

# 投資家の株式需要関数における ボラティリティの限界効果と構造変化

石丸 裕 康

## 1 はじめに

株式市場は、外国人（海外）投資家、国内個人投資家、国内機関投資家など様々な経済主体で構成されている。株式市場では、ある時点の価格において株式を需要する投資家と供給する投資家が同時に存在することで取引が成立する。すなわち各投資家は株式の需給に関して異なる需要関数を持っていると考えられる。それには、どのような要因が効果を与えているのであろうか。浅子・江口（1989）は、投資家による情報量の差異、選好の差異、制度的要因や流動性制約などをその要因として挙げている。

完全競争下にある株式市場において、株価に影響を及ぼす新規の公開情報が発生したとする。全ての投資家において情報の非対称性が存在しないとき、合理的な投資家の行動は同様なものとなるであろう。現在の株価が割安〔割高〕であると判断すれば購入〔売却または空売り〕しようとする。しかし情報は即座に株価に反映されるため、それをもとにした取引によって利益を得ることはできない。このとき市場は Fama（1970）の定義による準強度（Semi-strong form）の効率性が成立している。実際の市場において、投資家によって利用可能な情報量や処理能力などは完全に同一ではない。つまり情報の非対称性が存在する。新規の公開情報に対して、現在の株価が割安と判断する投資家もいれば、割高と判断する投資家もいるであろう。取引コストなどを無視すれば少なくとも現在の株価で、前者は株式を需要する側、後者は供給する側となる。このように情報の非対称性のもとで、新規の情報は投資家の株式の需給を発生させ取引を成立させる要因となる。一方、全ての投資家が情報をもとにした取引を行っているわけではない。制度的要因や流動性制約などによって取引が制限されている投資家も存在する。例えば年金、投資信託、ヘッジファンドの運用者などである。それらは何らかの制約により、必ずしもキャピタル・ゲインを追求するばかりではなく、資産ポートフォリオの価値を特定のベンチマークに追随させることを目的とするような運用機会も存在する。法人による株式の持ち合いも、企業の安定的な経営などを目的とする場合、必ずしも短期的なキャピタル・ゲインを追求していないことは明らかである。このように、各投資家は異なる目的や制約条件のもとで取引を行っていると考えられる。

ポートフォリオ選択理論によれば、投資家の最適なポートフォリオ<sup>\*1</sup>は危険資産からなるポートフォリオと安全資産との組み合わせによって達成することができる。それにおける危険資産と安全資産の保有比率は、危険資産のリスク・リターン、安全資産利子率および投資家の効用関数に依存する。実証分析においても、投資家の株式の需要関数における決定要因の1つとして、株式市場の収益率が挙げられている。複数の先行研究において、日本の株式市場における外国人投資家の取引行動は市場の収益率に対して順張りであり、国内個人投資家は逆張りであることが言われている。一方、株式のリスクに対する投資家の行動はほとんど明らかにされていない。

本稿では、投資家の異質性によって株式の需給が生じるという前提のもと、投資家の株式の需給を表す需要関数に関する実証分析を行う。目的は次の2つである。1つは、株式の需要関数におけるリスクの限界効果に関して検証することである。もう1つは、近年の経済環境の変化に伴い株式の需要関数に

<sup>\*1</sup> 最適なポートフォリオとは、所与のリスクで最大の収益率を期待できるポートフォリオを指す。

構造変化が生じているのではないかを検証することである。分析の対象とするのは、外国人投資家および国内個人投資家の2つの投資主体とする。以下の構成は次のとおりである。第2節で近年の日本の株式市場における投資主体の状況と先行研究のサーベイを行う。第3節で実証分析の基本的な考え方となるポートフォリオ理論、目的と仮説、モデルの定式化について述べる。第4節でモデルの変数となるデータについて述べる。第5節でモデルの推計、構造変化の検定および結果の考察を行う。第6節で結語を述べる。

## 2 サーベイ

本節では、近年の日本の株式市場における投資主体の状況と先行研究のサーベイを行う。

### 2.1 日本の株式市場における投資主体の状況

1990年以前の日本の株式市場の特徴として、法人間による株式の持ち合いが挙げられる。その目的は企業経営の安定化や系列取引の促進などであった。1990年代後半からは持ち合いの解消が始まった。事業法人はバブル崩壊後の減収を補うために株式売却を行うこともあった。大手銀行が破綻した1997年以降、特に銀行株の売却が活発化した。銀行株のリスクの顕在化や市場からの評価が重要になり銀行との関係を保つ必要性が薄らいだことが原因である(宮島・黒木(2003))とも言われている。銀行による株式の売却も顕著であった。持ち合い解消による売却だけでなく、2002年施行の銀行等の株式等の保有の制限等に関する法律、日銀による銀行保有株買取りの施策、不良債権問題の処理、BIS規制への対応など、銀行特有の要因も挙げられる。保険会社による株式の売却も顕著であった。新規契約の減少や低金利の影響により資産運用利回りが予定利率を下回る逆ザヤの影響などが言われている。法人(上場企業)の市場全体の株式時価総額に対する保有比率は金額ベースで1991年に42%(そのうち持ち合い比率は28%)であったが、その後ほぼ一貫して下がり続け2009年には16%、(同7%)になったとする報告<sup>\*2</sup>もあり、持ち合いの解消に伴い株式の保有を減らしたと見られる。一方、2005年頃からは買収防衛策や事業の提携などを目的とした持ち合いの動きも見られる。

1990年以降の日本の株式市場に関して、持ち合いによって特徴づけられる市場から純粋の株式投資家が活躍する市場へと変化してきた(川北(2004))と言われている。この頃から外国人投資家は急速に株式保有比率を上昇させており、1990年に5%であったが、2000年に18%、2010年には27%となった<sup>\*3</sup>。株式取引金額に占める外国人投資家の比率は近年50%近くにまで達しており、その行動は非常に注目されている。国内個人投資家も株式市場における重要な投資主体である。情報通信技術の発展や株式売買委託手数料の自由化による値下げ等を背景に、その数は近年増大している<sup>\*4</sup>。1990年以降、株式保有比率や株式取引金額に占める比率はいずれも20%前後で推移している。

### 2.2 先行研究

最初に、投資主体別行動に関する先行研究のうち本稿の基礎となっている主な3つの概要を述べる。浅子・江口(1989)は、1978年から1983年までの東証第一部の投資部門別株式売買代金の月次デー

<sup>\*2</sup> 大和総研「銀行を中心に、株式持ち合いの解消が進展～株式持ち合い構造の推計：2010年版～」

<sup>\*3</sup> 全国証券取引所「平成23年度株式分布状況調査の調査結果について」

<sup>\*4</sup> 同上

タを用いて、投資主体別の投資行動がいかなる要因によるものかを分析している。投資行動に関係しそのような要因をリストアップし、買い越し額を被説明変数とする需要関数を定式化し、最小2乗法による推計結果によって投資行動を解釈している。この結果、すべての投資主体に履歴効果（過去の買い越し額）および収益率効果（TOPIX 上昇率）が認められ、国内個人投資家には選好要因（株価のリスク）が認められることなどを報告している。

浅子・倉澤（1992）は、浅子・江口（1989）の再論として位置付けられている。被説明変数は買い越し額をストック（株式時価総額または株式保有残高）で基準化したものを採用している。結果は浅子・江口（1989）と概ね同様である。サンプルの後半期において投資主体間の同調的行動が顕在化していることを示し、この時期の株高と関係している可能性を示唆している。

楠美・川北（1998）は、1983年から1997年までの東証第一部の投資部門別株式売買代金の週次および月次データを使用し投資主体別の投資行動を分析している。被説明変数は購入額、売却額、買い越し額とし、それぞれ分析している。外国人投資家は最もリスクを考慮しながら収益を重視していることや、バブル期の前後で投資家は株価の収益率に対する感応度を高めていることなどを報告している。

以降は、外国人投資家と国内個人投資家に関する投資行動の特徴について実証分析で示されたものをまとめる。

■外国人投資家 外国人投資家の行動は株式市場の収益率に対して順張りである（村瀬（2001）、川北（2004））。市場の継続的上昇時には逆張りで急騰時には順張りである（浅子・江口（1989）、浅子・倉澤（1992））とするものや、短期的には順張りで長期的には逆張りである（亀坂（2003）、Kamesaka, Nofsinger and Kawakita（2003））とするものもある。外国人投資家は最もリスクを重視する投資主体である（楠美・川北（1998））。国外の研究では Choe, Kho and Stulz（1999）と Grinblatt and Keloharju（2000）は、それぞれ韓国とフィンランドの市場において外国人投資家にハード・ビヘイビア（群集行動）が観察されたことを示している。国内投資家よりも国内の情報において不利であるため大企業や国際的企業の株式を選好する（Kang and Stulz（1997）、Choe et al.（1999）、Dahlquist and Robertsson（2001）、Kalev, Nguyen and Oh（2008））。また、外国人投資家による国外からの資金流入は株式市場に大きな影響を与える（Froot and Ramadorai（2001））。外国人投資家の収益率は優れており（村瀬（2001）、Kamesaka et al.（2003））、その高い収益率はマーケット・インデックスに関する優れた予測能力に起因する（Bae, Yamada and Ito（2006））。

■国内個人投資家 国内個人投資家の行動は逆張りである（浅子・江口（1989）、浅子・倉澤（1992）、村瀬（2001）、川北（2004））。短期的には順張りである（楠美・川北（1998））とする研究もある。国外の研究では、アジア通貨危機の間においては韓国の国内個人投資家に逆張りの行動が観察されなかった（Choe et al.（1999））ことを示す研究もある。リスクの増大は株式の購入の要因となる（浅子・江口（1989））。流動性と配当利回りの高い株式や企業規模の小さい株式を選好する（福田（2003））。国内個人投資家の収益率は劣っている（村瀬（2001）、Kamesaka et al.（2003））。反対に、外国人投資家と比較して情報優位にあることで利益を獲得していることを示す研究（Kalev et al.（2008））や、短期売買により利益を獲得している（Bae et al.（2006））ことを示す研究もある。取引行動の特徴として、利益確定が早く損切りが遅い傾向がある（Shefrin and Statman（1985）、Odean（1998）、Barber and Odean（2000）、Griffin, Harris and Topaloglu（2003））。

### 3 基本的考え方

本節では、実証分析の基本的な考え方となるポートフォリオ理論、目的と仮説、モデルの定式化について述べる。

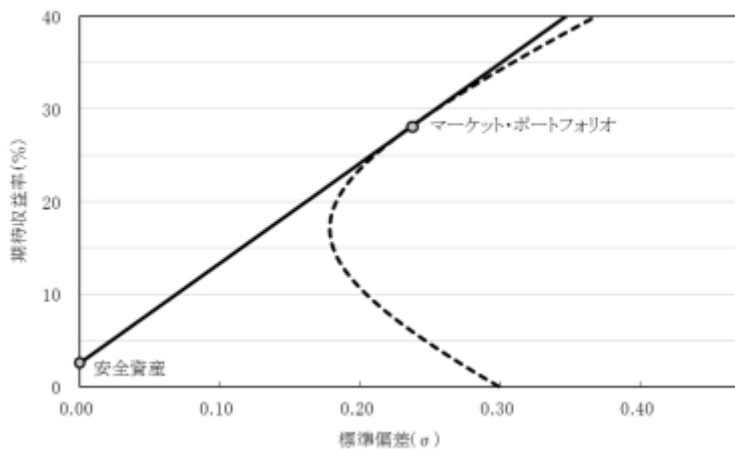
#### 3.1 ポートフォリオ選択理論

ポートフォリオ選択<sup>\*5</sup>とは、リスクとリターンとのトレードオフの中で資産をどのように投資すべきかを選択することである。ここでは危険資産の集計量としての株式全体に対する需給を考え、危険資産としての株式と安全資産の2種類のみが資産として存在するものと仮定する。複数種類の株式に対しては、危険資産の各々の最適な保有比率は投資家の選好に依存しないというトービンの分離定理を援用する。つまり投資家の保有するポートフォリオは同一（マーケット・ポートフォリオ）であると考え、個別の株式については考慮しない。

リスク・リターン平面において危険資産の組み合わせで最も効率的なポートフォリオを効率的ポートフォリオ・フロンティアという（図1の曲線の上半分）。マーケット・ポートフォリオは、これらと安全資産との組み合わせ（図1の直線（資本市場線））の中で最も効率的な最適ポートフォリオである。投資家の最適ポートフォリオは、危険資産からなるポートフォリオ（マーケット・ポートフォリオ）と安全資産との組み合わせによって達成することができる。それにおける株式と安全資産の保有比率は、株式のリスク・リターン、安全資産利子率および投資家の効用関数に依存する。

本稿では投資家のポートフォリオ選択における株式に対する需要関数を考え、その要因として株式のリスク・リターン、安全資産利子率および投資家の効用関数などを考える。

図1 効率的ポートフォリオ・フロンティア曲線の例



#### 3.2 目的と仮説

本稿の目的は次の2つである。1つは、株式の需要関数におけるリスクの限界効果に関して検証することである。先行研究では株式の需要関数におけるボラティリティの限界効果は一定と仮定されてきた

<sup>\*5</sup> 広義のポートフォリオは、株式、債券、不動産、年金、保険などの資産やローンなどの負債を含む。

が、平時と金融危機時のようにリスクが顕在化している時では投資家の行動が変化しているのではないかと考えるためである。もう1つは、近年の経済環境の変化に伴い株式の需要関数に構造変化が生じているのではないかを検証することである。2007年の金融危機における信用リスクの顕在化などにより、投資家のリスク回避度などに変化が生じていることが考えられるためである。

これらのことを踏まえ次の2点を仮説とする。株式の需要関数におけるリスクの限界効果はその程度に依存する(仮説1)。近年の経済環境の変化に伴い株式の需要関数に構造変化が生じている(仮説2)。なお、先行研究においてこれらの点に着目しているものはない。

### 3.3 モデルの定式化

危険資産の集計量としての株式全体の需給を表す投資主体別の需要関数(以下、モデル)の定式化を行う。ポートフォリオ選択理論から、投資家の最適ポートフォリオにおける危険資産に対する需要は株式のリスク・リターン、安全資産利子率および投資家の効用関数に依存する。したがって株式の需給を表すものがモデルの被説明変数となる。

一方、株式のリスク・リターン、安全資産利子率および投資家の効用関数を表すものを説明変数とする。株式のリスク(以下、株価変動リスク)については、ボラティリティに関する変数を採用する。リスクの限界効果はその程度に依存する(仮説1)という仮説を検定するため、ボラティリティのレベルおよび2乗項を採用する。安全資産利子率に関しては自国通貨建てのものを採用する。外国人投資家の効用は自国通貨建ての利益に対して増大することから、外国人投資家のモデルにおいては為替レートに関する変数を採用する。また浅子・江口(1989)は、すべての投資家の需要関数において履歴効果(ラグ付き被説明変数)が有意であることを報告している。この結果を踏まえ、本稿のモデルにおいても履歴効果としてラグ付き被説明変数を採用する。これまでの考え方から、推計するモデルを式(1)のとおりに構築する。

$$x_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}VOL_t + \beta_{2i}(VOL_t)^2 + \beta_{3i}RTN_t + \beta_{4i}RFR_{it} + \beta_{5i}EXR_t \cdot DF_i + \sum_j \beta_{6ij}x_{it-j} + u_{it} \quad (1)$$

ここで各変数は、

- $x_{it}$  : 株式の需給
- $VOL_t$  : 株価変動リスク (*volatility*)
- $(VOL_t)^2$  : 株価変動リスク (*volatility*) の2乗項
- $RTN_t$  : 株価収益率 (*return*)
- $RFR_{it}$  : 安全資産利子率 (*risk free rate*)
- $EXR_t$  : 為替レート (*exchange rate*)
- $DF_i$  : 外国人投資家ダミー変数 (*dummy variable*)
- $x_{it-j}$  : ラグ付き被説明変数
- $u$  : 誤差項 (*error term*)

である。添え字の  $i$  は投資主体 ( $i = \{1 : \text{外国人投資家}, 2 : \text{国内個人投資家}\}$ ) を、 $t$  は期を表す。

## 4 データの説明

本節では、前節で定式化したモデルの変数となるデータの出所などについて説明する。

### 4.1 被説明変数

ある時点における株式の需要を表すものとしては、各投資家の株式保有金額（ストック）が考えられる。投資主体別の株式保有金額<sup>\*6</sup>は年次データであり、短期的な需要の変化が観察できないため本稿の分析には適さない。したがってここでは各投資家の株式の需給（フロー）として、投資主体別株式売買動向の週次データから株式純購入金額を算出し、これを被説明変数とする。

#### 4.1.1 投資部門別株式売買動向

投資部門別株式売買動向<sup>\*7</sup>とは、株式会社東京証券取引所（以下、東証）が公表している東証第一部、東証第二部、東証マザーズおよび三市場一・二部等<sup>\*8</sup>の4つの区分における投資部門別株式売買データ（株数および金額）<sup>\*9</sup>である。このデータは週単位で集計され、それを基にした月次データや年次データも公表されている<sup>\*10</sup>。

分析に用いるデータは東証第一部の株式売買金額データにおける週次データとする。日本の株式市場を考えるにあたり、東証第一部がそれを代理しているものとする。これは先行研究との結果の比較を容易にするためである。金額データを用いるのは、株式の需給を代理する変数として株数データよりも適していると考えられるためである。分析の対象とするのは、外国人投資家および国内個人投資家の2つの投資主体とする。各投資主体の定義は「調査要綱及び投資部門の定義」<sup>\*11</sup>に準ずる<sup>\*12</sup>。

#### 4.1.2 株式総売買金額

ここでは近年の投資主体別の株式売買動向を俯瞰する。年間の投資主体別株式総売買金額（ $T_{IY}$ ）を株式購入金額（ $B_{IY}$ ）と売却金額（ $S_{IY}$ ）の和として、式（2）のとおり算出する。なおここでは比較のため、外国人投資家および国内個人投資家に限らず主な投資主体について算出する。

$$T_{IY} = B_{IY} + S_{IY} \quad (2)$$

添え字の  $I$  は投資主体を、 $Y$  は年を表す。次に株式市場全体の総売買金額およびそれに占める投資主体別比率<sup>\*13</sup>を算出し、表1に示す。

<sup>\*6</sup> 全国証券取引所「平成23年度株式分布状況調査の調査結果について」

<sup>\*7</sup> <http://www.tse.or.jp/market/data/sector/index.html>

<sup>\*8</sup> 三市場とは、東京証券取引所・大阪証券取引所・名古屋証券取引所の第一部・二部およびマザーズ、ヘラクレス、セントレックス市場を指す。

<sup>\*9</sup> 集計対象は資本の額が30億円以上の総合取引参加者であり、対象銘柄は内国普通株式（優先株式、子会社連動配当株式、優先出資証券、株価指数連動型投資信託受益証券（ETF）及び不動産投資信託証券（REIT）を除く）である。

<sup>\*10</sup> 週次データに関して、東証のウェブサイトにおいて前年1月以降のデータが公表されているが、それ以前のはウェブサイトで公表されていない（2012年10月現在）。著者は2000年以降のデータに関して東証の御厚意により直接提供を受けた。

<sup>\*11</sup> <http://www.tse.or.jp/market/data/sector/file.html>

<sup>\*12</sup> 投資主体の名称に関して、先行研究にならない「海外投資家」を「外国人投資家」に、「個人」を「国内個人投資家」にそれぞれ読み替えている。

<sup>\*13</sup> 上記以外の投資部門（調査対象ではない証券会社からの委託注文、その他法人など）があるため、各年の投資主体の比率の合計は100%にならない。

表1 株式総売買金額（兆円）および投資主体別比率（％）

年	総売買金額	外国人	証券	国内個人	信託銀行	投資信託	事業法人	保険	普通銀行
2000	$4.22 \times 10^5$	32.6	30.0	16.0	11.0	2.2	2.2	1.4	2.0
2001	$3.49 \times 10^5$	36.9	32.6	12.1	10.5	1.9	1.7	1.2	1.0
2002	$3.35 \times 10^5$	33.1	35.9	14.0	10.0	1.5	1.9	1.0	0.6
2003	$4.03 \times 10^5$	32.1	32.4	18.1	9.9	1.4	2.0	0.7	0.5
2004	$5.50 \times 10^5$	35.5	31.1	19.3	7.9	1.7	1.7	0.3	0.3
2005	$7.98 \times 10^5$	35.4	28.3	23.8	7.0	2.0	1.7	0.2	0.2
2006	$11.30 \times 10^5$	41.8	28.0	20.3	5.5	1.7	1.4	0.2	0.1
2007	$13.01 \times 10^5$	46.1	27.2	17.2	5.1	1.9	1.1	0.2	0.1
2008	$10.11 \times 10^5$	47.1	27.3	15.5	5.1	2.0	1.0	0.3	0.1
2009	$6.46 \times 10^5$	39.3	27.1	20.8	5.8	2.4	1.1	0.3	0.1
2010	$6.45 \times 10^5$	47.9	24.6	16.7	5.1	2.0	1.0	0.4	0.1
2011	$6.37 \times 10^5$	54.5	19.5	16.0	4.9	1.8	0.9	0.4	0.1

株式総売買金額の合計は2002年から2007年まで単調増加したが、2008年には減少に転じた。2009年はピークの約半分の金額となり、その後は横ばいである。全体的にはリーマン・ショックによる株価下落の影響やそれによるリスク回避的な行動が取引金額に大きく影響していると考えられる。投資主体別に見ると、外国人投資家の動向は総売買金額と同じく2007年まで大幅に増加した後、2009年にかけて大幅に減少した。しかし2010年と2011年は増加傾向にあり、他の主体の金額が減少する中で異なる動向が観察される。そのシェアは2011年には50%を超え、日本の株式市場において非常に重要な投資主体となっている。2000年と比較してシェアを増大させているのは外国人投資家のみである。国内個人投資家は2002年から2006年までほぼ毎年増加し、2008年以降は単調減少している。しかしながら各年で一定のシェアを持っていることが観察される。

#### 4.1.3 株式の需給（フロー）

モデルの被説明変数には、投資家の株式の需給（フロー）を代理する変数として、 $t$ 週における投資主体別株式純購入金額（ $x_{it}$ ）を株式購入金額（ $B_{it}$ ）と売却金額（ $S_{it}$ ）の差として式（3）のとおり定義する。

$$x_{it} = B_{it} - S_{it} \quad (3)$$

株式純購入金額（ $x_{it}$ ）のグラフを図2に、基本統計量を表2に示す。サンプル期間は2000年1月第1週から2012年9月第4週まで（サンプルサイズ（以下、 $n$ ）= 664）である。

図2 株式純購入金額（単位：百万円）

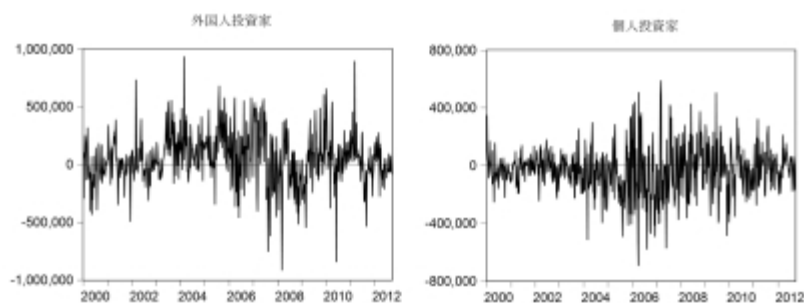


表2 株式純購入金額の基本統計量（単位：百万円）

投資主体	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差
外国人投資家	56838.2	44965.1	932433.8	-911731.7	218519.1
国内個人投資家	-32654.6	-28688.4	587788.7	-691384.1	165200.9

サンプル期間：2000年1月第1週～2012年9月第4週（n = 664）

図2および表2より、サンプル期間中、外国人投資家の株式純購入金額は正であり、国内個人投資家は負である。最大値、最小値の絶対値、標準偏差はいずれも外国人投資家の方が国内個人投資家よりも大きい。

## 4.2 説明変数

以下では、モデルの説明変数について述べる。

### 4.2.1 株価変動リスク

株価変動リスク（ $VOL_t$ ）を示す代理変数として、ボラティリティに関する変数を採用する。リスクの限界効果はその程度に依存する（仮説1）という仮説を検定するため、ボラティリティのレベルおよび2乗項を採用する。ボラティリティは、ヒストリカル・ボラティリティやインプライド・ボラティリティなど多様な測定方法があるため、次に示す複数のボラティリティの変数を用いて検証を行う。

なお、リスクの増大は直観的には投資家の株式に対する需要を減少させるように感じる。しかしリスク回避的な投資家であってもリスクの増大が必ずしも株式の需要を減少させるわけではなく、理論的にはリスク回避度の程度等に依存することが知られている（浅子・江口（1989））。

■インプライド・ボラティリティ インプライド・ボラティリティ（ $VOL_t^I$ ）として大阪大学金融・保険教育研究センターが公表している Volatility Index Japan<sup>\*14</sup>を採用する。これは日経225オプション価格の日次終値データから算出されるインプライド・ボラティリティの指数であり、米国株価指数S & P500のボラティリティ指数（VIX）と同じ近似計算法により算出されている。インプライド・ボラティリティは、あるオプションの参照資産に対して将来どれほどの価格変動を見込んでいるかを市場価格から逆算したものであり、市場のボラティリティ期待値と言える。

■ヒストリカル・ボラティリティ ヒストリカル・ボラティリティ（ $VOL_t^H$ ）として株価（TOPIX）の過去k週の標本標準偏差を式（4）のとおり定義する。

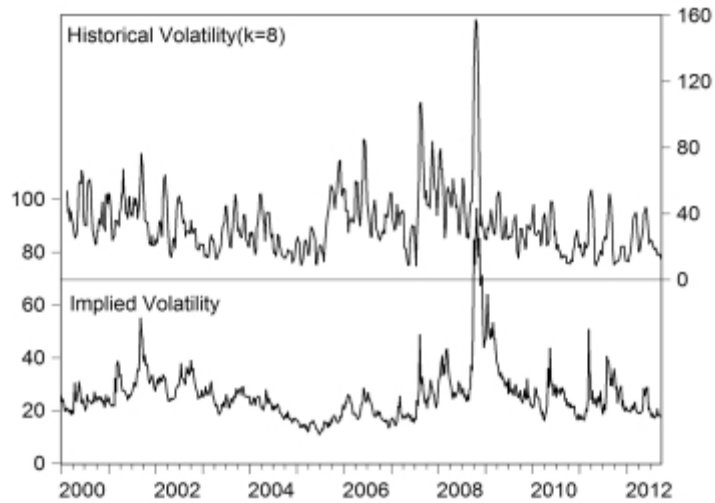
$$VOL_t^{Hk} = \sqrt{\frac{1}{k-1} \sum_{j=0}^{k-1} (P_{t-j} - \bar{P}_k)^2} \quad (4)$$

ここで  $P_t$  は TOPIX の週次終値、 $\bar{P}_k$  は過去 k 週における移動標本平均を示す。ここでは過去 4 週、8 週、13 週（3 か月）、26 週（6 か月）の標本標準偏差を算出し、後述するモデルの推計に用いた。なおこれらは類似した結果であったため、ヒストリカル・ボラティリティとしては過去 8 週の標本標準偏差（ $VOL_t^{H8}$ ）を用いた結果のみ報告する。

\*14 <http://www-csfi.sigmath.es.osaka-u.ac.jp/>



図3 インプライド・ボラティリティ（左軸・下）とヒストリカル・ボラティリティ（右軸・上）

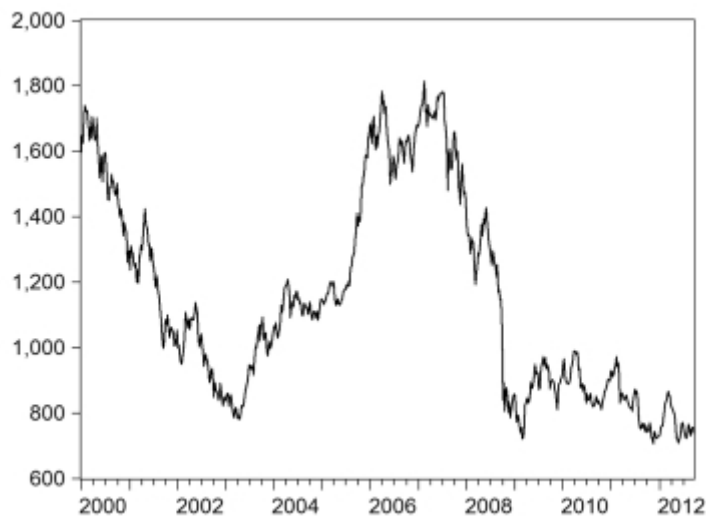


#### 4.2.2 株価収益率

市場全体の株価収益率 ( $RTN_t$ ) を示す代理変数として東証株価指数（以下、TOPIX）<sup>\*15</sup> の収益率を採用する。モデルの被説明変数は東証第一部の株式純購入金額であり、TOPIX は東証第一部に上場しているすべての銘柄の株価を対象とした株価指数であることから、日経平均株価などと比較してデータとの対応関係があるためである。TOPIX の週次終値（図4）を  $P_t$  とし、株価収益率 ( $RTN_t$ ) を式（5）のとおり定義する。

$$RTN_t = (P_t - P_{t-1})/P_{t-1} \quad (5)$$

図4 TOPIX（週次終値）



\*15 TOPIX は基準日（1968年1月4日）の時価総額（約8兆6020億円）を基準値（100）とした各時点における時価総額が表される。

#### 4.2.3 安全資産利子率

安全資産利子率は自国通貨建てのものを採用する。外国人投資家の安全資産利子率 ( $RFR_{1i}$ ) を示す代理変数として、フェデラル・ファンド金利 (以下、FF 金利)\*<sup>16</sup>を採用する。これは米国の中央銀行の統括機関である連邦準備制度理事会 (FRB) が、短期金融市場を操作する目的で調整する政策金利である。国内個人投資家の安全資産利子率 ( $RFR_{2i}$ ) を示す代理変数として、日本銀行が公表している無担保コール翌日物金利 (以下、コールレート)\*<sup>17</sup>を採用する。これは銀行間の資金融通を行うコール市場の無担保翌日返済の借入れ金利である。

#### 4.2.4 為替レートおよびダミー変数

為替レート ( $EXR_t$ ) を示す代理変数として、日本銀行が公表している為替レート (東京市場、円・米国ドル、17 時時点)\*<sup>18</sup>を採用する。

外国人投資家ダミー変数は、為替レートの影響を外国人投資家のモデルにのみ考慮するための 2 値ダミー変数であり、次のとおり定義する。

$$DF_i \begin{cases} = 1 & \text{if } i = 1(\text{外国人投資家}) \\ = 0 & \text{if } i = 2(\text{国内個人投資家}) \end{cases} \quad (6)$$

## 5 モデル推計および結果

モデルの推計にあたり、最初に単位根検定を行う。次に操作変数法によるモデルの推計を行い、続いて構造変化の検定を行う。最後に結果に関して考察を行う。

### 5.1 単位根検定

時系列分析において、被説明変数、説明変数として用いるデータは定常性を満たさなければならない。その中に非定常な変数が含まれていると見せかけの相関が生じる場合がある (Granger and Newbold (1974)) ためである。データの定常性の検定、特に単位根を持つか否かの検定を単位根検定という。本稿では単位根検定として、Said and Dickey (1984) による Augmented Dickey-Fuller test (以下、ADF テスト) を 5% 有意水準で行う。

#### 5.1.1 定常過程と非定常過程

$X_t$  が時点  $t$  の確率変数であり次の 3 条件を満たすとき、確率過程  $\{X_t\}$  は (弱) 定常性をもつという。

$$\begin{cases} E(X_t) = 0 \\ \text{var}(X_t) = \sigma^2 \\ \text{cov}(X_t, X_{t-s}) = E(X_t - \mu)(X_{t-s} - \mu) = \gamma_s \end{cases} \quad (7)$$

ここで AR (1) モデルを考える。

$$X_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim NID(0, \sigma^2) \quad (8)$$

\*<sup>16</sup> <http://www.federalreserve.gov/>

\*<sup>17</sup> <http://www.stat-search.boj.or.jp/>

\*<sup>18</sup> 同上

$|\rho| < 1$  のとき有限の  $t$  においては定常性の条件は満たされないが、 $t \rightarrow \infty$  のとき  $\{X_t\}$  は定常過程である。 $\rho = 1$  のとき、すなわち  $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$  であるとき、 $\{X_t\}$  は非定常過程の一種であるランダムウォーク・モデルと呼ばれる。

### 5.1.2 ADF 検定

単位根検定として ADF 検定を行う。一般的な ADF 検定 ( $ADF(p)$ ) は次の式 (9) ~ (11) を用いる。帰無仮説および対立仮説は  $H_0 : c = 0, H_1 : c \leq 0$  である。

$$\Delta X_t = cX_{t-1} + d_1\Delta X_{t-1} + \dots + d_1\Delta X_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (9)$$

$$\Delta X_t = a_0 + cX_{t-1} + d_1\Delta X_{t-1} + \dots + d_1\Delta X_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (10)$$

$$\Delta X_t = a_0 + b_0t + cX_{t-1} + d_1\Delta X_{t-1} + \dots + d_1\Delta X_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (11)$$

式 (9) ~ (11) はそれぞれ、トレンド項も定数項も含まないモデル (None)、定数項のみを含むモデル (Intercept)、トレンド項と定数項を含むモデル (Trend & Intercept) である。 $c = 0$  の仮説検定を行う場合、 $t$  統計量はそれぞれ  $\tau_{nc}$  分布、 $\tau_c$  分布、 $\tau_{ct}$  分布に従う。

各変数の単位根検定 (ADF テスト) の結果を表 3 に示す。なお FF 金利 ( $RFR_{1t}$ )、コールレート ( $RFR_{2t}$ ) および為替レート ( $EXR_t$ ) については単位根を持つという帰無仮説は棄却されない。

表 3 単位根検定 (ADF テスト)

変数	model	None		Intercept		Trend & Intercept	
		t 値	p 値	t 値	p 値	t 値	p 値
株式純購入金額 (外国人) ( $x_{1t}$ )		-8.840	0.000	-9.413	0.000	-9.413	0.000
株式純購入金額 (国内個人) ( $x_{2t}$ )		-14.340	0.000	-21.533	0.000	-21.531	0.000
インプライド・ボラティリティ ( $VOL_t^I$ )		-1.813	0.067	-5.060	0.000	-5.053	0.000
ヒストリカル・ボラティリティ ( $VOL_t^H$ )		-2.218	0.026	-8.519	0.000	-8.586	0.000
株価収益率 ( $RTN_t$ )		-26.517	0.000	-26.520	0.000	-26.500	0.000
FF 金利 ( $RFR_{1t}$ )		-1.955	0.048	-1.807	0.000	-1.859	0.675
コールレート ( $RFR_{2t}$ )		-1.304	0.178	-1.694	0.434	-1.628	0.781
為替レート ( $EXR_t$ )		-0.821	0.360	-0.494	0.890	-2.605	0.278

サンプル期間：2000年1月第1週～2012年9月第4週 (n = 664)

添え字の数字は投資主体 (1 : 外国人投資家、2 : 国内個人投資家) を表す。

## 5.2 操作変数法について

式 (1) のようなラグ付き被説明変数を含むモデルでは、誤差項に系列相関がある場合には OLS 推定量は一致性を持たない。この問題に対応するため、本稿では操作変数法を採用することで一致性のある推定量を得ることを試みる。操作変数法では次の条件を満たす操作変数を必要とする。

- 1 誤差項と相関しない。
- 2 説明変数と相関する。
- 3 複数の操作変数においては、完全な線形従属関係でない。

### 5.2.1 操作変数推定量

操作変数の説明のため、次のモデルを考える。

$$y_t = a + bx_t + u_t, \quad t = 1, \dots, N \quad (12)$$

$$\text{Cov}(x_t, u_t) = \rho_{xu} \neq 0 \quad (13)$$

説明変数と誤差項が相関を持つという仮定である式 (13) を除いて、式 (12) は OLS の標準的仮定を満たすとする。OLS 正規方程式より、

$$\sum (y_t - \hat{a} - \hat{b}x_t) = 0 \quad (14)$$

$$\sum x_t(y_t - \hat{a} - \hat{b}x_t) = 0 \quad (15)$$

である。式 (15) の最初の  $x_t$  を操作変数  $z_t$  で置き換えると、次の方程式

$$\sum (y_t - \tilde{a} - \tilde{b}x_t) = 0 \quad (16)$$

$$\sum z_t(y_t - \tilde{a} - \tilde{b}x_t) = 0 \quad (17)$$

を得る。推定量  $\tilde{a}$  と  $\tilde{b}$  を操作変数推定量という。これらの式を解くと、 $\tilde{b}$  と  $\tilde{a}$  は

$$\tilde{b} = \frac{\sum (z_t - \bar{z})(y_t - \bar{y})}{\sum (z_t - \bar{z})(x_t - \bar{x})} = b + \frac{\sum (z_t - \bar{z})(u_t - \bar{u})}{\sum (z_t - \bar{z})(x_t - \bar{x})} \quad (18)$$

$$\tilde{a} = \bar{y} - \tilde{b}\bar{x} \quad (19)$$

となる。ここで  $\bar{x}, \bar{y}, \bar{z}$  はそれぞれ  $x_t, y_t, z_t$  の平均値である。 $\tilde{b}$  の期待値は

$$E(\tilde{b}) = b + E\left(\frac{\sum (z_t - \bar{z})(u_t - \bar{u})}{\sum (z_t - \bar{z})(x_t - \bar{x})}\right) \neq b \quad (20)$$

であるため、 $\tilde{b}$  は  $b$  の不偏推定量ではない。しかしながら

$$\text{plim } \tilde{b} = b + \frac{\text{plim}\{\sum (z_t - \bar{z})(u_t - \bar{u})/N\}}{\text{plim}\{\sum (z_t - \bar{z})(x_t - \bar{x})/N\}} = b + \frac{\sigma_{zu}}{\sigma_{zx}} = b \quad (21)$$

であるので、操作変数推定量  $\tilde{b}$  は  $b$  の一致推定量である。同様に

$$\text{plim } \tilde{a} = a \quad (22)$$

であるので、 $\tilde{a}$  は  $a$  の一致推定量である。

### 5.2.2 サーガン・テスト

操作変数推定量が一致性をもつためには、操作変数  $z_t$  と誤差項  $u_t$  が相関しないという条件、 $\text{Cov}(z_t, u_t) = 0$  を満たさなければならない。この検定としてサーガン・テスト (Sargan (1964)) が知られている。この検定の帰無仮説は操作変数と誤差項が相関しないということである。本稿では、サーガン・テストの  $J$  統計値が 5% 水準で棄却されないとき、 $\text{Cov}(z_t, u_t) = 0$  は満たされるものとする。

### 5.2.3 弱操作変数の問題

操作変数法において操作変数  $z_t$  と内生変数  $x_t$  があまりに小さいとき、式 (21) の最終項の分母はゼロに近づく。このとき操作変数の推定量のバイアスが著しく大きくなる弱操作変数の問題が生じる場合がある。 $z_t$  と  $x_t$  の相関が高いか否かを判断するために、Cragg and Donald (1993) の統計量と Stock and

Yogo (2002) の臨界値を使って検定する方法がある (松浦・マッケンジー (2012))。本稿では、この方法により Cragg and Donald の統計量が Stock and Yogo の臨界値よりも大きいかなにかにより弱操作変数の問題を判断する。

### 5.3 操作変数法によるモデル推計

推定する投資主体別の需要関数は、前述の式 (1) を修正した式 (23) とする。式 (1) からの修正点は次の2つである。1つは、ラグ付き被説明変数 (履歴効果) のラグを1とする。もう1つは、FF 金利 ( $RFR_{it}$ )、コールレート ( $RFR_{2t}$ ) および為替レート ( $EXR_t$ ) については単位根を持つという帰無仮説は棄却されないため、モデルの説明変数として採用することができない。したがってこれらの変数をモデルから除いている。

$$x_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}VOL_t + \beta_{2i}(VOL_t)^2 + \beta_{3i}RTN_t + \beta_{4i}x_{it-1} + u_{it} \quad (23)$$

ここで各変数は、

- $x_{it}$  : 株式の需給 (フロー)
- $VOL_t$  : 株価変動リスク (volatility)
- $(VOL_t)^2$  : 株価変動リスク (volatility) の2乗項
- $RTN_t$  : 株価収益率 (return)
- $x_{it-1}$  : ラグ付き被説明変数
- $u$  : 誤差項 (error term)

である。操作変数として採用した変数は次のとおりである。

操作変数:  $VOL_t, (VOL_t)^2, RTN_t, RTN_{t-1}, RTN_{t-2}$

投資主体に応じて、外国人投資家モデルおよび国内個人投資家モデルと呼ぶこととする。各モデルにおいて、前節で示した各ボラティリティの変数を用いて、操作変数法による推計を行う。検定の有意水準は5%で、全て両側検定とする。サンプル期間は2000年1月第1週から2012年9月第4週までとする\*<sup>19</sup>。

■結果 推計の結果を表4～表7に示す。

表4 外国人投資家モデル (using Implied Volatility) の推定結果

説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項	204069.5	47556.3	0.000
インプライド・ボラティリティ ( $VOL_t$ )	-8315.14	2438.41	0.001
同上2乗項 ( $(VOL_t)^2$ )	61.583	25.996	0.018
株価収益率 ( $RTN_t$ )	3413816.7	248727.5	0.000
ラグ付き被説明変数 ( $x_{t-1}$ )	0.399	0.070	0.000
サンプルサイズ (n)		662	
回帰の標準誤差 (S.E.R.)		170997.4	
サーガン・テストのJ値 (p 値)		0.067 (0.796)	
Cragg-Donald のF値		94.659	

Stock-Yugo critical values は 19.93 (10%) であり、弱操作変数の問題は生じていない。

\*<sup>19</sup> 著者保有のサンプルを最大限利用して推計を行う。

表5 外国人投資家モデル (using Historical Volatility) の推定結果

説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項	47512.2	22837.3	0.038
ヒストリカル・ボラティリティ ( $VOL_t^H$ )	-174.77	907.60	0.847
同上2乗項 ( $(VOL_t^H)^2$ )	-4.837	7.595	0.524
株価収益率 ( $RTN_t$ )	3663763.3	247335.1	0.000
ラグ付き被説明変数 ( $x_{t-1}$ )	0.460	0.062	0.000
サンプルサイズ (n)		658	
回帰の標準誤差 (S.E.R.)		175680.2	
サーガン・テストのJ値 (p 値)		0.496 (0.481)	
Cragg-Donald のF値		114.62	

Stock-Yugo critical values は 19.93 (10%) であり、弱操作変数の問題は生じていない。

表6 国内個人投資家モデル (using Implied Volatility) の推定結果

説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項	-123598.5	28477.3	0.000
インプライド・ボラティリティ ( $VOL_t^I$ )	4618.73	1556.28	0.003
同上2乗項 ( $(VOL_t^I)^2$ )	-36.693	17.801	0.040
株価収益率 ( $RTN_t$ )	-3679899.0	175065.7	0.000
ラグ付き被説明変数 ( $x_{t-1}$ )	0.112	0.047	0.019
サンプルサイズ (n)		662	
回帰の標準誤差 (S.E.R.)		121690.3	
サーガン・テストのJ値 (p 値)		0.143 (0.705)	
Cragg-Donald のF値		218.354	

Stock-Yugo critical values は 19.93 (10%) であり、弱操作変数の問題は生じていない。

表7 国内個人投資家モデル (using Historical Volatility) の推定結果

説明変数	係数	標準誤差	p 値
定数項	-33433.9	15562.5	0.032
ヒストリカル・ボラティリティ ( $VOL_t^H$ )	-314.56	632.04	0.619
同上2乗項 ( $(VOL_t^H)^2$ )	7.361	5.270	0.163
株価収益率 ( $RTN_t$ )	-3813817.8	172214.9	0.000
ラグ付き被説明変数 ( $x_{t-1}$ )	0.132	0.0448	0.003
サンプルサイズ (n)		658	
回帰の標準誤差 (S.E.R.)		122303.3	
サーガン・テストのJ値 (p 値)		0.005 (0.941)	
Cragg-Donald のF値		239.323	

Stock-Yugo critical values は 19.93 (10%) であり、弱操作変数の問題は生じていない。

## 5.4 構造変化の検定

近年の経済環境の変化に伴い株式の需要関数に構造変化が生じている（仮説2）か否かを検定するため、サンプル全期間を次のとおり前半と後半に分割する。

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{全期間：2000年1月第1週～2012年9月第4週} \\ \text{前半：2000年1月第1週～2006年8月第2週} \\ \text{後半：2006年8月第3週～2012年9月第4週} \end{array} \right.$$

前出のモデルを用いて、全期間（24）、前半（25）および後半（26）の3つのモデルを考える。

$$\text{全期間：} x_{it} = \beta_{00i} + \beta_{10i}VOL_t + \beta_{20i}(VOL_t)^2 + \beta_{30i}RTN_t + \beta_{40i}x_{it-1} + u_{it} \quad (24)$$

$$\text{前半：} x_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}VOL_t + \beta_{2i}(VOL_t)^2 + \beta_{3i}RTN_t + \beta_{4i}x_{it-1} + u_{it} \quad (25)$$

$$\text{後半：} x_{it} = \beta'_{0i} + \beta'_{1i}VOL_t + \beta'_{2i}(VOL_t)^2 + \beta'_{3i}RTN_t + \beta'_{4i}x_{it-1} + u_{it} \quad (26)$$

構造変化は生じていないという帰無仮説を検定するため、前半（25）と後半（26）のモデルの係数が異なるか否かを検定する。帰無仮説および対立仮説は次のとおりである。

$$\begin{aligned} H_0: & \beta_{0i} = \beta'_{0i}, \beta_{1i} = \beta'_{1i}, \dots, \beta_{4i} = \beta'_{4i} \\ H_1: & H_0 \text{ではない} \end{aligned} \quad (27)$$

帰無仮説のもと、制約のあるモデルである全期間のモデル（24）を操作変数法により推計し、その残差平方和を  $RSS_R$  とする。対立仮説のもと、制約のないモデルである前半（25）および後半（26）のモデルを同様に推計し、残差平方和をそれぞれ  $RSS_{U1}$ 、 $RSS_{U2}$  とする。制約のないモデルの残差平方和を  $RSS_U$  とすると

$$RSS_U = RSS_{U1} + RSS_{U2} \quad (28)$$

である。帰無仮説のもとで、次の  $F$  統計量

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U)/r}{RSS_U/(n - 2r)} \quad (29)$$

は自由度  $(r, n - 2r)$  の  $F$  分布に従うことが知られている。ここで、各変数は

- $r$  : 帰無仮説における制約の数
- $n$  : サンプルサイズ

である。帰無仮説が有意水準5%で棄却されれば、構造変化が生じていると判断する。

表8 構造変化の検定

モデル	F 値	p 値
外国人投資家モデル (using Implied Volatility)	0.792	0.556
外国人投資家モデル (using Historical Volatility)	0.233	0.948
国内個人投資家モデル (using Implied Volatility)	0.457	0.808
国内個人投資家モデル (using Historical Volatility)	1.263	0.278

■結果 構造変化の検定の結果を表8に示す。いずれのモデルにおいても、前半(25)および後半(26)のモデルの係数が同じであるという帰無仮説は棄却されない。つまりこの結果からは、構造変化が生じてるとは言えない。

## 5.5 考察

投資主体別に結果の考察を行う。

■外国人投資家 外国人投資家のインプライド・ボラティリティを用いたモデル(表4)において、リスクに関する $VOL_t^f$ および $(VOL_t^f)^2$ の符号は有意であり、それぞれ負、正である。この結果から、インプライド・ボラティリティの限界効果 $\approx(-8315.1 + 61.6 \cdot VOL_t^f)$ である。ボラティリティの限界効果は一定程度までは負であるが、その増大は株式の需要において正の方向に作用し、一定程度を越すと正となる。正負が反転するポイントは、 $VOL_t^f \approx 135.0$ である。したがって、株式の需要関数におけるリスクの限界効果はその程度に依存する(仮説1)という仮説は正しいと言える。株価収益率( $RTN_t$ )の符号は有意に正であることから、市場の収益率に対して順張りの取引行動をとっていることが考えられる。ラグ付き被説明変数( $x_{t-1}$ )の符号は有意に正であることから、取引行動に正の慣性があることが考えられる。

ヒストリカル・ボラティリティを用いたモデル(表9)では、 $VOL_t^{fs}$ と $(VOL_t^{fs})^2$ においてその係数がゼロであるという帰無仮説が棄却されない。このことから、オプション価格からリアルタイムに算出されるインプライド・ボラティリティから株価のリスクを捉えていることが予想される。他の結果は表4と同様である。回帰の標準誤差(S.E.R.)の値から、インプライド・ボラティリティを用いたモデルの方が誤差が小さくあてはまりが良い。いずれのモデルにおいても、構造変化が生じている(仮説2)とは認められない。

先行研究と比較すると、外国人投資家がリスクを重視する投資主体であるとする楠美・川北(1998)と整合的な結果である。順張りの行動をとることが観察されたことは楠美・川北(1998)、村瀬(2001)、川北(2004)、Choe et al.(1999)と整合的な結果である。短期的には順張りとした亀坂(2003)、Kamesaka et al.(2003)とも整合的な結果である。

■国内個人投資家 国内個人投資家のインプライド・ボラティリティを用いたモデル(表6)において、リスクに関する $VOL_t^i$ および $(VOL_t^i)^2$ の符号は有意であり、それぞれ正、負である。この結果から、インプライド・ボラティリティの限界効果 $\approx(4618.7 - 36.7 \cdot VOL_t^i)$ である。ボラティリティの限界効果は一定程度までは正であるが、その増大は株式の需要において負の方向に作用し、一定程度を越すと負となる。正負が反転するポイントは、 $VOL_t^i \approx 125.9$ である。したがって、株式の需要関数におけるリスクの限界効果はその程度に依存する(仮説1)という仮説は正しいと言える。株価収益率( $RTN_t$ )の符号は有意に負であることから、市場の収益率に対して逆張りの取引行動をとっていることが考えられる。ここまで国内個人投資家は株価変動リスクおよび収益率に関して、外国人投資家と対照的な行動パターンを示している。ラグ付き被説明変数( $x_{t-1}$ )の符号は有意に正であることから、取引行動に正の慣性があることが考えられる。

ヒストリカル・ボラティリティを用いたモデル(表7)では、外国人投資家のモデルと同様に、 $VOL_t^{fs}$ と $(VOL_t^{fs})^2$ においてその係数がゼロであるという帰無仮説が棄却されていない。他の結果は表6と同様である。回帰の標準誤差(S.E.R.)の値から、インプライド・ボラティリティを用いたモデルの方が誤差が小さくあてはまりが良い。外国人投資家と同様に、いずれのモデルにおいても構造変化が生



じている（仮説2）とは認められない。

先行研究との比較では、リスクの増大が株式の購入の要因となるとする浅子・江口（1989）と総合的な結果である。逆張りの行動をとることが観察されたことは、浅子・江口（1989）、浅子・倉澤（1992）、楠美・川北（1998）、村瀬（2001）、川北（2004）と総合的な結果である。

表9 検定結果の解釈

説明変数	外国人投資家	国内個人投資家
インプライド・ボラティリティ	ある程度まで消極化、 一定超すと積極化	ある程度まで積極化、 一定超すと消極化
ヒストリカル・ボラティリティ	非有意	非有意
株価収益率	順張り	逆張り
ラグ付き被説明変数	正の効果	正の効果

## 6 おわりに

### 6.1 貢献

ラグ付き被説明変数を含むモデルでは、誤差項に系列相関がある場合には OLS 推定量は一致性を持たない。本稿の貢献の1つは、近年の日本の株式市場における投資主体別行動を分析するにあたり、操作変数法によって一致性のある推計結果を示したことである。

本稿の目的は次の2つである。1つは、株式の需要関数におけるリスクの限界効果に関して検証することである。先行研究ではボラティリティの限界効果は一定と仮定されていることに対して、ボラティリティの非線形性（2乗項）を考えたモデルを構築して推計した。このことは先行研究にはない視点であり、本稿の貢献であると考えられる。もう1つは、近年の経済環境の変化に伴い株式の需要関数に構造変化が生じているのではないかを検証することである。ここでは2000年1月から2012年9月までのデータを前半と後半に分割し、モデルの推計を行った。その結果、構造変化は生じていないという帰無仮説は棄却されなかった。このことも先行研究にはない分析であり、本稿の貢献であると考えられる。

### 6.2 今後の課題

外国人投資家や国内個人投資家の取引行動は非常に注目されている。本稿の分析により、外国人投資家と国内個人投資家とが株価変動リスクおよび収益率に対して対照的な行動パターンを示したことは興味深い結果であった。それらの投資行動が市場に及ぼす影響や相互の影響についても関心があるところであるが、これらの分析に関しては今後の課題とする。法人などの主体は今回は分析の対象としなかったが、外国人投資家や国内個人投資家との相違についての検証も今後の課題である。また日本の株式市場を代理するものとして東証第一部における株式売買データを用いたが、他の市場との比較も必要である。

本稿は週次データによる実証分析を行ったが、より広範かつ精密な実証分析が行われるよう投資部門別売買動向に関しては日次データの集計および公表が望まれるところである。日本における投資主体別行動に関する先行研究は少ない。今後さらなる実証研究によってその一端を明らかにすることに貢献し

たい。

## 参考文献

- 浅子和美・江口武久 (1989) 「日本の株式市場における投資主体別行動」、『フィナンシャル・レビュー』、第 14 号、43-68 頁、10 月。
- 浅子和美・倉澤資成 (1992) 「機関投資家の株式投資行動」、『現代日本の金融分析』、東京大学出版会、189-218 頁。
- 亀坂安紀子 (2003) 「日本の株式投資主体」、林敏彦・松浦克己・米澤康博 (編) 『日本の金融問題－検証から解決へ』、日本評論社、305-321 頁。
- 川北英隆 (2004) 「株式市場における投資家の行動－1990 年代以降に関する一考察－」、『ニッセイ基礎研所報』、第 34 巻、31-47 頁。
- 楠美将彦・川北英隆 (1998) 「株式市場における主体別投資行動分析」、『証券アナリストジャーナル』、第 36 巻、第 8 号、50-62 頁。
- 福田充男 (2003) 「投資主体別株式保有行動の実証分析」、『京都産業大学論集』、第 20 号、75-87 頁。
- 松浦克己・コリンマッケンジー (2012) 『EViews による計量経済分析 [第 2 版]』、東洋経済新報社。
- 宮島英昭・黒木文明 (2003) 「株式持合い解消の計量分析」、『RIETI ディスカッションペーパー・シリーズ』。03-J-014。
- 村瀬安紀子 (2001) 「日本の金融機関、事業法人、個人、外国人投資家の株式投資パフォーマンス」、『経済金融研究』、第 17 号、66-78 頁。
- Bae, K.E.E.H., T. Yamada, and K. Ito (2006) “How do Individual, Institutional, and Foreign Investors Win and Lose in Equity Trades? Evidence from Japan,” *International Review of Finance*, Vol. 6, No. 3-4, pp. 129-155.
- Barber, B.M. and T. Odean (2000) “Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors,” *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 2, pp. 773-806.
- Choe, H., B.C. Kho, and R.M. Stulz (1999) “Do foreign investors destabilize stock markets? The Korean experience in 1997,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 54, No. 2, pp. 227-264.
- Cragg, J.G. and S.G. Donald (1993) “Testing identifiability and specification in instrumental variable models,” *Econometric Theory*, Vol. 9, pp. 222-222.
- Dahlquist, M. and G. Robertsson (2001) “Direct foreign ownership, institutional investors, and firm characteristics,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 59, No. 3, pp. 413-440.
- Fama, Eugene F (1970) “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work,” *Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, pp. 383-417.
- Froot, K.A. and T. Ramadorai (2001) “The information content of international portfolio flows,” Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974) “Spurious regressions in econometrics,” *Journal of econometrics*, Vol. 2, No. 2, pp. 111-120.
- Griffin, J.M., J.H. Harris, and S. Topaloglu (2003) “The dynamics of institutional and individual trading,” *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 6, pp. 2285-2320.
- Grinblatt, M. and M. Keloharju (2000) “The investment behavior and performance of various investor types: a study of Finland's unique data set,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 55, No. 1, pp. 43-67.
- Kalev, P.S., A.H. Nguyen, and N.Y. Oh (2008) “Foreign versus local investors: Who knows more? Who makes

- more?” *Journal of Banking & Finance*, Vol. 32, No. 11, pp. 2376-2389.
- Kamesaka, A., J.R. Nofsinger, and H. Kawakita (2003) “Investment patterns and performance of investor groups in Japan,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 11, No. 1, pp. 1-22.
- 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, No. 1, pp. 3-28.
- Odean, T. (1998) “Are investors reluctant to realize their losses?” *The Journal of Finance*, Vol. 53, No. 5, pp. 1775-1798.
- Said, S.E. and D.A. Dickey (1984) “Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order,” *Biometrika*, Vol. 71, No. 3, pp. 599-607.
- Sargan, J.D. (1964) “Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology,” *Econometric analysis for national economic planning*, Vol. 16, pp. 25-54.
- Shefrin, H. and M. Statman (1985) “The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence,” *Journal of Finance*, Vol. 40, pp. 777-790.
- Stock, J.H. and M. Yogo (2002) “Testing for weak instruments in linear IV regression.”