図し、英国の制度 ISA (Individual Savings Account = 個人貯蓄口座) をもとに、設計された。
- 3) 2010年のトロントサミット直前に IMF が発表した報告書には、金融機関のバランスシートに課税する銀行税 (Bank Levy)、金融機関の収益および役員報酬を課税ベースとする金融活動税 (Financial Activity Tax = FAT) を提唱し、また、金融資産の取引を課税ベースとする金融取引税 (Financial Transaction Tax = FTT) にも言及している。
- 4) 投資家の資産保有への影響については、海外では、例えば、Feldstein [1976], Hubbard [1985], Hochguertel et al. [1997], King and Leape [1998] などが代表的である。我が国では、ホリオカ [1987], 松浦・滋野 [1999], 滋野 [1997], 白石・松浦 [2002], 鈴木 [2006] などが、利子課税、特にマル優制度に焦点を当てた研究を行っている。配当課税が株式需要・保有に与える影響については、林田・大野 [2008], 大野・林田 [2010] などがある。
- 5) 配当課税と株価に関する研究は数多いが、その多くは株価水準、もしくは企業価値に与える影響に関するものである。例えば、Auerbach and Hassett [2005] などを見よ。株価の2次モーメントを対象とした研究は海外においても存外少なく、しかも、配当を支払う企業行動の視点からのものに限られている。例えば、資産構成からのアプローチである、Auerbach [2002], Graham [1996, 2003], エージェンシー・メカニズムからのアプローチである、Blouin et al. [2007], Brown et al. [2007], Chetty and Saez [2005], Nam et al. [2004], Syron Ferris [2015]などを挙げることができる。
- 6) この式は Song and Zhang [2005], p.1111 の第13式にあたる。
- 7) この図表は Song and Zhang [2005], p.1113 の Figure 2 の再掲である。
- 8) この式は Song and Zhang [2005], p.1112 の第17式にあたる。
- 9) この手法を提案した Glosten et al. [1993] から命名された。尚、ほぼ同時期に、Zakonian [1994] も同じ手法を提案している。
- 10) 松井証券のウェブサイト (<http://www.matsui.co.jp>) から入手した。
- 11) 次数を2次としたのは、3期以上のラグを入れると、すべてのラグ目的変数の係数推定値が有意にはならないためである。ただし、3期以上のラグを入れても、税制改革ダミーの係数推定値や決定係数などの統計値は大きく変わらない。
- 12) 2003年の「新証券税制」の影響を精査した Hayashida and Ono [2016] では、1999年の有価証券取引税廃止も対象に、日次データによる GARCH 型モデルのほか、高頻度データによる HAR モデルを用いた推計も行った。その結果は、高均衡にある場合と整合的なものとなっている。
- 13) この手法は、北九州市立大学の林田実教授の助言による。記して謝したい。

[参考文献]

- Auerbach, A. [2002], "Taxation and Corporate Financial Policy," in A. Auerbach and M. Feldstein, eds., *Handbook of Public Economics*, Vol.3, Elsevier Science B.V., Chapter 19, pp.1251-1292.
- Auerbach, A. and Hassett, A. [2005], "The 2003 Dividend Tax Cuts and the Value of the Firm: An Event Study," *NBER Working Paper*, 11449.
- Blouin, J., Raedy, J.S. and Shackelford, D. [2007], "Did Firms Substitute Dividends for Share Repurchases After the 2003 Reductions in Shareholder Tax Rates," *NBER Working Paper*, 13601.
- Bollerslev, T. [1986], "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31 (3), pp.307-327.
- Brown, J., Liang, N. and Weisbenner, S. [2007], "Executive Financial Incentives and Payout Policy: Firm Responses to the 2003 Dividend Tax Cut," *The Journal of Finance*, Vol.62(4), pp.1935-1965.
- Chetty, R. and Saez, E. [2005], "Dividend Taxes and Corporate Behavior: Evidence from the 2003 Tax Cut," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120(3), pp.791-833.
- Engle, R.F. [1982], "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica*, Vol.50(4), pp.987-1007.
- Feldstein, M. [1976], "Personal Taxation and Portfolio Composition: An Econometric Analysis," *Econometrica*, Vol.44(4), pp.631-650.
- Glosten, L., Jagannathan, R., and Runkle, D. [1993], "On the relationship between the expected value and the volatility of nominal excess return on stocks," *Journal of Finance*, Vol.48(5), pp.1779-1801.
- Graham, J. [1996], "Debt and the Marginal Tax Rate," *Journal of Financial Economics*, Vol.41(1), pp.41-74.
- Graham, J. [2003], "Taxes and Corporate Finance: A Review," *The Review of Financial Studies*, Vol.16(4), pp.1075-1129.
- Hayashida, M. and H. Ono [2016], "Tax reform and stock return volatility: The case of Japan," *Journal of Asian Economics*, Vol.48, pp.1-14.
- 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.

Karpoff, J.M. [1987], "The relationship between price change and trading volume: a survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.22(1), pp.109-126.

King, M., and J. Leape [1998], "Wealth and Portfolio Composition: Theory and Evidence," *Journal of Public Economics*, Vol.69, pp.155-193.

Nam, J., Wang, J. and Zhang, G. [2004], "The Impact of Dividend Tax Cut and Managerial Stock Holdings on Firm's Dividend Policy," *EFMA 2004 Basel Meeting Paper*.

Nelson, D.B. [1991], "Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach," *Econometrica*, Vol.59(2), pp.347-370.

Song, F.M., and Zhang, J. [2005], "Securities transaction tax and market volatility," *The Economic Journal*, Vol.115(506), pp.1103-1120.

Syron Ferris, E. [2015], "Dividend Taxes and Stock Volatility," *Finance and Economics Discussion Series*, 2015-036, Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Zakoian, J.M. [1994], "Threshold Heteroskedastic Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.18(5), pp.931-955.

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, 24-45頁。

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, 129-142頁。

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, 131-146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』64号, 日本証券経済研究所。

林田実・大野裕之 [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』70号, 日本証券経済研究所。

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, 27-39頁。

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，9-21頁。