

## 税制と不動産投資信託

### —平成 21 年度税制改正の計量経済学的分析—

東洋大学経済学部  
大野裕之

北九州市立大学経済学部  
林田 実

#### I. はじめに

本研究は、税制が不動産投資信託に与える影響を、計量経済学的手法で実証的に分析する。具体的には、平成 21 年度税制改正が、個人投資家の REIT への投資意欲・意向や保有残高、証券市場における REIT の取引高に与える影響を、アンケート調査の個票データ、および東京証券市場の個別銘柄別データを用いて検証する。

REIT の税制は、いわゆるペイスルー・スキーム<sup>1</sup>により、一定の条件のもとで、事業者段階での配当課税が免除されていた。すなわち、「導管性要件」とよばれる投資法人に帰属した利益の 90% 超を投資家に分配するという要件を満たしていれば、それを損金算入することが認められ、実質的に課税免除となる。しかし、この導管性要件の判定式における、税務上の課税可能所得と会計法上の収益との概念の齟齬（「税会不一致」）により、配当課税が免除とならない状況があった。また、合併時に適用される税制に不備があり、継承会社に多額の納税義務が発生することもありえた（「負ののれん問題」<sup>2</sup>）。これらは、投資対象としての REIT の魅力を減殺していたと考えられる。平成 21 年度税制改正では、導管性要件の判定式の見直しや合併交付金の取り扱いなどが新たに措置され、こうした問題に一定の解決が図られた。これにより、REIT の投資対象資産としての魅力が増大したと捉えられる。しかし、折も折り、サブプライムローン問題に端を発した世

<sup>1</sup> 計上された利益を出資者に分配する際、この分配金を損金計上することを可能にするスキーム。

<sup>2</sup> 「負ののれん」とは、他社を安く買収した企業が、取得価格と時価との差を利益として計上するという、会計上の概念。

界的な金融不安・信用収縮の中、REIT 市場も落ち込み、予期した効果は、少なくとも表面上は現れていなかった。そこで、本研究は、こうした税制以外の要因をコントロールすることに十分、配慮しつつ、この平成 21 年度税制改正が REIT 市場に与えた影響を、データを用いた計量経済学的手法で吟味する。

本論文の構成は以下のとおりである。第Ⅱ節では、我が国の REIT の仕組みと発展の経過を概観し、平成 21 年度税制改正について解説する。第Ⅲ節では、本研究が、同税制改正が REIT に与えた影響を分析するために採用した 3 つの分析の方法を、使用データとともに詳述する。第Ⅳ節では、それらの分析の結果を報告する。最終の第Ⅴ節では、本論文を総括し、分析の問題と将来の研究を展望する。

## Ⅱ. 我が国の REIT 市場の発展と平成 21 年度税制改正

### (1) REIT の仕組み

不動産投資信託とは、多くの投資家から資金を集め、それを商業施設やオフィスビル、居住用マンションなどに投資し、その賃料や売買益を投資家に分配する投資の仕組みである。英語の Real Estate Investment Trust の頭文字をとって、REIT とよばれることが多く、本論文でも、以下ではこれにならない REIT と称する<sup>3</sup>。

REIT は投資法人によって運用される。投資法人は、一般会社の株式に相当する「投資証券」を投資家に売却することで、資金を調達する。また、金融機関から融資を受けたり、社債にあたる「投資法人債」を売却したりすることによっても、資金を調達する。そうして集めた資金で不動産を購入し、その賃料を投資家に「分配金」として配当する。不動産は株式や社債などに比して流動性が低い。また、投資家の解約要求に応えることも容易でない。そこで、証券取引所に上場することで、そうした流動性の問題に対処することとなっている。

不動産の賃料や売却益などの収益からなる「分配金」は、一般の株式会社の配当にあたるが、配当に比して税制上の優遇を受けている。すなわち、収益の 90% 以上を分配するなどの条件をクリアすれば、法人税がかからない。この意味で、REIT は投資家に利益が分配されやすい、投資の仕組みと言える<sup>4</sup>。

<sup>3</sup> 後述するように、REIT は米国で始まり発展した金融制度であるため、我が国の REIT を米国などのそれと区別するため、J-REIT とよぶことがあるが、本論文では煩雑なので、単に REIT と称する。

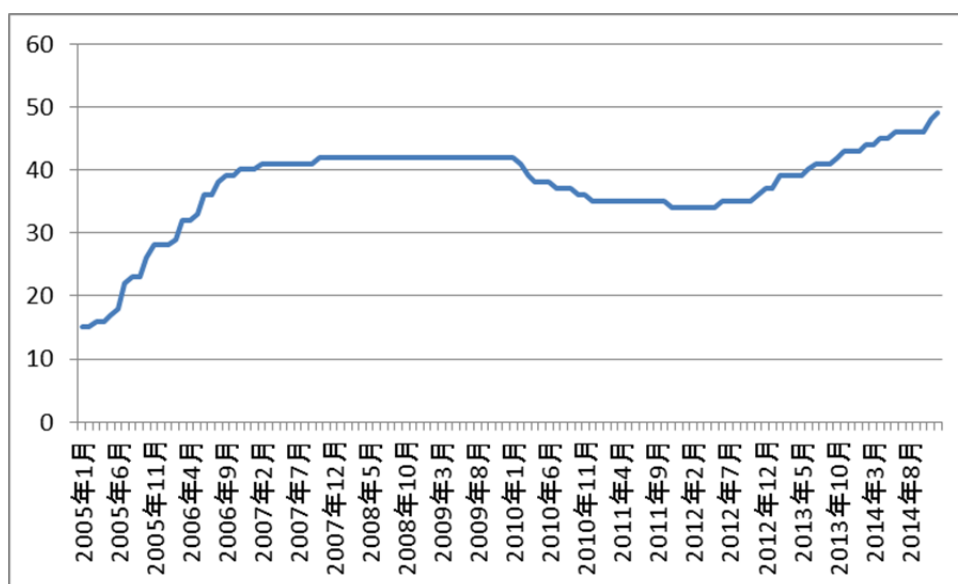
<sup>4</sup> さらに詳しい説明は、一般社団法人投資信託協会のホームページなどを参照せよ。

(2) REIT の発展

REIT はもともと、1960 年代に米国で始まり、1990 年代に急速に拡大した。日本では、2000 年 11 月の「投資信託及び投資法人に関する法律」の改正を経て、2001 年 9 月に 2 銘柄で始まった。その後、2004 年くらいから 2007 年くらいまで、REIT は順調に発展した。

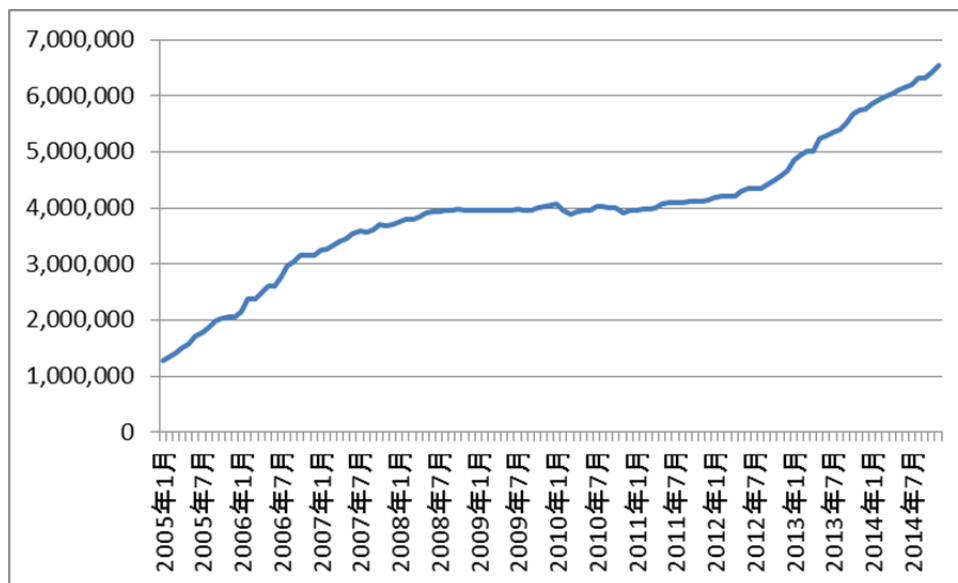
下の図表 1 および 2 はそれぞれ、2005 年 1 月から 2014 年 12 月までの、ファンド数、純資産総額の推移を表している。ファンド数は 2005 年 1 月には 15 余りであったものが、2007 年 7 月には 41 にまで増えている。純資産額も、2005 年 1 月には 1 兆円強だったものが、2007 年 7 月には 4 兆円に達している。

図表 1 : REIT の発展経過 (ファンド数 : 単位件)



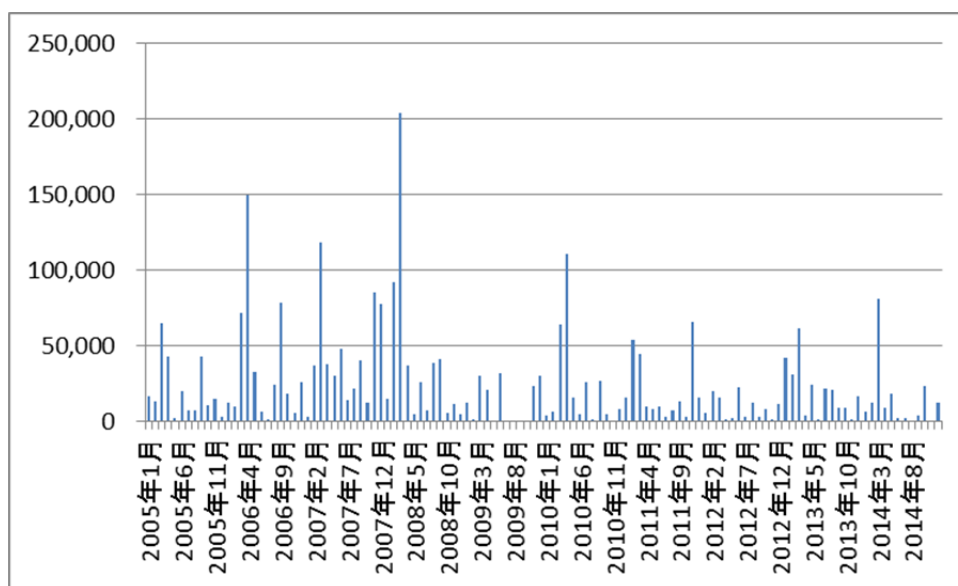
(出所) 一般社団法人投資信託協会ホームページより筆者作成

図表 2 : REIT の発展経過 (純資産総額 : 単位百万円)



(出所) 一般社団法人投資信託協会ホームページより筆者作成

図表 3：REIT の発展経過（不動産取得金額：単位百万円）



(出所) 一般社団法人投資信託協会ホームページより筆者作成

### (3) REIT 市場の低迷と平成 21 年度税制改正

ところが、2007 年ころから、REIT 市場は伸び悩みの様相を呈する。図表 1、2 を見てみると、ファンド数は 2007 年 7 月ころに頭打ちになり、2010 年に入ると、逆に縮小に転じている<sup>5</sup>。また、同じころ、純資産総額のグラ

<sup>5</sup> もっともこの減少に関しては、投資法人の合併もある。

フも傾きが急激に小さくなっている。図表 3 は、2005 年 1 月から 12 月までの取引額を示す。2007 年末を境にして、取引額の大きさに明らかな違いがみられる。

こうした REIT 低迷の主たる原因は、2007 年夏ごろに表面化したサブプライムローン問題に端を発する世界的な景気減速と、それによる金融市場全体の後退であるが、REIT に関しては、そうした中、税制上の問題点もクローズアップされた。REIT への投資の最大の魅力は、前述のとおり、収益の 90% を分配すれば法人税が非課税となるという「導管性要件」であり、それが故の高い分配率にあった。しかしながら、この 90% の判定基準が、実は曖昧であった。90% の分子は会計上の概念である「配当金額」であるのに対し、分母は税法上の概念である「配当可能所得」という「税会不一致」が起きていた。例えば、資産の収益性が低下して投資額の回収が見込めなくなった場合、当該資産の帳簿価額にその価値の下落を反映させる減損処理を行った場合、会計上の利益は減る。しかし、税務上の利益は変わらないので、課税の免除が得られないこともありえた。また、投資法人に「負ののれん」が発生した場合も、90% ルールを充足できないことがあった。「負ののれん」が発生する場合、90% ルールの分母は膨れるが、分子は変わらない。そのため、課税上の優遇が受けられない。そこで、平成 21 年度税制改正では、こうした問題に対する改善がなされた。まず、「導管性要件」に関しては、分母を「税引前当期純利益金額」として会計上の利益ベースでとらえることとなった。また、減損処理が行われた場合、その分は分母から控除できることになった。また、「負ののれん」分も分母から控除できるようにした。

こうした税制改正による改善は、REIT の投資対象としての魅力を増したと考えられる。おりしも、サブプライムローン問題、リーマンショックと、立て続けに証券市場に冷や水が浴びせられる中、この税制改正が REIT 市場にどのような影響を与えたのかを、次の 2 節は計量経済学的に検証する。

### Ⅲ．分析の方法

本研究は、平成 21 年税制改革が REIT 市場に与えた影響を多面的に分析するため、以下に詳述する 3 つの手法を併用する。

#### 1. 『家計の金融行動に関する世論調査』の分析

まず、『家計の金融行動に関する世論調査』（金融広報中央委員会）の個

票データを用いた分析を行う<sup>6</sup>。この調査は、平成 11 年～23 年の各年の調査で、「あなたのご家庭での金融商品の保有希望について、お聞きします。今後、1～2 年の間に保有額を増やしたり、保有を始めてみようとして具体的に考えている金融商品があれば、その番号に○印をつけてください。(○はいくつでも)」という質問を設けている。さらに、平成 15 年からは、回答選択肢に「不動産投資信託」を含めている。そこで、平成 15 年から 23 年までの 9 年分のデータで、これを目的変数に入れた、プロビットモデルの推定を行う<sup>7</sup>。

回答選択肢には多数の金融資産が用意されているが、目的変数に据える金融資産は、適切な収益率<sup>8</sup>の算出が可能であるか否かを基準に選定した。その結果、対象資産は、不動産投資信託の他、公社債、株式、公社債投信、株式投信とし、郵便貯金は基準資産とした。説明変数は、金融資産総額、各資産の収益率、年齢とし、その中で税制変更の影響をとらえる。具体的には、平成 21 年以降に 1 をとり、平成 20 年以前に 0 をとる「税制改革ダミー変数」を構築し、それを定数項シフトならびに、各資産の収益率の係数のシフトで検出することとする<sup>9</sup>。

以上を、数式で表現すると、以下の通りとなる。

$$Y_i = \begin{cases} 1, & Y_i^* > 0 : \text{金融資産を購入予定} \\ 0, & \text{それ以外} \end{cases}$$

$$Y_i^* = \alpha + \gamma D_{2009} + \beta_1 \cdot RP + \beta_2 \cdot FA + \beta_3 \cdot AGE + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$D_{2009}$  : 2009 年ダミー

$RP$  : リスクプレミアム

$FA$  : 総金融資産

$AGE$  : 世帯主の年齢

## 2. 『個人投資家の証券投資に関する意識調査』の分析

### ① 使用データとモデル

<sup>6</sup> 金融広報中央委員会のホームページに記載されている手続きに従い、入手した。

<sup>7</sup> プロビットモデルについては、箕谷（2007）などを参照せよ。

<sup>8</sup> この第一分析においては、収益率は、各年の 12 か月分の月次終値の平均をとり、その年間平均終値の対数階差をとることにより、算出している。

<sup>9</sup> REIT のリスクプレミアムについては、*Datastream*®の指数が 2003 年 3 月からしか取れないため、2003 年の収益率は 2003 年 3 月から 12 月までの平均と、2003 年 3 月の対数階差を用いた。

次に、『個人投資家の証券投資に関する意識調査』（日本証券業協会）の個票データを用いた分析を行う<sup>10</sup>。この調査は、平成 19 年～23 年の各年で、「問 19 あなたが保有している投資信託の種類はどれですか。下の表のあてはまるものの番号に○印を付けてください。（いくつでも）」と問うとともに、「また、保有している投資信託ごとの購入金額と総合計がいくら位かお答えください。」と、保有ありの場合、購入金額を問うている<sup>11</sup>。選択肢には、1) 公社債投資信託、2) 株式投資信託、3) ETF、4) 「不動産投資信託 (REIT)」、5) 「外国で作られた投資信託」が用意されている<sup>12</sup>。そこで、公社債投資信託、株式投資信託、REIT の 3 つの投資信託を目的変数として並べ、購入金額に関する SUR-with-Tobit モデルを推計する。ここで、ETF を目的変数から外したのは、連動する資産が多岐にわたり、適当な収益率の算出が極めて困難であることに加えて、保有者が限られていることによる<sup>13</sup>。「外国で作られた投資信託」については、保有者数は比較的多いものの、やはり、対象が広範囲すぎて適切な収益率を算出しえないと判断し、目的変数から外すこととした。

説明変数は以下のものを用いた。まず、REIT のリスクプレミアムは、REIT 指数から計算した平均利回りから郵便定期預金 1 年物の利率を減じたものである<sup>14</sup>。公社債投信、株式投信のリスクプレミアムは、それぞれ、10 年物国債の利回り、TOPIX から算出した収益率<sup>15</sup>より、郵便貯金定期預金 1 年物の利率を減じたものである。税制変更の影響は、上記 1 の分析同様、平成 21 年以降に 1 をとり、平成 20 年以前に 0 をとる「税制改革ダミー変数」で検出することとする。

保有希望の有無を問うプロビットは、既に上記 1 の分析で行っているため、分析 2 では、保有額に関する SUR-with-Tobit の分析を行う。同調査は、平成 19 年から 23 年で、問 1 「次の金融商品のうち、あなたが現在保有しているものをお答えください。…（いくつでも）」という設問も設けているものの、回答選択肢では「2 国内で発行された証券（株式、投資信託、公社債）」のように、株式、公社債と投資信託が一括りにされてしまっており、REIT のみを取り出すことはできない。そこで、問 1 は分析対象から外し、

---

<sup>10</sup> 日本証券経済研究所の特別のお取り計らいで、日本証券業協会より購入した。両団体に感謝する。

<sup>11</sup> この調査では、平成 20 年以降、預貯金、株式、公社債を含めた金融商品の保有の有無を問う設問がある。しかし、保有金額については、これらの総合計のみ問うている。

<sup>12</sup> 平成 23 年には、「その他」も選択肢に加えられている。

<sup>13</sup> 保有者数は平成 22 年の調査で 6%にとどまっている。

<sup>14</sup> 利回りは、東証 REIT 指数（月次）の年中平均の対数階差を用いている。

<sup>15</sup> REIT と同様に、TOPIX の年中平均の対数階差から用いている。

問 19 のみを用いることとした<sup>16</sup>。

一方、保有額に関する SUR-with-Tobit モデルについては、平成 19 年調査の問 1 の回答選択肢が「2 国内で発行された証券（株式、投資信託、公社債）」のように、株式、公社債と投資信託が一括りにされてしまっていることから、平成 20 年以降の調査で、問 19 のみを用いることとした。

## ② SUR-with-Tobit モデル

ここで、Sur-with-Tobit が比較的最近、実証分析に供されるようになったことから、概要を説明しておくことは有益であろう<sup>17</sup>。以下のように、 $m$  個の変数グループが、 $T$  回観察されているとしよう。

$$(Y_{1t}, \mathbf{x}_{1t}), (Y_{2t}, \mathbf{x}_{2t}), \dots, (Y_{mt}, \mathbf{x}_{mt}), \quad t = 1, \dots, T$$

ここで、観測されない変数  $Y_{1t}^*, \dots, Y_{mt}^*$  と、観測される変数  $Y_{1t}, \dots, Y_{mt}$ 、 $\mathbf{x}_{1t}, \dots, \mathbf{x}_{mt}$  との間に、以下の関係が存在するとき、これを SUR-with-Tobit モデルと称する。

$$\begin{aligned} Y_{1t}^* &= \mathbf{x}_{1t} \boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_{1t}, & Y_{1t} &= \max(0, Y_{1t}^*) \\ Y_{2t}^* &= \mathbf{x}_{2t} \boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_{2t}, & Y_{2t} &= \max(0, Y_{2t}^*) \\ & & & \vdots \\ Y_{mt}^* &= \mathbf{x}_{mt} \boldsymbol{\beta}_m + \varepsilon_{mt}, & Y_{mt} &= \max(0, Y_{mt}^*) \end{aligned}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{mt})' \mid \tau_t \sim MVN(0, \tau_t \boldsymbol{\Sigma})$$

ここで、 $Y_{1t}, \dots, Y_{mt}$ 、 $Y_{1t}^*, \dots, Y_{mt}^*$  はスカラーであり、 $\mathbf{x}_{1t}, \dots, \mathbf{x}_{mt}$  are  $(1 \times K)$  の説明変数ベクトルである。そして、 $\boldsymbol{\beta}_1, \dots, \boldsymbol{\beta}_m$  は  $(K \times 1)$  パラメータベクトル、 $\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{mt}$  は攪乱項である。また、 $\boldsymbol{\Sigma}$  is は既知の正定値行列、 $\nu$  は既知で符号が正のスカラーである。ファイナンス分野の文献では、攪乱項には  $t$  分布を仮定することが多いため、以下の仮定を加える ( $\nu > 0$ ) と、

$$\tau_t \sim IG\left(\frac{\nu}{2}, \frac{\nu}{2}\right)$$

<sup>16</sup> 問 19 では公債や株式との対抗関係を拾えない。そこで、分析 1 との比較を行えるよう、問 1 を分析にふくめつつ、対象期間を平成 20 年以降に限った多変量プロビットを併せて行ったが、収束しなかった。税制改革前のデータは平成 20 年の 1 年分しかないなど、自由度の問題と思われる。尚、REIT のみを目的変数とした単純プロビットを行ったところ、切片ダミーの係数は有意に正となり、税制改革が REIT の保有確率を押し上げたことが示唆された。

<sup>17</sup> 本稿において、SUR-with-Tobit モデルを推計するプログラムは、Hang Qian (2009) に基づいて作成した。記して謝したい。



以下を得る。

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{mt})' \sim MVT(\boldsymbol{\Sigma}, \nu)$$

このことは、攪乱項は多変量  $t$  分布に従っていることを意味している。

上記のモデルは、モンテカルロ・マルコフチェーン法によって推定可能である。これを説明するため、以下の表記を導入する。

$$\mathbf{Y}_t^* = \begin{pmatrix} Y_{1t}^* \\ \vdots \\ Y_{mt}^* \end{pmatrix}, \mathbf{Y}_t = \begin{pmatrix} Y_{1t} \\ \vdots \\ Y_{mt} \end{pmatrix}, \mathbf{X}_t = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{1t} & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \mathbf{x}_{mt} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{mt} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta}_1 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\beta}_m \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{Y}^* = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}_1^* \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_T^* \end{pmatrix}, \mathbf{Y} = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_T \end{pmatrix}, \mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_T \end{pmatrix}, \boldsymbol{\tau} = \begin{pmatrix} \tau_1 \\ \vdots \\ \tau_T \end{pmatrix}$$

時点  $t$  で観測されるデータ,  $(Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{mt})$ , は 0 よりも大きい値をとるものと, 0 にセンサーされたものがある。そこで, 前者をまとめて,  $\mathbf{Y}_{ut}$ , 後者を  $\mathbf{Y}_{ct}$  と表記する。これにしたがえば, 以下のようになる。

$$\mathbf{Y}_t^* = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}_{ut}^* \\ \mathbf{Y}_{ct}^* \end{pmatrix}, \mathbf{Y}_t = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}_{ut} \\ \mathbf{Y}_{ct} \end{pmatrix}, \mathbf{X}_t = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_{ut} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_{ct} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta}_u \\ \boldsymbol{\beta}_c \end{pmatrix}, \boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{uu} & \boldsymbol{\Sigma}_{uc} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{cu} & \boldsymbol{\Sigma}_{cc} \end{pmatrix}$$

推定されるパラメータは  $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\Sigma}$ , および  $\nu$  であるから, これらの事前分布は次のように設定される。

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\beta} &\sim MVN(\boldsymbol{\mu}_\beta, \mathbf{V}_\beta) \\ \boldsymbol{\Sigma}^{-1} &\sim Wishart(\boldsymbol{\Omega}, k) \\ \nu &\sim Uniform(\underline{\nu}, \bar{\nu}) \end{aligned}$$

ここで,  $\boldsymbol{\mu}_\beta, \mathbf{V}_\beta, \boldsymbol{\Omega}, k, \underline{\nu}, \bar{\nu}$  は皆、既知のハイパーパラメータである。上記の設定で、ギブスサンプリングを次のように施すことが可能である。

$$\boldsymbol{\beta} | \mathbf{Y}, \boldsymbol{\Sigma}, \nu, \mathbf{Y}^*, \boldsymbol{\tau} \sim MVN(\mathbf{D}\mathbf{d}, \mathbf{D})$$

$$\boldsymbol{\Sigma}^{-1} | \mathbf{Y}, \boldsymbol{\beta}, \nu, \mathbf{Y}^*, \boldsymbol{\tau} \sim Wishart\left(\left[\boldsymbol{\Omega}^{-1} + \sum_{t=1}^T \tau_t^{-1} (\mathbf{Y}_t^* - \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta})(\mathbf{Y}_t^* - \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta})'\right]^{-1}, T + k\right),$$

$$\tau_t | \mathbf{Y}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\Sigma}, \nu, \mathbf{Y}^* \sim IG\left(\frac{\nu+m}{2}, \left[\frac{\nu}{2} + \frac{1}{2} (\mathbf{Y}_t^* - \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{Y}_t^* - \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta})\right]^{-1}\right),$$

$$Y_{ct}^* | Y, \beta, \Sigma, \nu, \tau \sim MVN_{(-\infty, 0]}(X_{ct}\beta_c + \Sigma_{cu}\Sigma_{uu}^{-1}(Y_{ut}^* - X_{ut}\beta_u), \tau_t(\Sigma_{cc} - \Sigma_{cu}\Sigma_{uu}^{-1}\Sigma_{uc})),$$

$$p(\nu | Y, \beta, \Sigma, Y^*, \tau) \propto \prod_{t=1}^T \left[ \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) \left(\frac{2}{\nu}\right)^{\frac{\nu}{2}} \right]^{-1} \tau_t^{-\left(\frac{\nu}{2}+1\right)} e^{-\frac{\nu}{2}\tau_t^{-1}} \cdot I(\underline{\nu} < \nu < \bar{\nu}),$$

ただし、

$$D = \left[ \sum_{t=1}^T \tau_t^{-1} X_t' \quad \Sigma^{-1} X_t + V_{\beta}^{-1} \right]^{-1},$$

$$d = \sum_{t=1}^T \tau_t^{-1} X_t' \quad \Sigma^{-1} Y_t^* + V_{\beta}^{-1} \mu_{\beta_0}.$$

この際、 $\nu$  の事前分布が知られていないため、サンプリングに関しては、メトロポリス・ヘイスティングスのアルゴリズム<sup>18</sup>を使用する。

### 3. 東証上場 32 銘柄の日次データによる分析

最後に、本研究では、東京証券取引所に上場されている、以下の REIT 個別銘柄データで、取引高を目的変数にとり、税制改正前後で取引が活発したかを検証する<sup>19</sup>。取り上げた投資法人は、以下の 32 法人である。

1. ダイワハウス・レジデンシャル, 2. 大和証券オフィス, 3. フロンティア不動産, 4. 福岡リート, 5. グローバル・ワン不動産, 6. 平和不動産リート, 7. 阪急リート, 8. いちご不動産, 9. IIF 産業ファンド, 10. インヴェンシブル, 11. ジャパンエクセレント, 12. ジャパン・ホテル・リート, 13. 日本ロジスティクスファンド, 14. 日本プライムリアルティ, 15. ジャパン・リアルエステート, 16. 日本賃貸住宅, 17. 日本リテールファンド, 18. ケネディクス・オフィス, 19. MID リート, 20. 森ヒルズ・リート, 21. 森トラスト総合リート, 22. 日本アコモデーションファンド, 23. 日本ビルファンド, 24. 野村不動産オフィスファンド, 25. 野村不動産レジデンシャル, 26. オリックス不動産, 27. プレミア, 28. 積水ハウス・SI レジデンシャル, 29. スターツプロシード, 30. 東急リアルエステート, 31. トップリート, 32. ユナイテッド・アーバン

分析に供するモデルは、Karpoff (1987) の V 字型モデルをもとに構築する。すなわち、以下の 3 つの定式化で、取引高を目的変数に分析を行う。

<sup>18</sup> 詳細は、伊庭他(2005)、第 3 章などを参照せよ。

<sup>19</sup> 前述のとおり、平成 23 年 9 月時点で東京証券取引所に上場されている銘柄は 35 あったが、目的変数と説明変数を分析期間中、すべて入手できたのは、これら 29 銘柄であった。なお、データは全て *Datastream*©より入手した。

説明変数には、収益率、その絶対値、目的変数のラグ変数、金利、対抗資産としての株式の価格（株価指数）をとった。税制変更の影響は、データの周期が日次であることから、平成 21 年 4 月 1 日以降に 1 をとり、3 月 31 日以前に 0 をとる「税制改革ダミー変数」で検出する。銘柄ごとに以下の 3 つの定式化で推定する。

定式化 1

$$V_t = \alpha + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 r_t + \beta_3 |r_t| + \gamma D_{2009} + \beta_4 TOPIX + \varepsilon_t$$

定式化 2

$$V_t = \alpha + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 r_t + \beta_3 |r_t| + \beta_2' r_t' + \beta_3' |r_t'| + \beta_4 TOPIX + \varepsilon_t$$

定式化 3

$$V_t = \alpha + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 r_t + \beta_3 |r_t| + \beta_2' r_t' + \beta_3' |r_t'| + \gamma D_{2009} + \beta_4 TOPIX + \varepsilon_t$$

但し、ここで  $V$  は取引高を、 $r$  は個別銘柄ごとの収益率、 $TOPIX$  は株式市場全体の収益率を表す。また、

$$D_{2009}(t) = \begin{cases} 1, & t \geq 2009 \\ 0, & t < 2009 \end{cases}$$

$$r_t' = r_t D_{2009}(t)$$

である。最後に、すべての定式化に関して、

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

が成り立っているとす。

さらに、これら個別銘柄の分析の後、32 銘柄のデータをプールして、パネルデータ分析も行う<sup>20</sup>。これについても、上記定式化 1～3 で推計を行う。

#### IV. 分析結果

##### 1. 『家計の金融行動に関する世論調査』の分析

本分析は、REIT の保有の意向の有無を、REIT、公社債、公社債投信、株

<sup>20</sup> パネルデータ分析については、Wooldridge (2010) などを参照せよ。

式、株式投信の5つを目的変数に据えた、多変量プロビットで解析する予定であったが、収束に至らなかった。そのため、次善の策として、これら5変数の攪乱項の相関の可能性を捨象し、それぞれを目的変数に据えた単純プロビット推計を行うこととした。説明変数は年齢、金融資産保有高、税制改革の影響を捕捉する2009年ダミー、そして各資産のリスクプレミアムである。ただし、調査時期が例年夏頃であるので、リスクプレミアムについては、1年のラグをつけている。

結果は図表4に示したとおりである。まず、5つ全ての資産で、金融総資産は、符号は正で有意、年齢は、符号は負で、公社債投信以外は有意となっている。これは事前の予測と整合的である。次に、REITを除く4つの資産を見てみよう。リスクプレミアムの符号は正となっている。株式を除けば、すべて有意である。定数項シフトは4つすべてで、有意に負となっている。これはやや奇異な結果と言える。しかし、当時の時代状況を考えると、あながち不合理ともいえない。すなわち、2009年は前年のリーマンショックを受け、金融市場全体が大きく低迷していた時期であり、この結果はそのことを反映していると筆者らは解釈する。ここでREITの結果を見てみよう。定数項シフトは、係数の符号は負であるものの、10%水準でも非有意である。ちなみに、リスクプレミアムも非有意であるが、係数の符号は正となっている<sup>21</sup>。

このことから、証券市場全体が低迷するなかで、REITだけはむしろ持ちこたえたとみることができよう。この結果は、やや消極的ながら、平成21年税制改正の効果の現れとみることができよう。

図表4：投資意欲の分析

---

<sup>21</sup> REITに関しては、地価の変動がリスクプレミアムとは別途、保有意向の有無に影響を与えた可能性がある。そこで、三大都市圏の地価変動率を説明変数に加えたところ、リスクプレミアムの係数の符号は正のまま、10%水準で有意に転じた。比較のため、他の4資産についても同様の分析をおこなったが、このような変化は現れなかった。

目的変数	説明変数	推定値	P値
R E I T	定数項	-2.107834	0
	定数項シフト	-0.093749	0.2743
	リスクプレミアム	0.002025	0.2158
	総金融資産	0.000064	0
	年齢	-0.005994	0.0011
株 式	定数項	-1.274049	0
	定数項シフト	-0.107197	0.0023
	リスクプレミアム	0.00062	0.4586
	総金融資産	0.000108	0
	年齢	-0.003375	0
株 式 投 信	定数項	-1.72248	0
	定数項シフト	-0.167897	0.0004
	リスクプレミアム	0.002602	0.0229
	総金融資産	0.000083	0
	年齢	-0.002733	0.0006
公 社 債	定数項	-2.292901	0
	定数項シフト	-0.093278	0.0014
	リスクプレミアム	0.271931	0.0001
	総金融資産	0.000090	0
	年齢	0.004847	0
公 社 債 投 信	定数項	-2.450512	0
	定数項シフト	-0.100528	0.0239
	リスクプレミアム	0.248950	0.0169
	総金融資産	0.000072	0
	年齢	-0.001888	0.1926

## 2. 『個人投資家の証券投資に関する意識調査』の分析

次に、保有残高を目的変数として、Sur-with-Tobit モデルを推計した。結果は図表 5 に示している。注目は、税制改正を捕捉するダミー変数の推定結果であるが、REIT については、点推定値は 80.56 となり、符号は正で、95%信用区間は 0 含まないため、有意に 0 と異なる。一方、公社債投信は点推定が -16.03 と符号は負、株式投信については 3.25 と符号は正であるが、95%信用区間に 0 を含んでいるため、有意ではない。このことは、株式投信、公社債投信の保有が減少する中、平成 21 年度税制改正により、REIT の保有が進んだことを示唆している。

図表 5：保有残高の分析

		推定値	標準誤差	95%信用区間	
REIT	定数項	-748.91	77.93	-906.35	-598.05
	定数項シフト	80.56	30.96	20.40	141.88
	リスクプレミアム	1.14	0.55	0.07	2.212
	総金融資産	0.07	0.01	0.05	0.0938
	年齢	-2.65	1.21	-5.09	-0.3497
公社債投信	定数項	-350.55	121.04	-586.17	-114.44
	定数項シフト	-16.03	25.80	-67.09	33.8712
	リスクプレミアム	-283.97	88.65	-457.33	-110.58
	総金融資産	0.10	0.01	0.08	0.1142
	年齢	2.59	0.89	0.86	4.3262
株式投信	定数項	-490.74	45.70	-581.74	-401.80
	定数項シフト	3.25	18.96	-33.94	40.3555
	リスクプレミアム	-1.62	0.58	-2.76	-0.4978
	総金融資産	0.09	0.01	0.07	0.1016
	年齢	1.04	0.74	-0.41	2.5123

図表 6：相関行列  $\Sigma$  の推定値

分散共分散行列			
	REIT	公社債投信	株式投信
REIT	221079.9	52168.17	67797
公社債投信	52168.17	245900.77	52863.86
株式投信	67797	52863.86	219973.1

### 3. 東証上場 32 銘柄の日次データによる分析

#### (1) 32 個別銘柄の分析

32 銘柄それぞれの分析結果を詳述するのは、適当でない。そこで、焦点のダミー変数の挙動にしぼって、全体をまとめて記述する<sup>22</sup>。まず、図表 7 を見てほしい。定式化 1 は、ダミー変数を切片にのみ加えたモデルであった。この係数は、32 銘柄のうち推計できた 29 銘柄で、有意に正が 20 (うち 10%水準は 1)、非有意で正が 6、有意に負が 1 (但し 10%水準)、非有意で負が 2 件となった。

図表 7：定数項シフト (単位：件)

	符号条件	
	正	負
有意	20	1
非有意	6	2

<sup>22</sup> 詳細な結果は、求められれば提供する。

(注)各セルの数字は該当銘柄数を示す。

次に、定式化 2 は、取引高の収益率に対する感度が税制改正前後で変化したか否かをみる。税制改正の効果は、税引き後収益率を通して、取引高を押し上げたことが期待される。ここでは、次の 2 条件を基準として判定する。まず、a) 税制改正前に V 字型が出ていたかどうか ( $\beta_1 + \beta_2 > 0$  かつ  $\beta_1 - \beta_2 < 0$ )、そして、b) それが出ていたケースで、税制改正により感度が期待通り増したか否か ( $\beta_1' + \beta_2' > 0$  かつ  $\beta_1' - \beta_2' < 0$ ) を、もっぱら符号条件の充足、不充足を以て判定する。結果は、32 銘柄のうち推計できた 29 件で、a) は 29 件すべてで満たされた。そのうち、図表 8 で示されるように、b) を満たすものが 25 件あった。以上より、税制改正は取引高を増大させたといえよう。

図表 8：傾きシフト（単位：件）

		$\alpha' - \beta' < 0$	
		満足	不満足
$\alpha' + \beta' > 0$	満足	25	2
	不満足	1	1

(注)各セルの数字は該当銘柄数を示す。

最後に定式化 3 であるが、これは定式化 2 の感度の増大と定式化 1 の切片シフトの両方の存否を検証するものである。定式化 2 同様、a) 税制改正前に V 字型が出ていたかどうか ( $\beta_1 + \beta_2 > 0$  かつ  $\beta_1 - \beta_2 < 0$ )、そして、b) それが出ていたケースで税制改正により感度が期待通り増したか否か ( $\beta_1' + \beta_2' > 0$  かつ  $\beta_1' - \beta_2' < 0$ ) を、もっぱら符号条件の充足、不充足を以て判定する。さらに、c) 切片が上方に有意にシフトしたか否か ( $\gamma > 0$ ) でも判断する。この際、注意すべきは、傾きの変化と定数項シフトとの結果が異なる場合があることであるが、ここでは b) と c) の条件のいずれかが満たされていることを以て、税制改正の効果ありと判定することにする<sup>23</sup>。分析の結果、推定できた 29 銘柄すべてで a) の条件は満たされた。そのうち、b)、c) の条件については、それぞれ図表 9、10 に示している。2 つの条件のいずれかを満たしているものは、29 件中 23 件ある。因みに、両方

<sup>23</sup> これら 2 つの条件がともに満たされていることを以て、効果ありと判断するのは、基準としてきつ過ぎると考えた。類似の手法を用いた、Ono and Hayashida (2009) でも、このようにしている。

満たしているものも、29 件中 13 件となって、ほぼ半数に上っている。

図表 9：条件 b) の結果（銘柄番号）

		$\alpha' - \beta' < 0$	
		満足	不満足
$\alpha' + \beta' > 0$	満足	3, 5, 7, 8, 9, 11, 13, 14, 15, 16, 17, 20, 22, 23, 24, 25, 28, 29, 30	4, 12, 19, 27
	不満足	6, 10, 31	18, 26, 32

注) 数字は各銘柄に付した番号を指す。

図表 10：条件 c) の結果（銘柄番号）

有意に正	3, 8, 11, 14, 16, 17, 19, 22, 23, 24, 26, 27, 29, 32
非有意で正	4, 5, 6, 9, 13, 15, 25, 30, 31
負	7, 10, 12, 18, 20, 28

注) 数字は各銘柄に付した番号を指す。

これらの 3 つの定式化の結果から、平成 21 年の税制改正は REIT 取引を活性化させたという暫定的結論を導くことができる。この結果を補強するために、次節のパネル分析を行った。

## (2) 全銘柄をプールして行ったパネルデータ分析

次に、これら 32 銘柄のデータをプールして、定式化 1 から 3 まで、パネルデータ分析(固定効果モデル)を行った。結果は図表 11 のとおりである。それを見ると、定式化 1 では、定数項シフトが有意に正、定式化 2 では収益率の感度が有意に上昇、さらに、定式化 3 では、定数項シフトおよび収益率の感度がそろって有意に上昇していることが分かる<sup>24</sup>。これらの結果は前項の結果と整合的である。

以上の結果を総合的に判断すると、平成 21 年度税制改正は、REIT 取引を活性化させたと考えてよい。

<sup>24</sup> ちなみに、全ての定式化において、a)  $\beta_1 + \beta_2 > 0$  かつ  $\beta_1 - \beta_2 < 0$  であり、かつ有意である。



図表 11：パネルデータ分析の結果

定式化	説明変数	推定値	P値
定式化 1	定数項	1.193856	<.0001
	取引高の1期ラグ	0.408601	<.0001
	収益率	1.048667	<.0001
	収益率の絶対値	12.71123	<.0001
	定数項シフト	0.355965	<.0001
	TOPIX	0.00044	<.0001
定式化 2	定数項	1.625417	<.0001
	取引高の1期ラグ	0.414207	<.0001
	収益率	0.546267	0.0158
	収益率の絶対値	9.774646	<.0001
	収益率'	1.430748	0.0005
	収益率の絶対値'	7.761812	<.0001
	TOPIX	0.000167	<.0001
定式化 3	定数項	1.209226	<.0001
	取引高の1期ラグ	0.40889	<.0001
	収益率	0.577335	0.0105
	収益率の絶対値	12.15064	<.0001
	収益率'	1.431027	0.0005
	収益率の絶対値'	1.845374	0.0007
	定数項シフト	0.326835	<.0001
	TOPIX	0.000433	<.0001

注) 各銘柄の切片は省略している。

## V. おわりに

本稿は、平成 21 年度税制改正が REIT に与えた影響を、個人投資家の投資行動、および、東京証券取引所に上場されている REIT の取引高に焦点を当てることによって、分析を試みた。前者の分析にあたっては、金融広報中央委員会『家計の金融行動に関する世論調査』に見られる、金融資産への将来の投資意欲を目的変数として、プロビットモデルで分析を行った。さらに、日本証券業協会『個人投資家の証券投資に関する意識調査』で調査されている、金融資産の保有残高をターゲットに、SUR-with-Tobit モデルで解析を行った。

『家計の金融行動に関する世論調査』の分析によれば、REIT を除く 4 つの金融資産で、2009 年ダミーが負に有意になった。これは、リーマンショックをとらえたものと考えられる。それに対して、REIT は負のシフトが検出されたものの、有意ではなかった。したがって、相対的ではあるが、税制効果が REIT への投資意欲の改善として発現したものとい

うことができる。他方、『個人投資家の証券投資に関する意識調査』の解析では、REITの定数項シフトのみが有意であり、他の公社債投信と株式投信には定数項シフトが見られなかった。したがって、この分析結果によれば、税制効果がより明確に検出されているとすることができる。

最後に、REITの取引高の解析では、いわゆるV字型回帰(Karpoff [1987])を適用し、定数項シフト、収益率に係る係数シフトで、税制効果を探った。それによると、税制効果が見られた銘柄数は、見られなかった銘柄数を遙かに凌駕する結果となった。さらに、全ての銘柄をパネル化して解析を行うと、税制効果は、定数項シフトおよび係数シフト双方で、極めて有意となった。

以上の分析を総合すると、平成21年度の税制改正は、REITの発展を押し進める効果があったと、考えて良いであろう。この税制改正が、平成20年のリーマンショック直後の税制改正であったことを踏まえると、この結論は、さらに、有力であると言って良いと思われる。

2015年2月、日経平均はほぼ10年ぶりの高値を付けた。その主因はアベノミクスと呼称される、経済政策パッケージ、なかでも、日銀による大胆な金融緩和である。しかしながら、アベノミクスへと連なる一連の経済政策の中に、本稿でとりあげた税制改革があったことを忘れるべきではない。そのような地道な経済政策の延長線上に、今日の日本経済のかすかな希望が見えているのである。

#### 謝辞

本研究にあたって、一般社団法人信託協会から、「信託研究奨励金」を贈呈された。ここに記して感謝申し上げる。

#### 参考文献

##### [和文]

伊庭幸人他『計算統計Ⅱ』、岩波書店、2005年。  
箕谷千鳳彦『計量経済学大全』、東京経済新報社、2007年。

##### [洋文]

Karpoff, J.M., “The relationship between price changes and trading volume: a survey,” *Journal of Finance Quarterly Analysis*, Vol.22, pp.107-126, 1987.

- Hang Q. "Estimating SUR Tobit Model while Errors Are Gaussian Scale Mixtures: with an Application to High Frequency Financial Data," MPRA Paper No. 31509, 2009.
- Ono, H. and M. Hayashida, "Turnover tax and trading volume: panel analysis of stocks traded in the Japanese and US markets," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.23, Number 3, pp.241-263, 2009.
- Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2<sup>nd</sup> ed., The MIT Press, Cambridge MA, 2010.