

# 日本国債トレーディング行動の決定要因： 投資家タイプ別売買データを用いた分析\*

宮川大介  
渡邊修士

## 要 旨

本稿は、本邦国債市場における投資家のトレーディング行動に関して、投資家タイプ別の国債売買データを用いて実証的に分析するものである。具体的には、都市銀行、地方銀行、外国人投資家の長期国債売買データおよび国債保有残高データを用いて、保有国債の売却頻度に対応する変数を各タイプ別に計測し、国債利回りの水準、変化、ボラティリティおよびその他のマクロ・金融変数に対する当該変数の反応を推定した。本稿の目的は、こうした分析を通じて既存文献では殆ど分析されていない国債トレーディング行動の決定要因を明らかにする点にある。得られた推定結果から、都市銀行および地方銀行において国債利回り水準の低下に伴って保有国債の売却頻度が上昇する傾向がある一方、国債利回りの上昇局面においては売却頻度の変化が観察されないという、株式市場における disposition effect に類似の非対称性が確認された。またこうした特徴は、日本銀行による国債購入が増加している時期および国債市場における流動性が比較的高い時期において顕著に観察された。一方で、外国人投資家については主として国債利回りのボラティリティと日本銀行による国債購入に対応して売却頻度を変更させていることが分かった。

## 目 次

- |                |                                     |
|----------------|-------------------------------------|
| I. はじめに        | V. 推定結果                             |
| II. 先行研究       | 1. タイプ別 $\theta_{it}$ を被説明変数とする推定結果 |
| III. 分析手法      | 2. 日銀による国債市場への介入と流動性の影響             |
| IV. データおよび記述統計 | 3. 頑健性の確認                           |
| 1. データ         | VI. おわりに                            |
| 2. 変数          |                                     |

\* 本研究は科研費 JSPS 25380408 および JSPS 26885087 による助成を受けている。

## I. はじめに

証券価格の決定メカニズムに関する多くの既存研究が証券の売買（トレーディング）行動を捨象している。この背景には、摩擦の無い経済において証券のトレーディングが生じないとする「No trading theorem」（Aumann [1976], Milgrom and Stokey [1982]）の存在や、売買額に関する詳細なデータが容易には入手できないという現実的な制約がある。しかし、実際の金融市場で多くの投資家が相応の資源を投入して流通市場での株式や債券の売買を実行していることを踏まえると、トレーディング行動の解明は証券価格決定メカニズムの正確な理解を助けると考えられる。本稿では、こうした問題意識を踏まえて、本邦現物国債市場における機関投資家のトレーディング行動を実証的に描写する。

株式市場を対象とした既存研究では、投資家のタイプによってトレーディング行動が異なるという点が重要な実証的事実として報告されてきた。ここで「タイプ」とは、国内機関投資家、海外機関投資家、個人投資家といった一定程度のレベルで集計された投資家群を差す。一例として、フィンランドの株式売買データを用いた Grinblatt and Keloharju [2001] では、個人投資家に代表される相対的に「洗練されていない」投資家ほど、株価の上昇を観察した（含み益のある）株式の売却を促進する傾向にあることを報告している。こうした議論において特に重要な発見は、特定のタイプに属する投資家において、直近の当該個別株式リターンが売却へ正の影響を与える一方で、含み損が生じた株式についてはこうした傾向がみられないという

点であり、これを disposition effect と呼ぶ。同効果が観察される背景としては、損失回避（Kahneman and Tversky [1979]）や anchoring といった意思決定上の歪みのほか、過去の価格変動が将来価格の変動に関する情報を含んでいる可能性などが指摘されている。

本稿では、株式市場において研究が蓄積されているこの disposition effect が本邦国債市場でも観察されるか否か、また特にどういった投資家タイプや市場環境においてそうした効果が観察されるかという点を中心に分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。第Ⅱ節では、本稿での分析に関連する先行研究を概観する。第Ⅲ節では、分析手法について解説する。第Ⅳ節では、本稿で使用したデータセットについて説明し、推定に用いた変数の記述統計を掲載する。第Ⅴ節では、推定結果を示す。第Ⅵ節では、推定結果の含意を議論し、結論を述べる。

## II. 先行研究

本節では、本稿での議論に関連する先行研究を概観する。金融市場におけるトレーディング行動の実証分析は、分析に必要となる売買額のデータ取得が価格データに比して困難であることを背景として限られた数に留まっている。また、限られた分析の大半が株式市場に関するものとなっている。

例えば、Odean [1998] では、株式ブローカーから提供を受けた個人投資家の株式売買データを用いて、含み益を持つ株式が早期に売却される傾向にある一方で、含み損のある株式についてはこうした傾向が見られないという傾向（disposition effect）が、特に個人投資家に

において観察されることを報告している。また、含み損のある株式を12月に売却して節税を狙うという、いわゆる「tax-loss selling」の存在についても実証的に確認している。なお、こうした disposition effect の含意として、集計レベルでの価格変化と取引量との間に正の相関が生じることから (Lakonishok and Smidt [1986], Ferris et al. [1988]), 価格上昇に伴って増加した売却が価格上昇を抑えるという一種の価格安定効果を有するとの議論もなされている。同様に、Grinblatt and Keloharju [2001] では、フィンランドの個別株レベルの売買データを用いて、売却イベントに対応したダミー変数を当該個別株リターンへ回帰することで、トレーディング行動に関する定型化された事実を抽出している。彼らの分析結果から、当該個別株式のリターンが売却へ正の影響を与えており disposition effect が確認されること、また、決算期末である12月において含み損のある株式が売却される傾向にあり tax-loss selling も確認されることなどが報告されている。興味深いことに、個人投資家、政府、非営利法人といった、相対的に「洗練されていない」と考えられる投資家ほど、直近の株式リターンが売却へ正の影響を及ぼしている。このことは、投資家の洗練度合いが意思決定上の歪みと関連していることも示唆している。彼らの分析では、国内投資家は概してこうした逆張りの傾向が強く、より洗練されていると考えられる外国人投資家が momentum investor (順張り) となる傾向が強いことも報告されている。

幾つかの先行研究では、トレーディング行動を定量的に描写するために、証券の売却イベントそのものや金額以外の指標も用いられている。例えば、Shapira and Venezia [2001] は、

イスラエルにおける株式ブローカーの顧客による株式売買のデータを用いて、株式購入から売却までの期間 (duration of round trip) を計測し、この期間が利益を計上したケースにおいて損失を計上したケースよりも短いことを確認している。この結果は、含み益が発生した株式が含み損の発生した株式に比べて短期に売却されていたことを示している。彼らの分析では、機関投資家が個人投資家に比べてより積極的な投資スタンスを示し、各 round trip で平均的に高いリターンを計上しているほか、投資対象株式のリターンの市場リターンとの相関が低く分散が効いていることも確認している。また、米国では個人投資家だけに見られるとされる disposition effect が洗練された投資家であると考えられる機関投資家においても観察されるか否かをテストし、結果として個人投資家と機関投資家の両者において disposition effect が見られるが、その傾向は個人投資家においてより強いことを確認している<sup>1)</sup>。

投資家タイプ間での比較という観点からは、Choe et al. [2005] が韓国の株式売買データを用いて、国内投資家 (機関投資家、個人投資家) の方が外国人投資家に比べて投資上の優位性があることを実証している。具体的には、中・大規模のトレーディングにおいて、外国人投資家の方が国内投資家に比べて株式を購入する際に高い価格を払い、株式を売却する際には低い価格を受け取っているということを確認している。例えば、一回の round trip において、外国人投資家は購入価格面で21bpのリターン上の不利益を被り、売却に際して同じく16bpの不利益を被っているため、合計すると37bpの不利益を被っているとしている。彼らは、この理由として、異なるタイプの投資家間で

patience の度合いや情報面での差異があるという事はなく、より return-chasing な外国人投資家の投資スタイルがこうした結果をもたらしているとの議論を行っている。なお、投資家タイプ間の投資パフォーマンスに関する分析は多くなされているが (Kang and Stulz [1997]), その結果は必ずしも一貫したものではない。

これらの先行研究と本稿との最大の違いは、既存研究で殆ど取り扱われていない債券を分析対象としている点にある。本稿では、株式市場と並んで流動性が高い国債市場におけるトレーディング行動を実証的に分析することで、金融市場におけるトレーディング行動を対象とする研究の蓄積へ貢献することを狙いとしている。また、債券に関する既存研究では十分に考慮されていない投資家タイプ別の行動に焦点を当てることで、伝統的な債券市場に関する分析へ追加的な論点を提供することも企図している。

### Ⅲ. 分析手法

本節では、我々が用いた実証モデルを説明するために、まずその背景となる簡単な理論的フレームワークをスケッチする。いまタイプ  $i$  に属する投資家が時点  $t$  の期初において  $U_{it}$  の国債を保有しているとする。単純化のために、全ての国債の満期構成は同一であるとする。当該投資家が解くべき問題は、この保有国債をどのタイミングで売却するかというものであり、この問題に対して当該投資家はその時々市場・経済環境を勘案して値  $\theta_{it}$  を設定すると仮定する。この値  $\theta_{it}$  は  $t$  期中に計測された債券価格の最大上昇幅  $q_t$  に対して、 $q_t / \theta_{it}$  回の売却をもたらすものであり、売却行動をもたらす価格変化の閾値である。例えば、大幅な債券価格上昇

が生じる ( $q_{it}$  の値が大きい) 局面であっても、取引コストを勘案した利潤最大化行動の結果として投資家が大きな閾値  $\theta_{it}$  が設定しているとすれば、売却頻度は大きくは上昇しない。この意味で、 $\theta_{it}$  は保有国債の「売却頻度」を代理する変数と考えられる。

更に、タイプ  $i$  に属する投資家が一回に売却する金額は、保有国債の残高へタイプ固有の係数を  $\lambda_i$  を乗じた  $\lambda_i U_{it}$  であると仮定することで、 $t$  期におけるタイプ  $i$  に属する投資家の国債売却額は下式 (1) の通り表現できる。なお、上記の理論的な想定は、月を跨がずに単月中に短期売買を行う player の売買行動を念頭に置いている。

$$X_{it} = \lambda_i U_{it} q_t / \theta_{it} \quad (1)$$

式 (1) を変形すると以下の (2) 式となる。この式を前提として、右辺の各変数がデータから取得できれば、各タイプに関する time-variant な閾値  $\theta_{it}$  を算出することが出来る。

$$\theta_{it} = \lambda_i U_{it} q_t / X_{it} \quad (2)$$

既述の通り、この変数  $\theta_{it}$  はタイプ  $i$  に属する投資家が保有する国債をどの程度の頻度で売却するかを代理した変数であり、この変数の変化は投資家によるトレーディング行動の一側面を描写していると考えられる。例えば、 $t$  期において国債利回りが低下 (債券価格は上昇) している場合に、この変数  $\theta_{it}$  が低下している一方で、国債利回りが上昇 (債券価格は低下) している場合には、この変数  $\theta_{it}$  が変化していなかったとする。このことは、保有国債に含み益が生じている場合に当該投資家が取引頻度を引

き上げている一方で、保有国債に含み損が生じている場合に損切りを促進するということが無いことを意味しており、disposition effectの存在を示すものと言える。

本稿の実証分析では、後述の方法で計測された $\theta_{it}$ を、(3)式の要領で国債利回りに関する変数とその他のコントロール変数に回帰することで、その決定要因を分析する。

$$\theta_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_t + \gamma_1 \text{MACRO}_t + \text{MONTH} + \text{YEAR} \quad (3)$$

(3)式右辺における第一の説明変数群 $Y_t$ は国債利回りに関するものであり、主として前期末の残存期間5年国債利回り $y5(t-1)$ 、前期末から今期末にかけての同利回りの変化 $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ 、今期中の同利回りのボラティリティ $y5\_volatility(t)$ からなる<sup>2)</sup>。本稿で我々が注目するのは、 $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ の係数であり、この係数に注目することによってdisposition effectの存在を議論する。第二の説明変数群 $\text{MACRO}_t$ は各種のマクロレベル変数であり、具体的には、前期末から今期末にかけての日銀保有国債残高の対数差分、前期末の都市銀行預貸率、前期末の地銀預貸率、今期末の円ドルレート、今期末の3ヶ月物Tibor、今期末のTOPIX、今期中の同volatility、今期末のS&P500指数、今期中の同volatility、残存期間5年US treasury利回りである。第三の説明変数群 $\text{MONTH}$ および $\text{YEAR}$ は各月および各年に対応した固有効果である。

推定に当たっては、都市銀行( $i=\text{city}$ )、地方銀行( $i=\text{reg}$ )、外国人投資家( $i=\text{for}$ )の各々に対応する $\theta_{it}$ を、共通する説明変数へ回帰するmultivariate regressionの手法を用い

る。推定された係数の値は、各タイプ別に個別のOLS推定を行った場合と同一のものであるが、三本の推定式を同時推定することで推定式間の様々な比較を行えるという利点がある。

## IV. データおよび記述統計

### 1. データ

本稿では複数の公表データソースから取得したデータを用いる。第一のデータソースは、日本証券業協会が提供している「公社債投資家別売買高」である。これは国債のみならず社債などを含んだ債券の売買情報を含んだものであるが、以下の理由から本稿が対象とする国債の分析に当該データを用いることとした。第一に、同協会が別途公表している「国債投資家別売買高」との比較から、公社債売買高の約98%は国債と推測されるため、「公社債投資家別売買高」を用いて国債市場の売買動向を把握することによる大きな計測上の問題は生じないものと考えた。第二に、「公社債投資家別売買高」が1998年1月のデータから提供されているのに対して、「国債投資家別売買高」は2004年4月以降からのみ公表されており、分析に用いる十分なサンプル数を確保するためには前者の利用が望ましいと判断した。第三に、「公社債投資家別売買高」に、本稿での分析に欠かせない主要な国債投資家毎の月次レベルでの公社債売却・購入額が格納されていることも前者を利用した理由である。なお、「公社債投資家別売買高」において開示されているデータは、「短期証券」と「短期証券と長期証券の合計」であり、本稿での分析に用いた長期債の売買額は両者の差額を計算して求めたものである。

第二のデータソースは、財務省「国債金利情報」であり、当該データソースより国債利回りデータを取得した。当該データソースには、1年から10年までの各年限に加えて、15年、20年、25年、30年、40年の利回りが収録されている。本稿ではこれらのデータ系列のうち残存期間5年と10年の国債利回りを用いて、利回り水準、利回りの変化分、利回りの月中ボラティリティを計測する。

第三に、投資家の保有国債残高データを構築する目的から、日本銀行が公表している「民間銀行の資産・負債 (FA)」と「資金循環 (FF)」のデータを用いた。各々のデータセットには重要な特徴があり、前者には、都銀、地銀、信託 (銀行勘定)、外銀在日支店等の資産・負債データが月次で収録されているものの、国債は長期国債と短期国債の合計額しか開示されていないという制約がある。後者には、広範な経済主体の資産・負債データが収録されているが、データ頻度が四半期であるという制約がある。また、都銀、地銀、第二地銀、信託 (銀行勘定) 等は「国内銀行」として合算されている一方で、国債は、国庫短期証券と国債 (長期債)・財投債とに分類されている。このように、詳細な投資家タイプ別に月次レベルで長期国債の残高を直接的に把握できる単一のデータソースは存在しないが、上記の二つのデータソースはデータ系列の特徴を踏まえる限り、基本的に同一のデータに基づくものと推測されることから、投資家の国債保有残高データを構築するに当たっては、上記の二つのデータを組み合わせて用いる。まず、都銀については、「民間銀行の資産・負債 (FA)」に格納されている都銀の月次の長短合算データを基に、「国内銀行」の中で都銀以外に短期国債を保有する動機を有す

る銀行は殆ど存在しないとの仮定の下で、「資金循環 (FF)」に格納されている国内銀行の長期国債比率を乗じて求めた。同様の理由で、地銀については月次の長短合算データは全額長期国債であると仮定した上で残高データを構築した。外国人投資家については、「資金循環 (FF)」以外には国債保有残高を把握する情報が存在しないため、当該四半期データにおける残高を interpolation したデータを月次データとして用いる。なお、残高以外のデータ系列の中では、都銀および地銀等の預貸率についても「民間銀行の資産・負債 (FA)」から算出した。

最後に、第四のデータソースである Financial QUEST からは、日米の株式、為替、短期金利等の金融市場関連変数を取得した。

## 2. 変数

本節では、推定に用いる変数を概観する。本稿では被説明変数として、都市銀行 ( $i = city$ ), 地方銀行 ( $i = reg$ ), 外国人投資家 ( $i = for$ ) の各々に対応する  $\theta_{it}$  を計測した上で用いる。具体的な手順は以下の通りである。

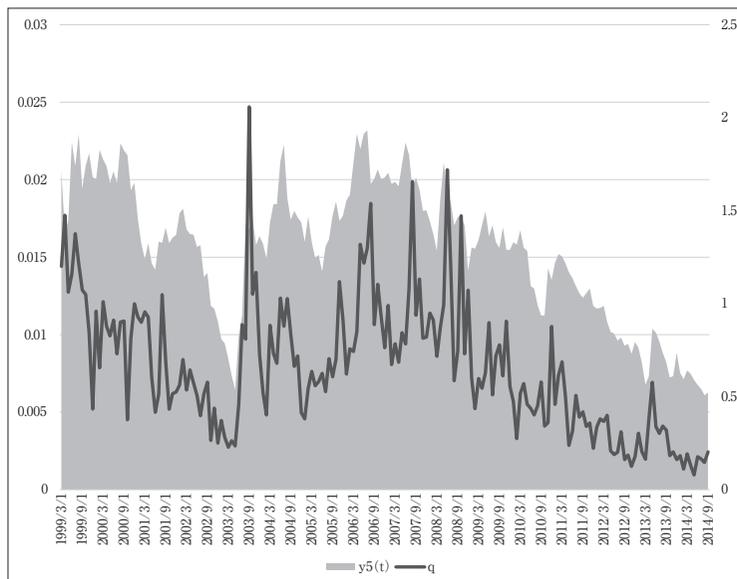
まず、5年国債の月中の最大価格上昇額である  $q_t$  を求める。第一に、同一月中の利回りデータの中から、同一月中で時系列での利回り差 (最高マイナス最低) が最大となる二営業日の利回りを求める。このデータを用いて、利回りが最も高い (価格が最も安い) 日に債券を購入し、それより後の時点において利回りが最も低い (価格が最も高い) 日に債券を売却するとする。こうして設定した購入日の利回りを coupon として、この債券を par で買ったと仮定するとともに、売却日の yield curve のデータを用いてこの債券の売却価格を経過日数も勘案しつつ  $q_t$  を計算する。こうした計算方法か

らも明らかなように、 $q_t$  は投資家が債券価格に関する完全予見の仮定の下で月を跨がずに単月の中で上げられる capital gain の最大値である。地銀などの trading 志向の低い投資家については、月を跨いだ売買の比率が高い可能性があり、 $q_t$  を用いた分析に問題が生じる可能性もあるが、本稿では簡単化のために上記の計算方法に従った  $q_t$  を用いる。図表1は、こうして算出した月中の最大価格上昇額  $q_t$  と残存期間5年の国債利回り水準とをプロットしたものである。

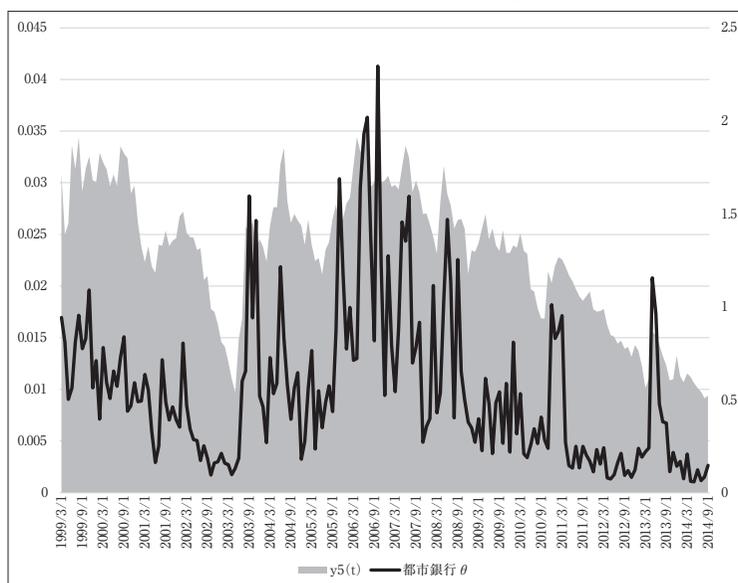
次に、この  $q_t$  に加えて、タイプ  $i$  による各月中の国債売却額  $X_{it}$  および各月初の保有国債残高  $U_{it}$  を用いて  $\theta_{it}$  を算出する。この際、タイプ別の  $\lambda_i$  をどのように設定するかという問題が生じる。本稿では、 $\lambda_i$  として「残高対比売却額の平均」を用いる。具体的には、 $\lambda_i$  は、外国人投資家0.198、都銀0.093、地銀0.054と試算される。なお、ここで求めた  $\lambda_i$  は複数の要因によって決まるものと考えられる。第一の

要因は trading に対する積極性であり、 $\lambda_i$  が大きいほど trading に積極的であると考えられる。この点に関して、一般的に外国人投資家は積極的である一方、地銀は消極的と考えられる。また、こうした違いは trading 能力を反映しているとも考えられる。債券価格の変化を最も敏感に反映する金融指標は債券先物の価格であり、外国人投資家や都市銀行が活発な取引を行っているが、それ以外の日本の金融機関は殆ど取引を行っていない。こうした違いは  $\lambda_i$  の水準とも整合的である。 $\lambda_i$  を決定する第二の要因としては、各プレイヤーが市場価格へ与える影響の差異も考えられる。例えば、都銀は一行で数十兆円の残高を保有しており、こうした残高に対応した巨額の売買を実行した場合、想定以上に価格が変動する可能性がある。現物国債は社債に比べれば遥かに流動性が高いものの、市場の流動性と各タイプの投資家の保有国債残高を反映して  $\lambda_i$  が決まっている可能性もある。図表2は、こうして算出した都市銀行の

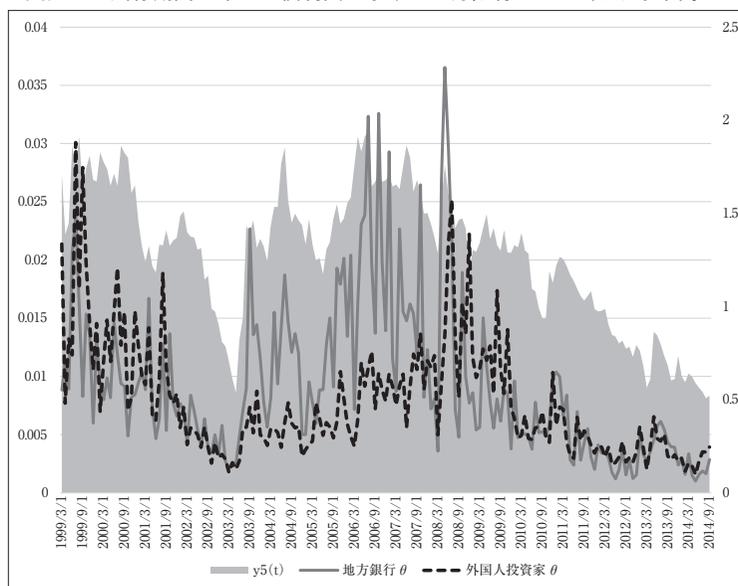
図表1 残存期間5年の国債利回り水準と月中の最大価格上昇額



図表 2 残存期間 5 年の国債利回り水準と都市銀行  $\theta$



図表 3 残存期間 5 年の国債利回り水準と地方銀行および外国人投資家  $\theta$



$\theta$  と残存期間 5 年の国債利回り水準とを，図表 3 は地方銀行および外国人投資家の  $\theta$  と残存期間 5 年の国債利回り水準とをプロットしたものである。

本稿の分析において特に注目する説明変数

は，国債利回りに関する  $Y_t$  であり，前期末の残存期間 5 年国債利回り  $y5(t-1)$ ，前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ ，今期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t)$  である。これらの変数のうち，

月次の利回りデータは財務省が提供しているデータの月末値を用いて算出した。具体的には、利回り変化は上記データの階差をとった。月内の利回り volatility は各月の全営業日の終値（利回り）の標準偏差を用いた。月中利回り平均は、各月の各営業日の終値の平均を用いた。

これらの利回り関連変数は  $\theta_{it}$  が計測される期における経済状況を強く反映しているものであり、投資家のトレーディング行動へ大きな影響を与えるものであるが、 $\theta_{it}$  が設定されている時点  $t$  におけるマクロ変数および金融市場関連変数の contemporaneous な変化も投資家のトレーディング行動と関連している可能性がある。これらの変数  $\text{MACRO}_t$  については、以下の通り算出した。第一に、日銀保有国債残高は「日本銀行勘定」より取得した。当該データは1998年4月から収録されており、1998年1月から3月は欠損値となっている。特に、「長期国債」として別掲されるようになったのは2001年4月以降であり、それ以前は「国債」と「(更新停止) 国債/短期国債/うち政府短期証券(2009年1月まで)」のみの開示となっているため、両者の差を「長期国債」として求めた。第二に、預貸率は、日銀の「民間銀行の資産・負債 (FA)」より「貸出金/資産」と「預金/負債および資本」を取得した上で、貸出金/預金を計算した。第三に、円ドルレートは Financial QUEST より「東京 銀行間直物 17:00」を取得して用いた。第四に、3か月 Tibor は Financial QUEST より「TIBOR ユーロ円 3ヵ月」を取得して用いた。第五に、株価データは Financial QUEST より取得した。最後に、米国金利データは、JP Morgan Data query より各月末データを取得した。

本稿での分析では、これらの変数の他に、1月から12月までの月固有効果と各暦年に対応した年固有効果をコントロール変数として用いる。前者については、含み損のある株式を決算期末に売却して節税を狙う「tax-loss selling」効果などをコントロールすることを狙いとしている。投資家タイプ毎に主たる決算期が異なる可能性もあるため、本稿での分析では各月に対応した固有効果を用いている。年固有効果については、各年に生じた大きなイベントの影響をコントロールする狙いがある。例えば、サンプル期間中の2003年には、りそな銀行の国有化に伴う国内金融市場の混乱があったほか、2008年以降の世界的な金融危機や2011年の東日本大震災などに伴って投資家のトレーディング行動が変化した可能性もあり、こうした要因を各年の固有効果で一定程度コントロールできるものと考ええる。

本稿でも用いるデータのサンプル期間は、最大で1999年3月から2014年9月までの187ヶ月であり、推定パターンによっては変数の availability の関係で若干短いサンプル期間となる。各変数の定義および基本統計量は図表4のとおりである。

## V. 推定結果

### 2. タイプ別 $\theta_{it}$ を被説明変数とする推定結果

異なるタイプに属する投資家群のトレーディング行動の決定要因を、推定式(3)に基づいた推定結果から検証する。推定に当たっては、前節で概観した  $Y_t$  および定数項に加えて説明変数に各月の固有効果と  $\text{MACRO}_t$  を含むモデ

図表4 変数の定義と基本統計量

変数名	定義	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\theta_{city}$	都市銀行の保有国債売却に関する価格変化閾値	187	0.01	0.01	0.00	0.04
$\theta_{reg}$	地方銀行の保有国債売却に関する価格変化閾値	187	0.01	0.01	0.00	0.04
$\theta_{for}$	外国人投資家の保有国債売却に関する価格変化閾値	187	0.01	0.01	0.00	0.03
$\theta_{city\_adj}$	標準化後 $\theta_{city}$	187	1.00	0.77	0.11	4.20
$\theta_{reg\_adj}$	標準化後 $\theta_{reg}$	187	1.00	0.73	0.11	3.93
$\theta_{for\_adj}$	標準化後 $\theta_{for}$	187	1.00	0.65	0.20	3.86
y5	残存期間5年日本国債利回り	201	0.68	0.37	0.12	1.52
y10	残存期間10年日本国債利回り	201	1.31	0.38	0.51	2.12
$\Delta y5$	残存期間5年日本国債利回りの階差	201	-0.01	0.12	-0.30	0.78
$\Delta y10$	残存期間10年日本国債利回りの階差	201	-0.01	0.14	-0.51	0.98
y5_volatility	残存期間5年日本国債利回りのボラティリティ	201	0.04	0.03	0.00	0.24
LN_BOJ	日本銀行の日本国債保有残高（対数値）	198	13.62	0.33	13.07	14.66
$\Delta LN\_BOJ$	日本銀行の日本国債保有残高の対数差分	197	0.01	0.05	-0.22	0.28
LTD_city	都市銀行預貸率	201	0.80	0.13	0.63	1.06
LTD_reg	地方銀行預貸率	201	0.75	0.02	0.72	0.83
JPYUSD	円ドルレート	201	106.60	15.42	76.30	143.79
TIBOR3	3ヶ月物 Tokyo Interbank Offered Rate	201	0.34	0.26	0.07	1.13
TOPIX	Tokyo Stock Price Index	201	1165.09	292.83	719.49	1774.88
TOPIX_volatility	Tokyo Stock Price Index のボラティリティ	201	25.16	13.40	6.20	90.82
SP500	Standard & Poor's 500 Stock Index	201	1263.58	246.31	735.09	2003.37
SP500_volatility	Standard & Poor's 500 Stock Index のボラティリティ	201	21.63	11.45	6.01	78.04
UST5	残存期間5年米国債利回り	201	3.34	1.64	0.60	6.69
LIQ	$1 - (\text{証券会社間の国債取引額} \div \text{証券会社の全取引額})$	201	3.34	1.64	0.60	6.69

(注) 上表は推計に用いた各変数の要約統計量である。

ル (Model-1), それらの変数群に加えて各年の固有効果を含むモデル (Model-2) を, (i) 全体サンプル, (ii) 前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$  が非正の値を取るサンプル, (iii) 前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$  が正の値を取るサンプルの三つのサンプルに関して, 各投資家タイプ別 (都市銀行, 地方銀行, 外国人投資家) に推定している。図表5は, 推定結果のうち  $Y_t$  に関する係数の推定値のみをその統計的有意度と併せて表示したものであ

る。

第一に, 図表5の (i) 行の結果から, 我々が着目する  $Y_t$  のうち, 前期末の残存期間5年国債利回り  $y5(t-1)$  が都市銀行と地方銀行の  $\theta_{it}$  へ正の効果をもっている。このことは, 利回り水準が高い時期において, 両タイプの投資家が平均的に売却頻度を低下させていることを意味する。こうした動きは, 高いインカムゲインを得られる時期においてはキャピタルゲインを企図したトレーディング行動が相対的に弱まることを示唆しているほか, 外国人投資家に

図表5  $\theta$ の決定要因に関する multivariate 推定結果

		(1) 都市銀行		(2) 地方銀行		(3) 外国人投資家		
		Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	
Indep var		Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	
i.	y5(t-1)	0.020 ***	0.025 ***	0.014 ***	0.017 ***	0.003	0.008 ***	
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	0.004	0.009 **	0.009 ***	0.013 ***	-0.007 ***	-0.004	
	y5_volatility(t)	0.089 ***	0.073 ***	0.087 ***	0.075 ***	0.046 ***	0.035 ***	
	Obs	187	187	187	187	187	187	
	RMSE	0.0047	0.0045	0.0038	0.0037	0.0028	0.0025	
	R-squared	0.66	0.72	0.73	0.77	0.73	0.81	
	F	12.98	9.56	18.42	12.30	18.43	15.98	
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
	Indep var		Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
	ii.	y5(t-1)	0.019 ***	0.025 ***	0.011 ***	0.012 ***	0.002	0.009 **
$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$		0.048 ***	0.046 ***	0.042 ***	0.041 ***	0.003	0.012	
y5_volatility(t)		0.203 ***	0.175 ***	0.190 ***	0.187 ***	0.076 ***	0.064 ***	
Obs		109	109	109	109	109	109	
RMSE		0.0037	0.0034	0.0028	0.0028	0.0031	0.0028	
R-squared		0.78	0.85	0.83	0.86	0.77	0.85	
F		12.22	9.98	17.46	11.00	11.89	10.12	
P		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
Indep var		Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	
iii.		y5(t-1)	0.015 **	0.018 *	0.012 **	0.018 **	0.001	0.003
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	-0.034 **	-0.020	-0.003	-0.015	-0.004	-0.008	
	y5_volatility(t)	0.149 ***	0.130 *	0.087 *	0.114 *	-0.003	0.027	
	Obs	78	78	78	78	78	78	
	RMSE	0.0053	0.0052	0.0046	0.0043	0.0020	0.0017	
	R-squared	0.71	0.79	0.73	0.83	0.82	0.91	
	F	5.33	3.68	6.07	4.80	10.34	9.31	
	P	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
	Constant term	yes	yes	yes	yes	yes	yes	
	Monthly dummies	yes	yes	yes	yes	yes	yes	
Other covariates	yes	yes	yes	yes	yes	yes		
Year dummy	no	yes	no	yes	no	yes		

(注) 上表は各投資家タイプの $\theta(t)$ を被説明変数とする multi-variate regression の結果のうち、前期末の残存期間5年国債利回り $y5(t-1)$ 、前期末から今期末にかけての同利回りの変化 $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ 、今期中の同利回りのボラティリティ $y5\_volatility(t)$ の推計された係数をまとめたものである。被説明変数の $\theta(t)$ は時点 $t$ (monthly)期間中の価格変化、期首の国債保有残高、期中の国債売却額を用いて計算された $\theta(t)/\lambda$ にタイプ別に試算した $\lambda$ を乗じることで同要因を消去した値である。説明変数は、上記の三変数に加えて、表下部に示した各変数を用いている：Monthly dummyは各月固有效果、Year dummyは各年固有效果、Other covariatesは前期末から今期末にかけての日銀保有国債残高の対数差分、前期末の都市銀行預貸率、前期末の地銀預貸率、今期末の円ドルレート、今期末の3ヶ月物Tibor、今期末のTOPIX、今期中の同 volatility、今期末のS&P500指数、今期中の同 volatility、残存期間5年US treasury 利回りである。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれその係数の推定値が1, 5, 10%有意水準で統計的に有意であることを表す。

についてはそもそもこうしたインカムゲインに着目した投資行動が弱いことが分かる。第二に、タイプを問わず、今期中の同利回りのボラティリティ $y5\_volatility(t)$ が $\theta_{it}$ へ正の効果を有している。このことは、債券市場が相対的に大きな変動に晒されている時期に、各タイプの投

資家がトレーディング行動を弱めることを示唆している。市場の大きな変動が顕在化している時期において、一般的に安全資産と見なされる国債の保有動機が(売却頻度の低下という形を取って)投資家タイプを問わずに顕在化するというこの結果は感覚的にも妥当なものである。

これらの結果はモデルの選択に依らず安定的に観察されるものであり、利回り水準とボラティリティが投資家のトレーディング行動を決定する要因であることが分かる。

第三に、前期末から今期末にかけての国債利回りの変化 $\Delta y_5(t-1 \text{ to } t)$ はトレーディング行動を要約した $\theta_{it}$ へどのような影響を与えているだろうか。利回り変化 $\Delta y_5(t-1 \text{ to } t)$ については、利回りが上昇するケースと低下するケースとで係数の含意が異なるため、以下では、これらのケースを分割したサブサンプル毎の推定結果である図表5の(ii)行および(iii)行を用いてこの点を確認する。まず、都市銀行及び地方銀行に関して、利回り低下ケースにおいて $\Delta y_5(t-1 \text{ to } t)$ の係数が有意に正の値で推定されている一方で、利回り上昇ケースにおいて両タイプの当該係数が有意に推定されていないことが分かる。これらの結果は、都市銀行及び地方銀行がトレーディング行動を変化させるのは、利回りの低下局面だけであることを意味している。特に $\Delta y_5(t-1 \text{ to } t)$ の正の係数が利回りの低下局面（債券価格の上昇局面）においてのみ観察されるということは、これらの投資家が債券価格の上昇局面において $\theta_{it}$ を低下させることで売却頻度を高めていることを意味する。これは、株式市場に関する分析で指摘されている disposition effect に類似した（逆張りの）投資行動であるといえる。なお、両タイプの $\Delta y_5(t-1 \text{ to } t)$ に関する係数はほぼ同水準であり、トレーディング行動に関する両者の類似性を示唆している。こうした結果は、地方銀行の投資スタイルに関する描写としてしばしば見られる、「buy-and-holdタイプの投資戦略をとっており、利回り関連情報 $Y_t$ へ敏感に反応してトレーディング行動を変

化させているわけではない」という素朴な特徴づけとは大きく異なる印象を与えるものである。次に、同様の分析を外国人投資家に対して行った $\theta_{for,t}$ の推定結果（(ii)行および(iii)行）から、外国人投資家に関しては、 $\Delta y_5(t-1 \text{ to } t)$ の係数が有意には推定されておらず、disposition effect に類する特徴は認められなかった。このことは、外国人投資家が国債投資に関して、逆張りおよび順張りといった特定のトレーディングスタイルを有しているわけではないことを意味している。なお、図表6は、図表5に対応する推定モデルへ、利回り水準の変化とボラティリティのラグ付変数を追加的な説明変数として含めたモデルの推定結果を示したものであり、上記の結果の頑健性を示唆している。

国内投資家（都市銀行および地方銀行）が disposition effect に類する特徴を示している一方で、外国人投資家においてこうした特徴が見られないという結果を確認したが、では、外国人投資家の投資行動を強くドライブしている要因は何であろうか。図表7はこの点を議論するために、図表5の Model 2に対応する推定結果のうち、利回り関連変数以外のマクロ・金融関連変数の係数に関する推定値をまとめたものである。同表から、利回りの変化符号に基づくサブサンプルの設定に依らず、日本銀行による国債買い入れが進んでいる時期において外国人投資家が $\theta_{for,t}$ を低下させていることが分かる。利回りの変化自体には反応しない一方で、中央銀行による国債購入増加（減少）に合わせて売却頻度を高める（低める）という外国人投資家の行動は、非伝統的金融政策の導入を利益獲得機会として明確に認識していることが窺える。

図表6  $\theta$ の決定要因に関する multivariate 推定結果

		(1) 都市銀行		(2) 地方銀行		(3) 外国人投資家	
		Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
i.	Indep var	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
	$y5(t-1)$	0.017 ***	0.023 ***	0.009 ***	0.010 **	0.000	0.005 *
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	0.004	0.009 *	0.009 ***	0.011 ***	-0.007 ***	-0.005 *
	$\Delta y5(t-2 \text{ to } t-1)$	0.002	0.000	0.006 **	0.007 **	0.006 ***	0.004 *
	$y5\_volatility(t)$	0.079 ***	0.073 ***	0.071 ***	0.069 ***	0.036 ***	0.032 ***
	$y5\_volatility(t-1)$	0.027	0.016	0.039 ***	0.036 **	0.018 *	0.010
	Obs	187	187	187	187	187	0
	RMSE	0.0047	0.0045	0.0036	0.0036	0.0027	0.0025
	R-squared	0.66	0.72	0.75	0.78	0.75	0.81
	F	12.19	9.04	18.84	12.74	18.63	15.52
P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
ii.	Indep var	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
	$y5(t-1)$	0.017 ***	0.022 ***	0.009 ***	0.006	-0.001	0.006
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	0.044 ***	0.043 ***	0.038 ***	0.035 ***	-0.002	0.008
	$\Delta y5(t-2 \text{ to } t-1)$	0.004	0.001	0.002	0.004	0.008 **	0.005
	$y5\_volatility(t)$	0.184 ***	0.167 ***	0.175 ***	0.172 ***	0.054 **	0.055 **
	$y5\_volatility(t-1)$	0.020	0.021	0.018	0.031 **	0.015	0.007
	Obs	109	109	109	109	109	109
	RMSE	0.0037	0.0034	0.0028	0.0028	0.0030	0.0027
	R-squared	0.78	0.85	0.84	0.87	0.79	0.86
	F	11.39	9.43	16.29	11.05	11.94	9.73
P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
iii.	Indep var	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
	$y5(t-1)$	0.017 **	0.032 ***	0.006	0.012	0.000	0.002
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	-0.033 **	-0.014	-0.006	-0.017	-0.004	-0.009
	$\Delta y5(t-2 \text{ to } t-1)$	-0.002	-0.009	0.007	0.003	-0.002	-0.002
	$y5\_volatility(t)$	0.152 ***	0.126 *	0.079 *	0.116 *	-0.009	0.026
	$y5\_volatility(t-1)$	-0.019	-0.083 **	0.059 **	0.036	0.023 *	0.021
	Obs	78	78	78	78	78	78
	RMSE	0.0053	0.0050	0.0045	0.0044	0.0020	0.0017
	R-squared	0.71	0.82	0.76	0.84	0.84	0.91
	F	4.80	3.96	6.26	4.51	10.06	9.17
P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
Constant term	yes	yes	yes	yes	yes	yes	
Monthly dummies	yes	yes	yes	yes	yes	yes	
Other covariates	yes	yes	yes	yes	yes	yes	
Year dummy	no	yes	no	yes	no	yes	

(注) 上表は各投資家タイプの  $\theta(t)$  を被説明変数とする multi-variate regression の結果のうち、前期末の残存期間5年国債利回り  $y5(t-1)$ 、前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ 、前々期末から前期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-2 \text{ to } t-1)$ 、今期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t)$ 、前期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t-1)$  の推計された係数をまとめたものである。被説明変数の  $\theta(t)$  は時点  $t$  (monthly) 期間中の価格変化、期首の国債保有残高、期中の国債売却額を用いて計算された  $\theta(t)/\lambda$  にタイプ別に試算した  $\lambda$  を乗じることで同要因を消去した値である。説明変数は、上記の三変数に加えて、表下部に示した各変数を用いている：Monthly dummy は各月固有効果、Year dummy は各年固有効果、Other covariates は前期末から今期末にかけての日銀保有国債残高の対数差分、前期末の都市銀行預貸率、前期末の地銀預貸率、今期末の円ドルレート、今期末の3ヶ月物 Tibor、今期末の TOPIX、今期中の同 volatility、今期末の S&P500指数、今期中の同 volatility、残存期間5年 US treasury 利回りである。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれその係数の推定値が 1, 5, 10% 有意水準で統計的に有意であることを表す。

図表7  $\theta$ の決定要因に関する multivariate 推定結果

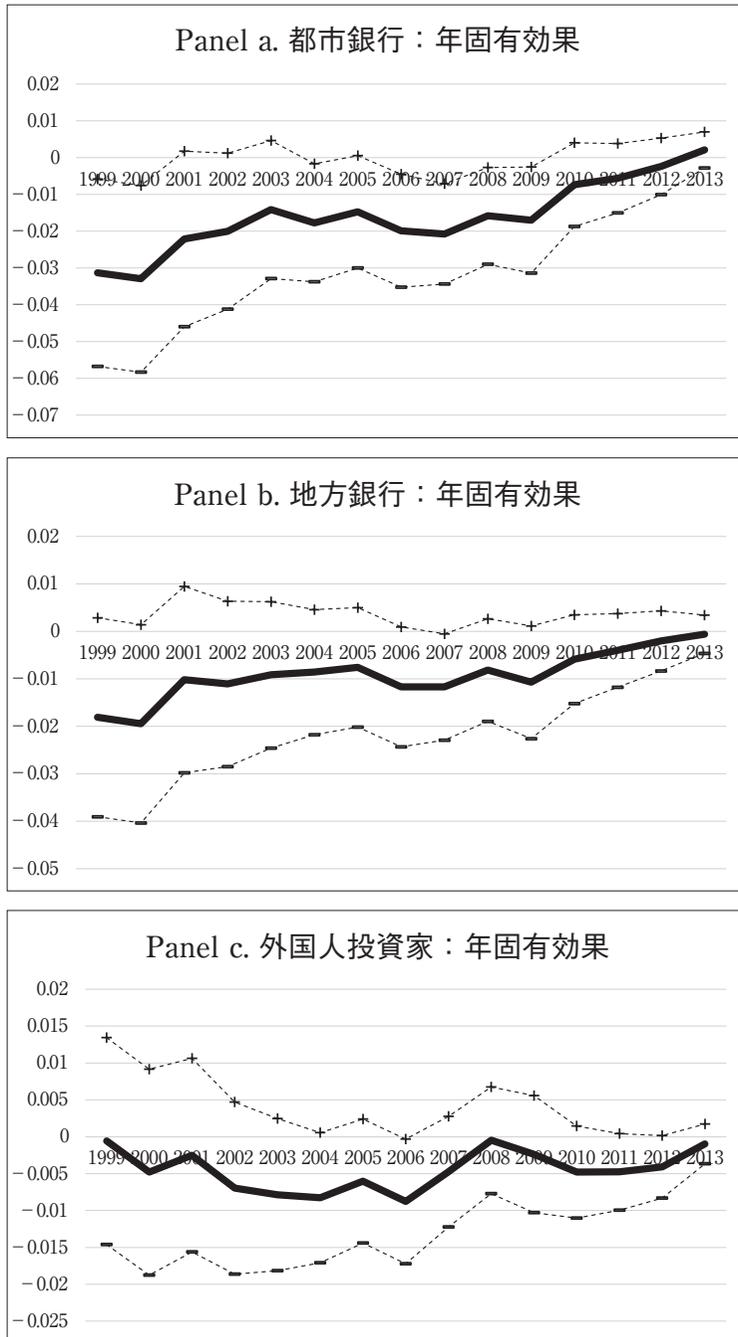
	i. All sample			ii. $\Delta y5 < 0$ (t-1 to t)			ii. $\Delta y5 > 0$ (t-1 to t)		
	(1) 都市 銀行 Model 3	(2) 地方 銀行 Model 3	(3) 外国 人投資家 Model 3	(1) 都市 銀行 Model 3	(2) 地方 銀行 Model 3	(3) 外国 人投資家 Model 3	(1) 都 市銀行 Model 3	(2) 地 方銀行 Model 3	(3) 外国 人投資家 Model 3
Indep var	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
y5(t-1)	0.025 ***	0.017 ***	0.008 ***	0.025 ***	0.012 ***	0.009 **	0.018 *	0.018 **	0.003
$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	0.009 **	0.013 ***	-0.004	0.046 ***	0.041 ***	0.012	-0.020	-0.015	-0.008
y5_volatility(t)	0.073 ***	0.075 ***	0.035 ***	0.175 ***	0.187 ***	0.064 ***	0.130 *	0.114 *	0.027
$\Delta \text{LN\_BOJ}$ (t-1 tp t)	0.001	-0.008	-0.018 ***	0.007	-0.006	-0.025 ***	0.000	-0.014	-0.014 **
LTD_city (t-1)	0.020	0.007	0.009	0.022	0.017	0.022	0.070	0.006	0.067 *
LTD_reg (t-1)	0.060	0.076	0.029	0.059	-0.021	-0.017	0.022	0.140	-0.006
JPYUSD (t)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
TIBOR3 (t)	-0.008 *	-0.005	-0.004	-0.019 ***	-0.010 **	-0.003	0.010	0.005	0.004
TOPIX (t)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
TOPIX_volatility (t)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SP500 (t)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SP500_volatility (t)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
UST5 (t)	0.001	0.000	0.000	-0.001	0.001	0.001	0.002	-0.005 *	0.000
constant term	-0.051	-0.054	-0.010	-0.069	0.007	0.020	-0.040	-0.134	-0.022
Obs	187	187	187	109	109	109	78	78	78
RMSE	0.0045	0.0037	0.0025	0.0034	0.0028	0.0028	0.0052	0.0043	0.0017
R-squared	0.72	0.77	0.81	0.85	0.86	0.85	0.79	0.83	0.91
F	9.56	12.30	15.98	9.98	11.00	10.12	3.68	4.87	9.31
P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
Constant term	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Monthly dummies	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Other covariates	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes

(注) 上表は各投資家タイプの  $\theta(t)$  を被説明変数とする multi-variate regression の推定結果 (表2a) のうち、Model 2 に対応する結果を表示したものである。推定値を表示した説明変数は、前期末の残存期間5年国債利回り  $y5(t-1)$ 、前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ 、今期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t)$ 、前期末から今期末にかけての日銀保有国債残高の対数差分  $\Delta \ln\_boj\_jgb$ 、前期末の都市銀行預貸率、前期末の地銀預貸率、今期末の円ドルレート、今期末の3ヶ月物 Tibor、今期末の TOPIX、今期中の同 volatility、今期末の S&P500指数、今期中の同 volatility、残存期間5年 US treasury 利回りである。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれその係数の推定値が1, 5, 10% 有意水準で統計的に有意であることを表す。

図表8 および図表9は、図表5の Model 2 に対応する推定結果のうち、年固有効果 (ベースケースは2014年) と月固有効果 (ベースケースは1月) の推定値を95%信頼区間と合わせてプロットしたものである。第一の特徴として、図表8から都市銀行に関して年固有効果の点推定値が時間を通じてゼロ近傍まで上昇していることが分かる。特に、年固有効果に着目する限り、1999~2000年、2004~2009年の時期において  $\theta_{it}$  の低下 (売却頻度が上昇) して以降、

2010年以降は概ね横ばいの状態にあり、上昇した売却頻度が高止まりしていることが分かる。程度の差はあるものの同様の傾向が地方銀行についても確認される一方で、外国人投資家については大きな年固有効果の変化は見られていない。次に、第二の特徴として、図表9から大まかな傾向として都市銀行および地方銀行において、3~4月および8~9月において  $\theta_{it}$  の低下が見られている。対して外国人投資家については、こうした  $\theta_{it}$  の低下が見られない一方

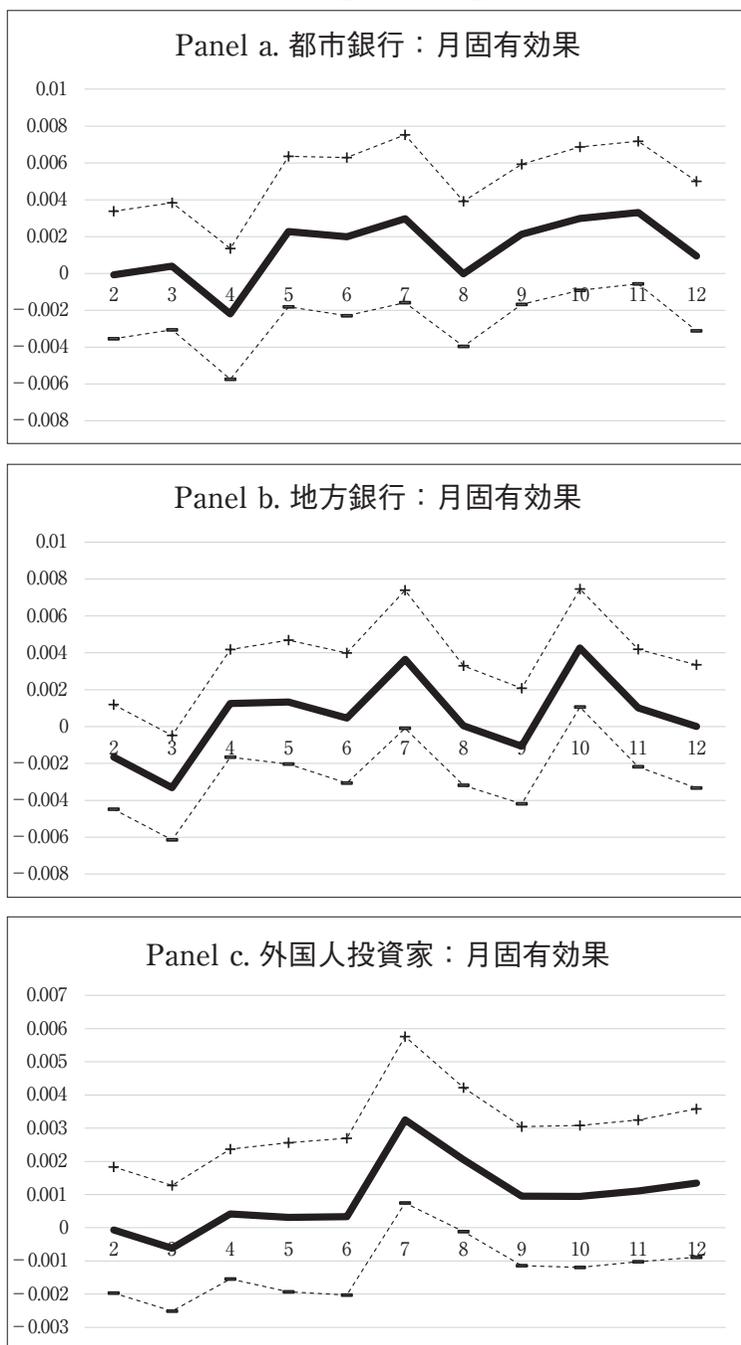
図表8 年固有効果の推定結果



で、7月における $\theta_{it}$ の上昇が見られている。前者の結果に関する一つの解釈として、決算期付近の利益計上動機が考えられるほか、後者に

については外国人投資家の半期決算後の何らかの投資行動の変化を示唆している可能性もある。これらの点については、利回りの上昇・低下毎

図表9 月固有効果の推定結果



でその含意（例：益出し，損切り）が異なるため，サブサンプルを用いた追加的な分析が必要と考えられる。

ここまでの本稿の分析では，異なる残存期間の国債を全て同質のものとして取り扱っているが，投資家のタイプによって保有する国債の年

限が異なることは一般的に観察される特徴である。こうした年限の違いを考慮した分析についても、興味深い分析対象であると考えられる。図表10は、こうした認識を踏まえて推定式 (3) における  $Y_t$  へ、前期末の残存期間10年国債利回り  $y_{10}(t-1)$ 、前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y_{10}(t-1 \text{ to } t)$  を追加した推定の結果を示したものである。得られた結果は、上記の結果と概ね整合的であり、特にこれまでの分析で用いてきた残存期間5年の国債利回り関連情報が  $\theta_{it}$  の決定要因として重要であることを示唆している。なお、 $\theta_{it}$  の算出に当たって本稿では異なる年限の債券を区別することなく用いているが、短期債、中期債、超長期債といった区分毎の  $\theta_{it}$  を用いた分析は将来の課題として重要と考えられる。

## 2. 日銀による国債市場への介入と流動性の影響

本稿での推定結果から、特定の投資家タイプに関して、株式市場で広く観察される disposition effect が観察されることを指摘してきた。こうした効果が生じる背景には、損失回避や anchoring といった意思決定上の歪みのほか、過去の価格変動が将来価格の変動に関する情報を含んでいる可能性などが指摘されているが、他に考えられる要因は無いだろうか。本邦国債市場における重要な特徴として、近年における日本銀行による積極的な国債投資が挙げられる。その目的としては、物価ターゲットの達成に向けた流動性の供給や低金利の維持が挙げられており、その規模は過去に例を見ないものとなっている。本節では、まず、こうした日本銀行による国債投資が各投資家のトレーディング行動へ与えた影響を分析することとしたい。

図表11はこうした問題意識から、disposition effect が明確に確認されている利回り低下ケースについて、そのサンプルを日銀による今期末と前期末の国債保有残高の対数差分がサンプルの中位値より小さいケース (i) と中位値以上のケース (ii) とでサンプル分割をしたうえで、推定式 (3) を用いた推定結果をまとめたものである。同表から、(ii) のケースのみにおいて、都市銀行と地方銀行の  $\Delta y_5(t-1 \text{ to } t)$  に関する係数が統計的に有意な正の値を示していることが分かる。このことは、日本銀行が大規模な国債購入を行い、ネットの資産増加分が中位値を超えているという状況において邦銀による disposition effect がより強く顕在化していることを意味している。こうした結果の一つの解釈としては、日本銀行による国債の追加購入が進む中での利回り低下（債券価格上昇）に際して、邦銀がその売却頻度を高めることで利益を計上してきたという事情が想像される。

次に、図表12は推定に用いたサンプルを  $t$  期中における「証券会社の全取引に占める対顧客取引割合」を流動性指標と見做し、当該変数が中位値より小さい場合（ケース (i)）と中位値以上の場合（ケース (ii)）とにサンプル分割して推定を行った結果をまとめたものである。こうした分析を行った狙いは、投資家によるトレーディング行動の調整がどういった市場環境において円滑に行われていたかを整理する点にある。図表12の結果から、これまでの分析で確認された「都市銀行と地方銀行の  $\Delta y_5(t-1 \text{ to } t)$  に関する正の係数」が、市場の流動性が高い（ケース (ii)）においてのみ確認されることが分かる。この結果は、様々な意図に基づいて投資家がトレーディング行動を変化させるためには、市場における一定の流動性が重要

図表10 複数年限の利回り関連情報を考慮した推計

		(1) 都市銀行	(2) 地方銀行	(3) 外国人投資家
i. All sample	Indep var	Coef.	Coef.	Coef.
	y5(t-1)	0.020 ***	0.013 **	0.012 ***
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	0.002	0.016 **	-0.005
	y10(t-1)	0.005	0.004	-0.004
	$\Delta y10(t-1 \text{ to } t)$	0.008	-0.003	0.001
	y5_volatility(t)	0.071 ***	0.075 ***	0.036 ***
	Obs	187	187	187
	RMSE	0.0045	0.0037	0.0025
	R-squared	0.72	0.77	0.81
	F	9.10	11.66	15.27
P	0.0000	0.0000	0.0000	
ii. $\Delta y5 \leq 0$ (t-1 to t)	Indep var	Coef.	Coef.	Coef.
	y5(t-1)	0.020 **	0.011	0.016 **
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	0.031 *	0.042 ***	0.015
	y10(t-1)	0.006	0.000	-0.006
	$\Delta y10(t-1 \text{ to } t)$	0.012	-0.001	-0.002
	y5_volatility(t)	0.166 ***	0.188 ***	0.065 **
	Obs	109	109	109
	RMSE	0.0034	0.0034	0.0028
	R-squared	0.85	0.85	0.85
	F	9.59	9.59	9.59
P	0.0000	0.0000	0.0000	
iii. $\Delta y5 > 0$ (t-1 to t)	Indep var	Coef.	Coef.	Coef.
	y5(t-1)	0.029	0.004	0.006
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	-0.010	-0.003	-0.007
	y10(t-1)	-0.013	0.016	-0.002
	$\Delta y10(t-1 \text{ to } t)$	-0.021	-0.010	-0.003
	y5_volatility(t)	0.168 **	0.099	0.033
	Obs	78	78	78
	RMSE	0.0053	0.0041	0.0018
	R-squared	0.80	0.85	0.91
	F	3.46	5.16	8.45
P	0.0001	0.0000	0.0000	
Constant term	yes	yes	yes	
Monthly dummies	yes	yes	yes	
Other covariates	yes	yes	yes	
Year dummy	yes	yes	yes	

(注) 上表は各投資家タイプの  $\theta(t)$  を被説明変数とする multi-variate regression の結果のうち、前期末の残存期間5年国債および期間10年国債利回り  $y5(t-1)$ ,  $y10(t-1)$ , 前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ ,  $\Delta y10(t-1 \text{ to } t)$ , 今期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t)$  の推計された係数をまとめたものである。被説明変数の  $\theta(t)$  は時点  $t$ (monthly) 期間中の価格変化, 期首の国債保有残高, 期中の国債売却額を用いて計算された  $\theta(t)/\lambda$  にタイプ別に試算した  $\lambda$  を乗じることで同要因を消去した値である。説明変数は, 上記の三変数に加えて, 表下部に示した各変数を用いている。Monthly dummy は各月固有効果, Year dummy は各年固有効果, Other covariates は前期末から今期末にかけての日銀保有国債残高の対数差分, 前期末の都市銀行預貸率, 前期末の地銀預貸率, 今期末の円ドルレート, 今期末の3ヶ月物Tibor, 今期末のTOPIX, 今期中の同 volatility, 今期末のS&P500指数, 今期中の同 volatility, 残存期間5年US treasury利回りである。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれその係数の推定値が1, 5, 10%有意水準で統計的に有意であることを表す。

図表11 日銀による国債投資の影響

サンプル :		(1)	(2)	(3)	
$\Delta y5 \leq 0$ (t-1 to t)		都市銀行	地方銀行	外国人投資家	
Indep var		Coef.	Coef.	Coef.	
i. $\Delta$ 日銀国債保有残高 < 中位値	$y5(t-1)$	0.028 **	0.028 ***	0.015 *	
	$\Delta y5(t-1 to t)$	0.043 *	0.002	0.015	
	$y5\_volatility(t)$	0.223 **	0.132 **	0.081	
	Obs	53	53	53	
	RMSE	0.0038	0.0030	0.0024	
	R-squared	0.92	0.94	0.95	
	F	4.09	5.31	6.99	
	P	0.0033	0.0008	0.0002	
	Indep var		Coef.	Coef.	Coef.
	$y5(t-1)$	0.045 ***	0.008	0.009	
ii. $\Delta$ 日銀国債保有残高 > = 中位値	$\Delta y5(t-1 to t)$	0.064 ***	0.048 **	0.012	
	$y5\_volatility(t)$	0.130 *	0.207 ***	0.027	
	Obs	56	56	56	
	RMSE	0.0026	0.0023	0.0023	
	R-squared	0.96	0.95	0.95	
	F	10.51	8.90	8.33	
	P	0.0000	0.0000	0.0000	
	Constant term	yes	yes	yes	
	Monthly dummies	yes	yes	yes	
	Other covariates	yes	yes	yes	
Year dummy	yes	yes	yes		

(注) 上表は各投資家タイプの  $\theta(t)$  を被説明変数とする multi-variate regression の結果のうち、前期末の残存期間5年国債利回り  $y5(t-1)$ 、前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 to t)$ 、今期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t)$  の推計された係数をまとめたものである。推計に用いたサンプルは、 $\Delta y5(t-1 to t)$  がゼロ以下のもののみとし、当該サンプルを更に日銀国債保有残高の伸び率 (t-1期末から t 期末の対数差分) がサンプルの中位値より小さい場合 (ケース (i)) と中位値以上の場合 (ケース (ii)) とにサンプル分割して推計を行った。被説明変数の  $\theta(t)$  は時点 t (monthly) 期間中の価格変化、期首の国債保有残高、期中の国債売却額を用いて計算された  $\theta(t)/\lambda$  にタイプ別に試算した  $\lambda$  を乗じることで同要因を消去した値である。説明変数は、上記の三変数に加えて、前々期末の残存期間5年国債利回り  $y5(t-2)$ 、表下部に示した各変数を用いている。Monthly dummy は各月固有効果、Year dummy は各年固有効果、Other covariates は、前期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t-1)$ 、前期末の都市銀行預貸率、前期末の地銀預貸率、今期末の円ドルレート、今期末の3ヶ月物 Tibor、今期末の TOPIX、今期中の同 volatility、今期末の S&P500 指数、今期中の同 volatility、残存期間5年 US treasury 利回りである。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれその係数の推定値が 1, 5, 10% 有意水準で統計的に有意であることを表す。

であるということを意味している。

### 3. 頑健性の確認

これまでの分析では、前節において解説した方法を用いてタイプ固有の要因である  $\lambda_i$  を除去した後の  $\theta_{it}$  を被説明変数として用いてきた。しかし、こうした処理の後でもなお  $\theta_{it}$  にタイプ固有の要因が含まれている可能性もある。そこで本節では、これまでの分析で得られた結果

の頑健性を確認するため、推定式 (3) 式について追加的な推定を試みる。

具体的には、各タイプの  $\theta_{it}$  に関するサンプル期間の平均値で現在の  $\theta_{it}$  を除することで変数の標準化を図ったうえで推定を行った。図表 13 は推定結果を示したものである。第一に、国債利回り水準が各タイプの  $\theta_{it}$  へ正の影響を与えていることが分かる。図表 5 では、外国人投資家についてこうした結果が安定的に得られな

図表12 流動性の影響

サンプル：		(1)	(2)	(3)
All		都市銀行	地方銀行	外国人投資家
i. 流動性指標 < 中位値 (t)	Indep var	Coef.	Coef.	Coef.
	y5(t-1)	0.021 **	0.014 *	0.004
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	0.005	0.007	-0.008 *
	y5_volatility(t)	0.072 **	0.106 ***	0.033 *
	Obs	94	94	94
	RMSE	0.0054	0.0048	0.0027
	R-squared	0.75	0.75	0.74
	F	4.30	4.43	4.13
	P	0.0000	0.0000	0.0000
	ii. 流動性指標 > = 中位値 (t)	Indep var	Coef.	Coef.
y5(t-1)		0.019 ***	0.018 ***	0.012 ***
$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$		0.019 ***	0.017 ***	-0.005
y5_volatility(t)		0.132 ***	0.058 ***	0.038 **
Obs		93	93	93
RMSE		0.0029	0.0022	0.0021
R-squared		0.83	0.87	0.93
F		7.02	10.12	18.44
P		0.0000	0.0000	0.0000
Constant term		yes	yes	yes
Monthly dummies	yes	yes	yes	
Other covariates	yes	yes	yes	
Year dummy	yes	yes	yes	

(注) 上表は各投資家タイプの  $\theta(t)$  を被説明変数とする multi-variate regression の結果のうち、前期末の残存期間5年国債利回り  $y5(t-1)$ 、前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ 、今期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t)$  の推計された係数をまとめたものである。推計に用いたサンプルを  $t$  期中における流動性指標（証券会社の全取引に占める対顧客取引割合）の中位値より小さい場合（ケース (i)）と中位値以上の場合（ケース (ii)）とにサンプル分割して推計を行った。被説明変数の  $\theta(t)$  は時点  $t$  (monthly) 期間中の価格変化、期首の国債保有残高、期中の国債売却額を用いて計算された  $\theta(t)/\lambda$  にタイプ別に試算した  $\lambda$  を乗じることで同要因を消去した値である。説明変数は、上記の三変数に加えて、前々期末の残存期間5年国債利回り  $y5(t-2)$ 、表下部に示した各変数を用いている。Monthly dummy は各月固有効果、Year dummy は各年固有効果、Other covariates は、前期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t-1)$ 、前期末の都市銀行預貸率、前期末の地銀預貸率、今期末の円ドルレート、今期末の3ヶ月物 Tiber, 今期末の TOPIX、今期中の同 volatility、今期末の S&P500指数、今期中の同 volatility、残存期間5年 US treasury 利回りである。\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれその係数の推定値が 1, 5, 10% 有意水準で統計的に有意であることを表す。

かった点が図表13の結果と相違しているが、係数の絶対値では外国人投資家が最も小さく、利回りの変化に対して外国人投資家が最も感応的ではないという点において、図表5の結果と一定程度の整合性が保たれていると考えられる。第二に、ボラティリティに関してタイプを問わずに  $\theta_{it}$  が反応しているという点は引き続き得られている。第三に、最も重要な点として、利回り変化の係数から確認される disposition

effect が都銀と地方銀行にのみ確認されるといいう点も図表5と同様の形で得られている。以上の結果は、これまでの議論において参照した推定結果が一定程度の頑健性を有しているものであることを示唆している。

## VI. おわりに

本稿では、都市銀行、地方銀行、外国人投資

図表13  $\theta(t)$  の決定要因に関する推計：標準化後  $\theta$ 

		(1)	(2)	(3)
		都市銀行	地方銀行	外国人投資家
		Coef.	Coef.	Coef.
i. All sample	Indep var			
	y5(t-1)	2.540 ***	1.813 ***	1.055 ***
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	0.953 **	1.422 ***	-0.493
	y5_volatility(t)	7.442 ***	8.083 ***	4.524 ***
	Obs	187	187	187
	RMSE	0.4594	0.3991	0.3188
	R-squared	0.72	0.77	0.81
	F	9.56	12.30	15.98
	P	0.0000	0.0000	0.0000
	ii. $\Delta y5 < 0 (t-1 \text{ to } t)$	Indep var		
y5(t-1)		2.549 ***	1.240 ***	1.192 **
$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$		4.725 ***	4.421 ***	1.486
y5_volatility(t)		17.848 ***	20.134 ***	8.269 ***
Obs		109	109	109
RMSE		0.3461	0.3041	0.3533
R-squared		0.85	0.86	0.85
F		9.98	11.00	10.12
P		0.0000	0.0000	0.0000
iii. $\Delta y5 > 0 (t-1 \text{ to } t)$		Indep var		
	y5(t-1)	1.784 *	1.970 **	0.445
	$\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$	-2.010	-1.592	-1.071
	y5_volatility(t)	13.172 *	12.281 *	3.429
	Obs	78	78	78
	RMSE	0.5332	0.4669	0.2236
	R-squared	0.79	0.83	0.91
	F	3.68	4.80	9.31
	P	0.0001	0.0000	0.0000
	Constant term	yes	yes	yes
Monthly dummies	yes	yes	yes	
Other covariates	yes	yes	yes	
Year dummy	yes	yes	yes	

(注) 上表は各投資家タイプの標準化後  $\theta(t)$  を被説明変数とする multi-variate regression の結果のうち、前期末の残存期間5年国債  $y5(t-1)$ 、前期末から今期末にかけての同利回りの変化  $\Delta y5(t-1 \text{ to } t)$ 、今期中の同利回りのボラティリティ  $y5\_volatility(t)$  の推計された係数をまとめたものである。被説明変数の  $\theta(t)$  は時点  $t$  (monthly) 期間中の価格変化、期首の国債保有残高、期中の国債売却額を用いて計算された  $\theta(t)/\lambda$  にタイプ別に試算した  $\lambda$  を乗じることで同要因を消去した値を、さらにタイプ別同変数  $\theta$  のサンプル期間平均で除した標準化後の変数である。説明変数は、上記の三変数の階差に加えて、表下部に示した各変数の階差を用いている。Monthly dummy は各月固有効果、Year dummy は各年固有効果、Other covariates は前期末から今期末にかけての日銀保有国債残高の対数差分、前期末の都市銀行預貸率、前期末の地銀預貸率、今期末の円ドルレート、今期末の3ヶ月物 Tibor、今期末の TOPIX、今期中の同 volatility、今期末の S&P500指数、今期中の同 volatility、残存期間5年 US treasury 利回りである。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれその係数の推定値が1, 5, 10% 有意水準で統計的に有意であることを表す。

家の各タイプ別の長期国債売買データおよび国債保有残高データを用いて保有国債の売却頻度に関する代理変数を各タイプ別に計測し、国債利回りの水準、変化、ボラティリティおよびそ

他のマクロ・金融変数に対する当該変数の反応を推定した。得られた結果から、都市銀行および地方銀行において国債利回り水準の低下に伴って保有国債の売却頻度が上昇する傾向があ

る一方、国債利回りの上昇局面においては売却頻度の変化が観察されないという、株式市場における disposition effect に類似の非対称性が確認された。またこうした特徴は、日本銀行による国債購入が増加している時期および国債市場における流動性が比較的高い時期において顕著に観察された。一方で、外国人投資家については主として国債利回りのボラティリティと日本銀行による国債購入に対応して売却頻度を変更させていることが分かった。こうした結果は利回り関連変数の計測タイミング、利回り関連変数の計測対象となる満期種別に依らず確認されるほか、タイプ固有の要因を調整した分析においても頑健に得られている。また、上記の結果は、日本銀行の国債購入が増加している時期および市場流動性がある程度水準を超えている時期に観察されることも確認された。

本稿での分析結果は、幾つかの条件（例：流動性）が満たされる場合において邦銀の逆張り戦略が顕在化することを示唆している。一般的に、逆張り戦略が支配的な状況下では資産価格の高騰が利益確定行動の結果として抑制されるということが指摘されている（Lakonishok and Smidt [1986], Ferris et al. [1988]）。しかし、価格の低下局面において売却頻度に関する特段の調整が為されないという本稿の結果は、債券価格の急激な下落を緩和するメカニズムが存在していないことを意味する点には注意が必要である。

今後の研究課題としては、第一に、本稿で用いた日証協データが債券売買に関する包括的データである点を踏まえて、売却のみならず購入データを用いた分析を行うことで、価格変動と購入の関係についても分析を行うことが考えられる。第二に、本稿で用いたデータの特徴と

して、購入額と売却額が極端に乖離しないという点が挙げられる。この観察事実は、同一タイプに属する投資家が購入と売却を同様の規模で略同時に行っていることを示している。こうした売買が如何なる要因によるものか、即ち、債券投資の特徴なのか、それとも日本の経済環境を反映したものかを分析することには重要な意味があるだろう。第三に、投資家の債券売買行動を理解する上では、各投資家の置かれている状況、それを反映したリスク選好、会計基準等も考慮する必要があるだろう。

#### 注

- 1) イスラエルでは株式売却益が非課税であるため、tax-loss selling effect と disposition effect を識別する必要が無いという点も彼らの分析の特徴である。
- 2) 後述の通り、国債利回り関連変数のラグ付変数を含めた推定も行う。

## 参 考 文 献

- Aumann, R. [1976] "Agreeing to Disagree," *Annals of Statistics*, Vol. 4 (6), pp.1236-1239.
- Blackburn, D. W., W. N. Goetzmann, and A. D. Ukhov [2014] "Is Trading Behavior Stable across Contexts? Evidence from Style and Multi-Style Investors," *Quantitative Finance*, Vol. 14 (4), pp.605-627.
- Choe, H., B. Kho, and R. M. Stulz [2005] "Do Domestic Investors Have an Edge? The Trading Experience of Foreign Investors in Korea," *Review of Financial Studies*, Vol. 18 (3), pp.795-829.
- Ferris, S., R. Haugen, and A. Makhija [1988] "Predicting Contemporary Volume with Historic Volume at Differential Price Levels: Evidence Supporting the Disposition Effect," *Journal of Finance*, Vol. 43 (3), pp.677-697.

- Grinblatt, M. and M. Keloharju [2001] "What Makes Investors Trade?" *Journal of Finance*, Vol. 56 (2), pp.589-616.
- Johnson, W. T. [2010] "Do Investors Trade Uniformly through Time?" *Journal of Empirical Finance*, Vol. 17 (4), pp.645-658.
- Kahneman, D. and A. Tversky [1979] "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica* Vol. 47 (2), pp.263-291.
- Kang, J. K. and R. M. Stulz [1997] "Why is There a Home Bias? An Analysis of Foreign Portfolio Equity Ownership in Japan," *Journal of Financial Economics*, Vol. 46 (1), pp. 3 -28.
- Lakonishok, J. and S. Smidt [1986] "Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading," *Journal of Finance*, Vol. 41 (4), pp.951-974.
- Lee, B. S., W. Li, and S. S. Wang [2010] "The Dynamics of Individual and Institutional Trading on the Shanghai Stock Exchange," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 18 (1), pp.116-137.
- Milgrom, P. and N. Stokey [1982] "Information, Trade, and Common Knowledge," *Journal of Economic Theory*, Vol. 26 (1), pp.17-27.
- Odean, T. [1998] "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?" *Journal of Finance*, Vol. 53 (5), pp.1775-1798.
- Samarakoon, L. P. [2009] "The Relation between Trades of Domestic and Foreign Investors and Stock Returns in Sri Lanka," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 19 (5), pp.850-861.
- Shapira, z. and I. Venezia [2001] "Patterns of Behavior of Professionally Managed and Independent Investors," *Journal of Banking and Finance* Vol. 25 (8), pp.1573-1587.
- Zur, S. and V. Itzhak [2001] "Patterns of Behavior of Professionally Managed and Independent Investors," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 25 (8), pp.1573-1587.
- 宮川大介 (一橋大学大学院国際企業  
戦略研究科准教授)  
渡邊修士 (日本大学経済学部教授)