

国内機関投資家の 日本株への資産配分変動とその非合理性

岩 澤 誠 一 郎

要 旨

QUICK 社が株式市場関係者を対象に毎月行っているサーベイ調査を活用し、国内の機関投資家による日本株への資産配分の変動を分析した。我々の発見は以下のとおりである。第一に、国内機関投資家の日本株への資産配分は「合理的期待」モデルと整合的なものとは言えない。第二に、彼らによる日本株への資産配分は、直近の情報に対する過剰反応の傾向がみられる。第三に、彼らは日本株への資産配分に当たり、直近過去（12ヵ月）の株価変動、景気・企業業績、内部市場・市場心理に関する市場の判断に強く依拠しており、特に、直近過去の株価変動に対しては過剰反応する傾向がある。一方我々は、同調査に示される金利、政治・外交、海外株式・債券市場に関する市場の判断が日本株の近い将来のリターンを予想する能力を持つことを示したが、国内機関投資家が日本株への資産配分を決定するに当たり、これらの情報を十分に活用しているとの証拠を得ることはできなかった。

目 次

- | | |
|--|---|
| <p>I. はじめに</p> <p>II. 先行研究</p> <p>1. 現実の経済主体による予想データの実証研究</p> <p>2. 機関投資家による情報の恣意的・選択的活用</p> <p>3. 株式市場における投資家の恣意的・選択的注目</p> <p>III. データ</p> | <p>IV. 国内機関投資家の日本株への資産配分変動は合理的か？</p> <p>V. 国内機関投資家の日本株への資産配分変動に影響を与える要因</p> <p>VI. 結論・考察・残された課題</p> |
|--|---|

I. はじめに

機関投資家の運用資産における資産配分の比

率は、その運用成績に大きな影響を与える要因である。最近の研究によれば、米国における株式ファンドやバランス型ファンドの運用成績のバラつきを説明する要因として、資産配分の効

果は銘柄選択の効果とほぼ同じ程度に大きい (Xiong, Ibbotson, Idzorek, and Chen [2010])。従って、機関投資家が運用資産の配分をどのように行っているのか、それは合理的に行われているのかどうか、行われていないとするとどのようなバイアスがあるのか、は興味ある研究主題である。

本論文で我々は、株式会社 QUICK が株式市場関係者を対象に毎月行っているサーベイ調査である「QUICK 月次調査<株式>」の中の、資産運用担当者への質問項目である「あなたが運用されているファンドにおいて、国内株式は現在、通常の基準とされている組み入れ比率に対してどのようなウエートになっていますか」との問いに対する回答を使用し、国内の機関投資家による日本株への資産配分の変動を分析する。分析を通じて、我々は以下の三点を明らかにしたい。

第一に、国内機関投資家による日本株への資産配分の変動は「合理的期待」モデルと整合的なものかどうか、である。

伝統的な経済学では、経済主体（エージェント）による予想や期待を「合理的期待」として取り扱うのが一般的であった。そこでは、経済をモデルにより描き出す際、エージェントがその経済モデルを「知っている」と想定しており、従って、エージェントによる経済変数についての予想値は、平均的にはモデルが導き出す経済変数の値と一致することになる。エージェントが実際に経済モデルを「知っている」必要はないが、彼らの予想はモデルが産み出すものと一致する。これが経済学における「合理的期待」であり、それは「モデル整合的期待」とも言われる。「合理的期待」の重要な特徴の一つは、エージェントが行う経済変数の予想値

とその実現値の差である予想誤差を、現時点で知り得る経済変数の情報を基に予測することはできないという点にある。もし予想誤差が予測可能であるのなら、そうした予想は背景にある経済モデルと整合的なものではあり得ないからである。

一方、現実の経済主体による予想のデータを用いた実証研究が、近年盛んに行われるようになってきている。それらの研究が示しているのは、現実の経済主体による予想と、その実現値との差である予想誤差がランダムではなく、予測可能なものとなっているという点である。例えば、個人投資家による株式市場の近い将来の予想リターンの時系列データを分析すると、彼らは株価のピーク（ボトム）で将来の株価リターンについて過度に強気（弱気）な予想を行う傾向がある。その結果、個人投資家の予想リターンは、予想誤差（＝実現リターン－事前の予想リターン）と負の相関を持つことになる。事後に明らかになる予想誤差を、事前の予想リターンにより予測できることになるわけであり、こうした個人投資家の予想を「合理的期待」とする経済モデルを描き出すことは難しい (Greenwood and Shleifer [2014], Bordalo, Gennaioli and Shleifer [2018])。その意味で、こうした予想は「合理的期待」と整合的なものではないとすることができる。

こうした議論を踏まえ、我々は国内機関投資家による日本株への資産配分の変動が「合理的期待」モデルと整合的なものかどうかを分析する。機関投資家による日本株への資産配分は、彼らの予想そのものではないが、それは彼らの日本株の動向に関する予想の反映とみることはできるだろう。そこで彼らの資産配分のデータを日本株市場の期待リターンのデータに変換す

ることで、その資産配分が「合理的」と言えるものなのかどうかを検証する。

我々の第二の問いは、国内機関投資家が日本株資産配分に当たり、情報に対しどのように反応をしているのか、である。

前述のように、現実の経済主体による予想のデータを用いた実証研究が近年盛んに行われるようになってきているが、その多くは現実の経済主体による予想が「合理的期待」では説明できないバイアスを持っていることを示している。しかし既存の諸研究が示す経済主体のバイアスは一様ではない。経済主体が情報に対し過小反応を示す傾向がみられるとの研究がある一方、情報に対し過剰反応を示す傾向がみられるとの研究もある。そこで我々はCoibion and Gorodnichenko [2015] の分析枠組みを用い、国内機関投資家が日本株資産配分に当たり、情報に対し過小反応する傾向があるのか、それとも過剰反応する傾向があるのかを分析する。

第三の問いは、国内機関投資家が日本株資産配分を決定する上で、どの情報に依拠しており、どの情報を無視、あるいは軽視しているのか、である。

国内機関投資家が日本株への資産配分を決定するにあたって参照すべき情報は、国内景気・企業業績に関するものだけでなく、金利、為替、海外の金融市場動向など様々なものがある。彼らはどの情報に依拠して、日本株への資産配分を決定しているのだろうか。また、どの情報に過剰反応、あるいは過小反応しているのだろうか。

三つの問いに対する我々の分析結果は、第一に、国内機関投資家による日本株への資産配分の変動は「合理的期待」モデルと整合的なものではなく、第二に、彼らは日本株資産配分に当

たり、情報に対し過剰反応する傾向があるというものである。そして第三に、彼らは直近過去(12ヵ月)の市場全体の株価変動、景気・企業業績に関する市場の判断、そして市場の内部要因(需給)・市場心理に関する市場の判断に依拠して資産配分を決定する傾向が強い。特に、直近過去(12ヵ月)の株価変動に関しては、これに対して過剰反応する傾向がみられる。一方、金利動向、政治・外交、海外株式・債券市場に関する情報は資産配分に影響を及ぼしていない。現実には、この三要因に関する市場関係者の判断は、日本株の近い将来の期待リターンを予測する能力を持っているだけに、国内機関投資家は、これらの有益な情報を有効に活用する機会を逸していると言える。

我々の分析結果のうち、国内機関投資家の日本株への資産配分比率とそこに示される株価の予想リターンが「合理的期待」モデルと整合的ではなく、直近過去の株価変動に対する過剰反応から生じているとの実証結果は、個人投資家の株価リターン予想のサーベイデータを分析した既存研究と整合的な結果である。一方我々は、国内機関投資家が日本株への資産配分比率を決定するに当たり、直近過去の株価変動、(国内の)景気・企業業績に関する判断、そして内部市場・市場心理に関する判断を重視する傾向が強い一方、将来の株価リターンを予想する上で有用な情報である、金利動向、政治・外交、海外株式・債券市場に関する市場関係者の判断を軽視または無視していることを発見した。機関投資家の資産配分における情報の恣意的・選択的活用の実証はこれまでに例がなく、この点は本論文の独自の貢献である。ただしこれは、機関投資家を含む株式の投資家が情報を恣意的・選択的に活用しているとの既存の数多

の実証研究（本論文Ⅱ－２，３を参照）と整合的なものでもある。

以下、先行研究の概観（Ⅱ）、データの説明（Ⅲ）を経て、第一、第二の問いについての分析（Ⅳ）、第三の問いについての分析（Ⅴ）を行った上で、結論と考察を述べる（Ⅵ）。

Ⅱ．先行研究

本研究は、1) 現実の経済主体による予想データの実証研究、2) 機関投資家による情報の恣意的・選択的活用、3) 株式市場における投資家の恣意的・選択的注目、の3つの分野の先行研究を参照している。以下それぞれについて概観したい。

1. 現実の経済主体による予想データの実証研究

伝統的な経済学では、経済主体の期待、予想を「合理的期待」として描き出すことが一般的であった。これに対し近年、現実の経済主体による予想のデータを用い、予想誤差、すなわち事後に判明する実績と予想の差と、事前の予想とが相関関係を持ち、後者が前者によって予測可能であることを示すことによって、現実の経済主体による予想が「合理的期待」モデルとは整合的なものではないことを実証する研究が数多く行われている。

ただここで、現実の経済主体による予想がどのような形で「合理的期待」から逸脱しているのかに関しては、個別の研究により見方が分かっている。

一つは、「合理的期待」からの逸脱の要因を、予想主体の情報に対する過小反応に求める見方である。Carroll [2003] は、家計のイン

フレ期待がマクロ経済のニュースを十分に反映していないと指摘した。Coibion and Gorodnichenko [2012] は、マクロ経済予想のプロによる予想（集計レベル）も、ショックに対し十分な調整を行い得ていないことを示した。Fuhrer [2017] は、家計及びマクロ経済予想のプロによる個人レベルの予想を調査し、その予想が、過去の自分自身の予想に強く拘束されており、結果として情報に過小反応する格好となっているとしている。またBouchard, Krueger, Landier, and Thesmar [2017] は、アナリストが、足元の業績が好調である企業の、将来の業績を過小評価する傾向があると指摘している。

もう一つは、「合理的期待」からの逸脱の要因を、予想主体の情報に対する過剰反応に求める見方である。Gennaioli, Ma, and Shleifer [2016] は、企業経営者が自社の利益成長率の予想に当たり、直近過去の自社の業績（収益性）を過剰に外挿（over-extrapolate）して予想する傾向があることを示した。同様に、Bordalo, Gennaioli, and Shleifer [2017] はクレジット市場の関係者によるクレジット・スプレッドの予想が、直近過去のスプレッドの過剰な外挿により行われていることを指摘した。Greenwood and Shleifer [2014] 及びAdam, Marcet, and Buetel [2017] は、個人投資家による株式市場の期待リターンのサーベイデータを調査し、それが直近過去のリターンに強く影響されており、結果的に株価のピーク（ボトム）で過度に強気な（弱気な）リターンを期待する格好となっていることを示している。またBordalo, Gennaioli, La Porta, and Shleifer [2017] は、アナリストが個別企業の長期的な利益成長率の予想を行うに当たり、同業種の最

も優良な企業の利益成長率と同様な軌道を予想する傾向があると指摘している。最後に、Bordalo, Gennaioli, Ma, and Shleifer [2017] は集計レベルでのマクロ経済予想データではなく、個別主体レベルでのマクロ経済予想データをみると、予想主体の情報に対する過剰反応傾向がみられると指摘している。

期待、予想の「合理的期待」からの逸脱が、与えられた情報に対する過小反応により生じるのか、それとも過剰反応により生じるのかは、予想の対象や予想の主体により異なるようであり、その分析を行う枠組みが必要である。Coibion and Gorodnichenko [2015] は予想誤差 (= 実績 - 予想) を直近の予想修正により回帰し、回帰係数が正であれば情報に対する過小反応で予想が形成されていることを、負であれば情報に対する過剰反応で予想が形成されていることを示すとの判断手法を提唱している。この手法は上でみた多くの研究で採用されている。

2. 機関投資家による情報の恣意的・選択的活用

伝統的なファイナンス理論では市場が効率的であるとされるが、それを保証するのは裁定取引である。現実の世界で裁定取引の担い手として期待されるのは、情報に通じたプロの機関投資家による取引である。だが現実の機関投資家は与えられた情報を保有ポートフォリオの（リスク調整後）リターンを最大化するようにフル活用しているだろうか。特に「アノマリー」と呼ばれる、ポートフォリオの期待リターンを高めると予想される情報を、どのように取り扱っているのだろうか。

近年の研究は、機関投資家が、ポートフォリオに組み入れる株式の銘柄選択に当たり、株価

リターンの「アノマリー」として知られるようになった情報をフルに活用しているわけではないことを示している。Lewellen [2011] は、株主資本簿価／時価比率、モメンタム（直近1ヶ月を除く過去12カ月の株価リターン）、ボラティリティ（直近1ヶ月を除く過去12カ月の日次株価ボラティリティ）、新株発行（過去12カ月の発行済株式数の変化率）、アクルーアル（(利益－営業キャッシュフロー）／総資産）、総資産成長率、総資産営業利益率など、クロスセクションにおける株価リターンの予測能力があると報告されてきた各種の指標が、米国の機関投資家の保有する株式ポートフォリオにおいて市場平均に比べどの程度オーバーウエートされているのかを調査した。しかし上の各種指標のうち、期待リターンがプラスとなる方向で機関投資家がオーバーウエートしているのは、モメンタム及び総資産営業利益率のみであり、残りの指標については、方向がはっきりしないか、あるいは、株式の簿価／時価比率やボラティリティについては期待リターンがマイナスとなる方向でオーバーウエートしているというものであった。Edelen, Ince, and Kadlec [2016] は、機関投資家のポートフォリオではなく、彼らの売買する銘柄群について同様な研究を行ったが、結果はLewellen [2011] とほぼ同様で、期待リターンがプラスの方向で買い越す傾向があったのはモメンタムと売上高粗利益率のみで、株主資本簿価／時価比率、新株発行、総資産成長率、アクルーアルについては期待リターンがマイナスの方向で買う傾向があるということであった。岩澤・内山 [2016] は日本の株式市場における国内・海外の機関投資家のポートフォリオを検証し、上の二つの研究と同様な結果を得ている。

3. 株式市場における投資家の恣意的・選択的注目

上記の研究は、機関投資家が全ての情報をフルに活用しているのではなく恣意的・選択的に活用しており、期待リターンがプラスとなることが長期の統計から示されている情報についても軽視、あるいは無視しているものがあるということを示している。

こうした現象について一つの示唆を与えるのは心理学的なアプローチである。Kahneman and Tversky [1973] は、人間があることを予測する際には、直近のニュースなど、セイリアンな（顕著性の高い）情報を過大評価する一方、予想対象の長期平均値などといったあまりセイリアンではない情報を過小評価する傾向があると指摘している¹⁾。

株式市場の参加者にとって最もセイリアンな情報の一つは、直近過去の株価リターンである。Barber and Odean [2009] は、ネット証券口座を保有する個人投資家の株式取引を調査し、前日に株価が大きく上昇したか、下落したかどちらかの銘柄を買い越す傾向があることを示している。DeBondt [1993], Greenwood and Shleifer [2014] は、個人投資家が近い将来の株価の予想を行う際には、直近過去のリターンを外挿して行う傾向が強いことを示している。良きにつけ悪しきにつけ、株式市場全体の動向についての印象深い記憶もセイリアンな情報である。Malmendier and Nagel [2011] は、大恐慌など株式市場全体の低迷を経験した個人投資家の金融資産に占める株式保有の比率が相対的に低いことを実証した。

投資家が保有ポートフォリオにおいて自分にとって馴染みのある自国企業や地元企業の株式

銘柄をオーバーウエートする傾向がある「ホーム・バイアス」は良く知られている (French and Poterba [1991], Huberman [2001])。投資家にとって馴染みの企業の情報はセイリアンであり、それを過大評価していると解釈することができる。

一方、投資家が株価の評価のために重要な情報でありながら、セイリアンでない情報であるが故にそれを過小評価しているとみられる例も多い。Huberman and Regev [2001] は米国のバイオベンチャー企業 EntreMed の新薬開発の情報を株式市場がどのように評価したかについて報告している。この情報が学術雑誌の Nature に掲載された際には市場がほぼ無反応であったが、半年後にニューヨーク・タイムズに掲載された際に市場は極端に大きな反応を示したのである。Cohen and Frazzini [2008] は、サプライヤーと顧客の関係にある企業の株価を調査した。顧客企業が業績見通しの大きな変更を公表した際、その影響はサプライヤー企業にも及ぶはずである。しかしサプライヤー企業の株価の反応は1-3ヵ月程度遅れる傾向がある。サプライヤー企業の株主にとって、その顧客である企業の情報はセイリアンスの程度が低いと解釈することができる。DellaVigna and Pollet [2009] は、人口の年齢構成の変化に伴う、予測可能な産業レベルでの収益性の変化を株式市場がどのように織り込むかについての研究を行った。出生と死亡の統計を踏まえれば、将来の人口の年齢構成の変化は予測可能であり、産業によっては収益性に大きな影響が生じることが予想可能なものもある。しかし株式市場はそうした情報の織り込みが大変遅いようであり、DellaVigna and Pollet [2009] は、出生と死亡の統計を踏まえた投資戦略が超過収益を

生み出すことを実証している。

最後に、前項で触れた各種の株価の「アノマリー」を情報のセイリアンスの観点から解釈することができることを指摘しておきたい。機関投資家にとって、活用している「アノマリー」の情報はセイリアントであり、活用していない「アノマリー」の情報はセイリアントではないと解釈することができる。機関投資家が活用しているとみられるのは、株価モメンタムと利益率のアノマリーである。一方、機関投資家が活用していないのは、株主資本簿価／時価比率、総資産成長率、アクルールのアノマリーである。機関投資家にとって、直近過去の株価変動や損益計算書の情報はセイリアントである一方、貸借対照表やキャッシュフロー計算書の情報はセイリアントなものではないと解釈することができる。

Ⅲ. データ

本論文では、株式会社 QUICK が1994年4月以降、毎月月初に行っているサーベイ調査である「QUICK 月次調査＜株式＞」の中にある、いくつかの質問項目に対する回答の時系列データを分析対象とする。サーベイの対象となっているのは、証券会社、投信投資顧問、銀行、信託銀行、生保、損保などに勤務する日本株の市場関係者で、回答者数（実際に回答を記入した関係者の数）は毎月概ね150～200人程度である。回答は匿名で行われており、毎月同じ回答者が回答しているとは限らない。調査結果の時系列データのデータベースは存在しないので、QUICK 社が毎月発行する調査結果のレポートに掲載されたデータを集めて使用した。

また本論文では、日本株のリターンの月次

データを使用するが、その際「QUICK 月次調査＜株式＞」がレポートで公表している「調査期間中の日経平均株価」の高値と安値の平均値を使用する。

Ⅳ. 国内機関投資家の日本株への資産配分変動は合理的か？

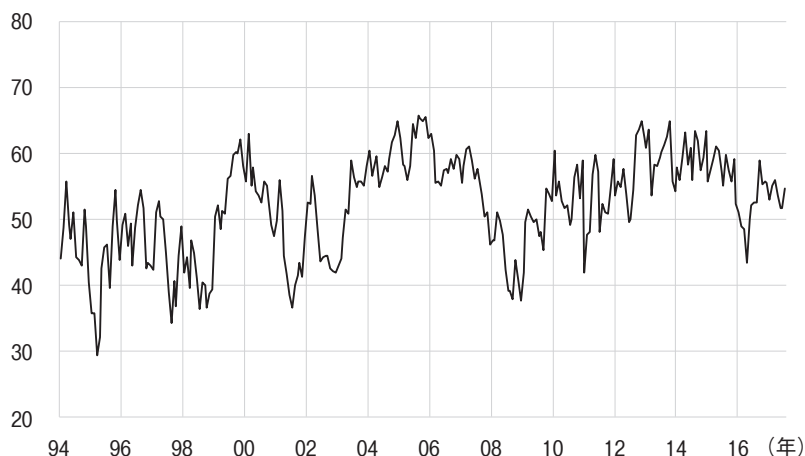
国内機関投資家の日本株への資産配分は「合理的期待」と整合的なものと言えるだろうか。本章ではこの問いを検討する。

QUICK 月次調査＜株式＞では、「資産運用担当者²⁾」のみを対象として、毎月「あなたが運用されているファンドにおいて、国内株式は現在、通常基準とされている組み入れ比率に対してどのようなウエートになっていますか。」という質問が行われている。回答者は「かなりオーバーウエート」、「ややオーバーウエート」、「ニュートラル」、「ややアンダーウエート」、「かなりアンダーウエート」の中から一つを選択することになっており、QUICK 社のレポートには、各回答にそれぞれ100, 75, 50, 25, 0を掛けて回答者の組み入れ比率を指数化した数値が報告されている。この指数（以下「国内株式組み入れ比率指数」）は50が「ニュートラル」を示し、50を上回る時（下回る時）は「オーバーウエート（アンダーウエート）」している「運用担当者」が相対的に多いことを示す。1994年4月～2017年10月における、国内株式組入比率指数の推移を示す（図表1）。

国内株式組み入れ比率指数は、国内株式の「運用担当者」、すなわち日本株を運用する機関投資家の、日本株の今後の動向に関する予想を反映したものとみることができるだろう。例えば指数が高い（低い）時には、運用担当者は今

図表 1 国内株式組み入れ比率指数

(指数：50＝中立)



〔出所〕 QUICK 月次調査<株式>，1994年4月～2017年10月各号より筆者作成

後日本株の株価上昇率が高い（小さい）ことを予想、期待していると考えることができる。そうした予想はサーベイデータの中に直接与えられているわけではないが、組入比率指数の水準から、間接的に彼らの予想を推定することができる。この推計を行うべく、以下のように線形関数を使用し、サンプル期間中の各調査時点の国内株式組み入れ比率指数を、各調査時点から n カ月後にかけての日経平均株価の騰落率（「インプライド予想リターン」）へと変換する。

具体的な手続きは以下の通りである。まず、 $X_t = t$ 期における国内株式組み入れ比率指数

$R_{t,t+n}$ = t 期から n カ月後にかけての日経平均株価の騰落率

$IF_t[R_{t,t+n}] = t$ 期における、 t 期から n カ月後にかけての日経平均株価の騰落率の予想（インプライド予想リターン）

とそれぞれ定義する。

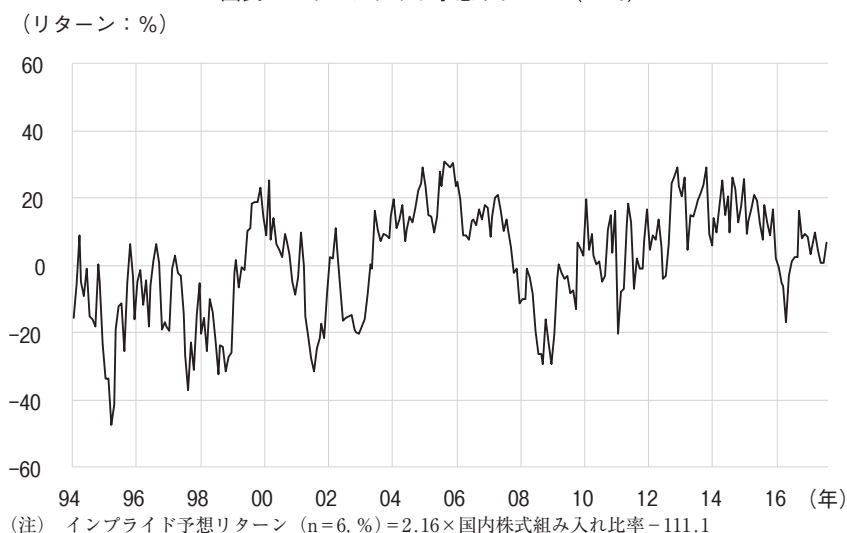
サンプル期間中の各調査時点から n カ月後にかけての実際の $R_{t,t+n}$ の平均値、及び標準偏差を調査する。そして、このサンプル期間中の X_t

の平均値、及び平均値 $+ 1 \times$ 標準偏差が、 $R_{t,t+n}$ の平均値、及び平均値 $+ 1 \times$ 標準偏差と、それぞれ一致するように変換するための線形関数を推計する。例えば $n=6$ とした場合、推計した線形関数は $IF_t[R_{t,t+6}] = 2.16X_t - 111.1$ である。この関数により推計した $IF_t[R_{t,t+6}]$ （図表2）は（図表1）と同様の波形で、その平均値（1.5%）及び標準偏差（16.0%）は、同じサンプル期間の $R_{t,t+6}$ のそれらと一致するようになっている。

インプライド予想リターン $IF_t[R_{t,t+n}]$ 、つまり国内機関投資家がサンプル期間中の各時点において日経平均株価の騰落率をどのように予想していたのかについての推計値を用いると、調査時点から日経平均株価の n カ月後にかけての実際の日経平均株価の騰落率、つまり実績リターン $R_{t,t+n}$ とインプライド予想リターン $IF_t[R_{t,t+n}]$ の差、つまり予想誤差 $FE_{t,t+n} (= R_{t,t+n} - IF_t[R_{t,t+n}])$ を推計することができる。

この予想誤差 $FE_{t,t+n}$ を、国内機関投資家の予想が「合理的期待」と整合的なものかどうか

図表2 インプライド予想リターン (n=6)



の判断材料として使用する。「合理的期待」の下では、ある時点までに利用可能な情報が、その時点から先の予想誤差を予想する能力を持つことはあり得ない。予想誤差をシステマティックに予想することのできる情報があるのなら、そうした情報は予想に反映されていなければならないからである。

この点を検証するために、予想誤差 $FE_{t,t+n}$ を国内株式組入比率指数 X_t で回帰し、その係数が有意にゼロと異なる値をとるかどうかを調べた。つまり、

$$FE_{t,t+n} = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

とし、 β を推計した。また国内株式組み入れ比率指数 X_t は、機関投資家が日本株の組み入れ比率を決定する t 時点において必ずしも利用可能な情報とは言えないかもしれない。そこで、(1)式の X_t を X_{t-1} に置き換え、

$$FE_{t,t+n} = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

とした場合の β の推定も行った。

推計結果は、 $n=1, 3, 6, 12$ としてそれぞれ調べたが、いずれのケースも回帰係数はマイ

ナスであり、統計的に有意な水準でゼロとは異なっている (図表3 パネル A, B)。国内株式組み入れ比率指数が相対的に大きい (小さい) 時には、 n カ月後にかけての予想誤差が小さい (大きい)、すなわち実績が予想に比べて下振れ (上振れ) する傾向を示している。現在の情報が予想誤差を予測する能力を持っていることになり、「合理的期待」とは非整合的である。

次に、Coibion and Gorodnichenko [2015] の方法に倣い、予想誤差が、直近の情報に対する過小反応 (underreaction) から生じているのか、それとも過剰反応 (overreaction) から生じているのかについて調べた。具体的には、予想誤差 $FE_{t,t+n}$ を t 時点における国内株式組入比率指数 X_t の 6 カ月前差である $\Delta X_{t,t-6} (=X_t - X_{t-6})$ で回帰し、その係数の符号を調査した。つまり、

$$FE_{t,t+n} = \alpha + \beta \Delta X_{t,t-6} + \varepsilon_t \quad (3)$$

における β を推計した。予想誤差 $FE_{t,t+n}$ が $\Delta X_{t,t-6}$ と正の相関を示す場合、つまり $\beta > 0$ の場合、直近の国内株式組入比率の増加幅が大

図表3 予想誤差の国内株式組み入れ比率指数による回帰分析

パネル A : $FE_{t,t+n} = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$				
	n=1	n=3	n=6	n=12
係数 (β)	-0.8***	-1.4***	-2.3***	-3.3***
t 値	-13.9	-10.1	-9.2	-7.0
パネル B : $FE_{t,t+n} = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$				
	n=1	n=3	n=6	n=12
係数 (β)	-0.7***	-1.3***	-2.0***	-2.8***
t 値	-13.1	-10.0	-7.9	-6.2
パネル C : $FE_{t,t+n} = \alpha + \beta \Delta X_{t-6} + \varepsilon_t$				
	n=1	n=3	n=6	n=12
係数 (β)	-0.4***	-0.7***	-1.2***	-1.7***
t 値	-4.9	-4.1	-4.4	-5.4
パネル D : $FE_{t,t+n} = \alpha + \beta \Delta X_{t-1,t-7} + \varepsilon_t$				
	n=1	n=3	n=6	n=12
係数 (β)	-0.9***	-0.9***	-0.9***	-1.3***
t 値	-3.3	-3.3	-3.3	-4.2

(注) サンプル期間は、パネル A は1994年4月～2018年3月 (n=1), 2018年1月 (n=3), 2017年10月 (n=6), 2017年4月 (n=12), パネル B は1994年5月～2018年3月 (n=1), 2018年1月 (n=3), 2017年10月 (n=6), 2017年4月 (n=12), パネル C は1994年10月～2018年3月 (n=1), 2018年1月 (n=3), 2017年10月 (n=6), 2017年4月 (n=12), パネル D は1994年11月～2018年3月 (n=1), 2018年1月 (n=3), 2017年10月 (n=6), 2017年4月 (n=12)。t 値はNewey and West [1987]の方法により、不均一分散と系列相関を考慮して算出した。ただしラグは被説明変数がオーバーラップする期間の1.5倍程度とした。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

きい(小さい)時ほど予想誤差が大きい(小さい), すなわち, 実績が予想に比べて上振れ(下振れ)する傾向を示すことになる。この場合, 国内機関投資家が直近6ヵ月の情報に過小反応を示していると解釈することができる。逆に, 予想誤差 $FE_{t,t+n}$ が ΔX_{t-6} と負の相関を示す場合, つまり $\beta < 0$ の場合, 直近の国内株式組入比率の増加幅が大きい(小さい)時ほど, 予想誤差が小さい(大きい), すなわち, 実績が予想に比べて下振れ(上振れ)する傾向を示すことになる。この場合, 国内機関投資家が直近6ヵ月の情報に過剰反応を示していると解釈することができるだろう。また前述したように, ΔX_{t-6} は, 機関投資家が日本株の組み入れ比率を決定するt時点において必ずしも利用可能な情報とは言えないかもしれないので,

(3)式の ΔX_{t-6} を $\Delta X_{t-1,t-7}$ で置き換え,

$$FE_{t,t+n} = \alpha + \beta \Delta X_{t-1,t-7} + \varepsilon_t \quad (4)$$

とした場合の β の推定も行った。

分析の結果を(図表3パネルC, D)に示す。n=1, 3, 6, 12の場合を調べたが, いずれも回帰係数は統計的に有意にマイナスであった。つまり国内機関投資家は, 直近の情報に過剰反応して予想を行い, ポジション形成を行う傾向があるとみることができる。

V. 国内機関投資家の日本株への資産配分変動に影響を与える要因

前章の分析は, 国内機関投資家の日本株への資産配分が, 直近の情報に対する過剰反応の結果として行われる傾向があることを示している。しかし彼らは日本株への資産配分を決定す

るに当たり、様々な情報に接しているだろう。国内の景気・企業業績の情報だけでなく、金利、為替、海外金融市場に関する情報なども参照しているはずである。それらのうちいくつかは、同時に別のシグナルを送ることもあるだろう。彼らは日本株への資産配分を決定する上で、どの情報に依拠する傾向が強いのだろうか。逆に、日本株資産配分を決定する上で有益な情報を、彼らが無視したり過小評価したりしているということはないだろうか。

QUICK 社の「月次調査<株式>」は、回答者全員（つまり日本株の資産運用担当者だけでなく、証券会社などの日本株市場関係者も含む全員³⁾）を対象に、「今後6ヵ月程度を想定してお答えください。」として「(1)最も注目している株価変動要因を以下の1) から6) から1つだけ選んでください。」「(2)各要因は株式相場にどのような影響を与えると予測していますか。それぞれ1つずつお答えください（++：強いプラス，+：プラス，±：中立・不明，-：マイナス，--：強いマイナス）。」という質問が行われている。6つの要因とは、1) 景気・企業業績、2) 金利動向、3) 為替動向、4) 政治・外交、5) 内部要因⁴⁾・市場心理、6) 海外株式・債券市場、である。

本章ではこのあと、この質問に対する回答を使用し、国内機関投資家が日本株への資産配分を決定するに当たりどの情報を参照しているのかについての分析を行うが、その前に、いくつかの予備的な分析を行っておきたい。

一つは、上の質問(1)に対する回答の分析である。QUICK 社のレポートには、1) から6) の各要因に「最も注目している」と回答した回答者数の比率が掲載されている。各要因についての毎月の数値をみると、各要因の比率の平均値

及び標準偏差は以下のようにになっている⁵⁾。

- 1) 景気・企業業績：平均=54.0%，標準偏差=12.1%
- 2) 金利動向：平均=3.9%，標準偏差=4.8%
- 3) 為替動向：平均=9.7%，標準偏差=9.8%
- 4) 政治・外交：平均=10.1%，標準偏差=10.1%
- 5) 内部要因・市場心理：平均=8.6%，標準偏差=5.8%
- 6) 海外株式・債券市場：平均=13.8%，標準偏差=9.4%

すぐに気がつくように、景気・企業業績に「最も注目している」と回答する回答者の比率は他の要因に比べ圧倒的に高い。実際、過去の時系列を調査しても、本設問に回答した日本株の市場関係者は、ほとんどの時期において景気・企業業績に「最も注目している」と回答している。日本株の「資産運用担当者」を含む市場関係者にとって、景気・企業業績は他の情報に比べセリリアントなものである一方、その他の情報はセリリアンスの度合いが低い情報であるということができる。

次に、上の質問の(2)に対する回答の分析である。QUICK 社のレポートには「++」「+」「±」「-」「--」の回答者数が有効回答者数に占める比率に、それぞれ100, 75, 50, 25, 0を掛けて各要因に対する回答者の見方を指数化した数値が掲載されている。以下、t時点における各要因に関する指数、及びその変数名をそれぞれ、「景気・企業業績判断指数 (INF_t¹)」, 「金利動向判断指数 (INF_t²)」, 「為替動向判断指数 (INF_t³)」, 「政治・外交判断指数 (INF_t⁴)」, 「内部要因・市場心理判断指数 (INF_t⁵)」, 「海

図表4 国内株式組入比率指数と各種情報判断指数の基礎統計量及び相関係数

	X_t	$R_{t,t-12}$	INF_t^1	INF_t^2	INF_t^3	INF_t^4	INF_t^5	INF_t^6
平均	52.3	3.0	61.7	54.1	53.8	47.0	53.6	52.5
標準偏差	7.4	23.5	13.6	5.7	9.5	8.2	8.5	6.3
相関係数								
X_t	1.00	0.69	0.72	-0.27	0.15	0.03	0.66	0.34
$R_{t,t-12}$		1.00	0.74	-0.36	0.23	0.13	0.55	0.22
INF_t^1			1.00	-0.42	0.19	-0.05	0.63	0.28
INF_t^2				1.00	0.13	-0.02	-0.35	-0.01
INF_t^3					1.00	0.35	0.27	0.18
INF_t^4						1.00	0.32	-0.05
INF_t^5							1.00	0.37
INF_t^6								1.00

(注) サンプル期間は1995年4月～2018年4月。

外株式・債券市場判断指数 (INF_t^6)」, とする。

まず, 各指数の時系列データの平均値, 標準偏差, そして各指数及び国内株式組み入れ比率指数 (X_t), それにこのあとの分析で使用する, 時点 t における過去12ヵ月の日経平均株価の騰落率 ($R_{t,t-12}$) との間の相関係数を調べる (図表4)。

各種指数の平均値をみると, 総じて45～55の「ニュートラル」な範囲に収まっているが, 異彩を放っているのは景気・企業業績判断指数 (INF_t^1) であり, 平均値が61.7となっている。国内株式の市場関係者は, 株価の変動要因として景気・企業業績に「最も注目している」だけでなく, それが「プラスの影響を与える」とみる傾向が強いことがわかる。また景気・企業業績指数は過去12ヵ月の日経平均株価騰落率との相関係数が0.74と極めて高い。つまり, 過去12ヵ月の株価上昇率が高かった (低かった) 時には, その後6ヵ月の株価に景気・企業業績が「プラスの影響を与える」と判断する傾向が強いということになる。

また, 各種指数の相関係数をみると, 国内株式組入比率指数 (X_t), 過去12ヵ月の日経平均

株価騰落率 ($R_{t,t-12}$), 景気・企業業績判断指数 (INF_t^1), そして内部要因・市場心理指数 (INF_t^5) の4つの変数の間の相関係数はいずれも+0.5を上回っており, 過去12ヵ月の日経平均株価騰落率が高く, 景気・企業業績に関する判断や内部要因・市場心理に関する判断がポジティブである際に, 国内株式組入比率が高くなる傾向が極めて強いことが伺われる。

予備的な分析の最後に, 市場関係者の「今後6ヵ月程度」における「株式相場にどのような影響を与えると予測」しているのかを示す各種の判断指数が, 実際の株価の騰落率を予測する能力を持つかどうかについて検証する。各種の判断指数は数値が大きければ大きいほど, その要因が今後6ヵ月程度の間, 株式相場にプラスの影響を与えると考える回答者が多いことを示す。それでは, 各要因に関するこの指数が大きい (小さい) 場合, その6ヵ月後にかけ, 日本株は実際に高い (低い) リターンを示すであろうか。この点を検証するため, 各調査時点から6ヵ月後にかけての日経平均株価の騰落率 $R_{t,t+6}$ を被説明変数, 各調査時点の各項目に関する指数 ($INF_t^1, \dots, INF_t^6$) を説明変数とし

て、回帰分析を行った。各項目に関する指数それぞれで回帰する単回帰と、全項目に関する指数で回帰する重回帰の双方を行った。つまり、

$$\left. \begin{aligned} R_{t,t+6} &= a_1 + \beta_1 \text{INF}_t^1 + \varepsilon_{1t} \\ R_{t,t+6} &= a_2 + \beta_2 \text{INF}_t^2 + \varepsilon_{2t} \\ \dots \\ R_{t,t+6} &= a_6 + \beta_6 \text{INF}_t^6 + \varepsilon_{6t} \\ R_{t,t+6} &= a_7 + \beta_1 \text{INF}_t^1 + \beta_2 \text{INF}_t^2 \\ &\quad + \dots + \beta_6 \text{INF}_t^6 + \varepsilon_{7t} \end{aligned} \right\} (5)$$

とし、それぞれの回帰式で $\beta_1, \dots, \beta_6$ を推計した。

結果を示す (図表5)。単回帰も重回帰も同じ結果であり、金利動向 (INF_t^2)、政治・外交 (INF_t^4)、海外株式・債券市場 (INF_t^6) の3つの要因の指数は、係数が統計的に有意な水準でプラスであり、6ヵ月後にかけての日経平均株価の騰落率を予想する上で有用な情報となっている。情報効率的な市場では、将来の株価リターンの予測能力を有するこのような情報は存在しないはずであり、これは日本株市場の情報

非効率性を示すとともに、「アノマリー」の一種であるとみることができる。

他方、景気・企業業績動向、為替動向、内部要因・市場心理の3つの要因の指数については、回帰係数は統計的に有意な水準でゼロと異ならなかった。つまりこの3つの指数は、6ヵ月後にかけての日経平均株価の騰落率を予想する能力を持っていないことになる。

以上の予備的分析を念頭に置き、国内機関投資家の日本株組み入れ比率が、6種類の情報の中のどれに影響を受けて形成されているのかについての厳密な分析を行う。国内機関投資家の日本株組み入れ比率 (X_t) を被説明変数、各調査時点の1) から6) の各項目に関する指数 ($\text{INF}_t^1, \dots, \text{INF}_t^6$) を説明変数として回帰分析を行った。説明変数にはコントロール変数として過去12ヵ月の日経平均騰落率 ($R_{t,t-12}$) を加えた。既存研究の多くが株式の期待リターンや機関投資家の資産配分の決定に、直近過去の株価リターンが大きな影響を与える傾向があるこ

図表5 調査時点から6ヵ月後にかけての日経平均騰落率 $R_{t,t+6}$ の回帰分析

		INF_t^1	INF_t^2	INF_t^3	INF_t^4	INF_t^5	INF_t^6
(1)	係数	-0.09					
	t 値	-1.26					
(2)	係数		0.53***				
	t 値		3.27				
(3)	係数			0.04			
	t 値			0.42			
(4)	係数				0.27***		
	t 値				2.34		
(5)	係数					0.07	
	t 値					0.66	
(6)	係数						0.48***
	t 値						3.31
(7)	係数	-0.02	0.53***	-0.15	0.33***	0.03	0.50***
	t 値	-0.22	2.87	-1.32	2.44	0.21	3.21

(注) サンプル期間は1994年6月～2017年10月。 t 値はNewey and West [1987] の方法により、不均一分散と系列相関を考慮して算出した。ただしラグは被説明変数がオーバーラップする期間の1.5倍程度とした。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

とを指摘しているためである（例えば Greenwood and Shleifer [2014], Bams, Schotman, and Tyagi [2016]）。そして、各項目に関する指数それぞれと過去12ヵ月の日経平均騰落率で回帰する二変数回帰と、全項目に関する指数と過去12ヵ月の日経平均騰落率で回帰する多重回帰の双方の分析を行った。つまり、回帰式は以下のようなものになる。

$$\left. \begin{aligned} X_t &= a_1 + \beta_1 \text{INF}_t^1 + \gamma_1 R_{t,t-12} + \varepsilon_{1t} \\ X_t &= a_2 + \beta_2 \text{INF}_t^2 + \gamma_2 R_{t,t-12} + \varepsilon_{2t} \\ &\dots \\ X_t &= a_6 + \beta_6 \text{INF}_t^6 + \gamma_6 R_{t,t-12} + \varepsilon_{6t} \\ X_t &= a_7 + \beta_1 \text{INF}_t^1 + \beta_2 \text{INF}_t^2 + \dots \\ &\quad + \beta_6 \text{INF}_t^6 + \gamma_7 R_{t,t-12} + \varepsilon_{7t} \end{aligned} \right\} (6)$$

また、直近の組入比率の変化が、どの情報の変化に影響を受けているのかを調査するため、 t 時点における組入比率の6ヵ月前差 $\Delta X_{t,t-6}$ （ $=X_t - X_{t-6}$ ）を被説明変数、 t 時点における1)から6)の各項目に関する指数の6ヵ月前差（ $\Delta \text{INF}_{t,t-6}^1, \dots, \Delta \text{INF}_{t,t-6}^6$ ）を説明変数とする回帰分析も行った。前項と同様、説明変数にコントロール変数として、過去12ヵ月の日経平均騰落率（ $R_{t,t-12}$ ）を加え、各項目に関する指数それぞれと過去12ヵ月の日経平均騰落率で回帰する二変数回帰と、全項目に関する指数と過去12ヵ月の日経平均騰落率で回帰する多重回帰の双方を行った。つまり、回帰式は以下の通りである。

$$\left. \begin{aligned} \Delta X_{t,t-6} &= a_1 + \beta_1 \Delta \text{INF}_{t,t-6}^1 \\ &\quad + \gamma_1 R_{t,t-12} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta X_{t,t-6} &= a_2 + \beta_2 \Delta \text{INF}_{t,t-6}^2 \\ &\quad + \gamma_2 R_{t,t-12} + \varepsilon_{2t} \\ &\dots \\ \Delta X_{t,t-6} &= a_6 + \beta_6 \Delta \text{INF}_{t,t-6}^6 \\ &\quad + \gamma_6 R_{t,t-12} + \varepsilon_{6t} \end{aligned} \right\} (7)$$

$$\left. \begin{aligned} \Delta X_{t,t-6} &= a_7 + \beta_1 \Delta \text{INF}_{t,t-6}^1 \\ &\quad + \beta_2 \Delta \text{INF}_{t,t-6}^2 + \dots \\ &\quad + \beta_6 \Delta \text{INF}_{t,t-6}^6 + \gamma_7 R_{t,t-12} + \varepsilon_{7t} \end{aligned} \right\}$$

結果を（図表6）に示す。まず被説明変数を X_t とした場合（パネルA）であるが、最初に確認すべきは、すべての回帰式において過去12ヵ月の日経平均騰落率の係数 γ が統計的に有意に正の値をとっていることである。国内機関投資家の日本株への資産配分比率決定において、直近過去の株価動向が強い影響を及ぼしていることがわかる。次に、各種情報判断指数の係数 β であるが、二変数回帰、多重回帰の双方で係数が正で統計的に有意にゼロと異なったのは、景気・企業業績判断指数（ INF_t^1 ）、内部要因・市場心理判断指数（ INF_t^5 ）の二変数のみであった。その他の指数の中では、海外株式市場・債券市場判断指数（ INF_t^6 ）は二変数回帰の際の係数は有意に正であったが、多変数重回帰の際には係数はゼロであった。そしてその他の判断指数の係数は全ての回帰式でゼロであった。国内機関投資家の日本株への資産配分比率決定に影響を及ぼしているのは、景気・企業業績及び内部要因・市場心理に関する市場の判断である一方、金利動向、政治・外交については影響が見られず、海外株式市場・債券市場については影響が小さいとみられる。

次に、被説明変数を t 時点における組入比率の6ヵ月前差 $\Delta X_{t,t-6}$ とし、説明変数を各種情報判断指数の t 時点における6ヵ月前差（ $\Delta \text{INF}_{t,t-6}^1, \dots, \Delta \text{INF}_{t,t-6}^6$ ）及び過去12ヵ月の日経平均騰落率（ $R_{t,t-12}$ ）とした場合（パネルB）であるが、この結果もパネルAの分析結果とほぼ同様であった。まず、ほぼすべての回帰式において過去12ヵ月の日経平均騰落率の

図表 6 国内株式組入比率の回帰分析

パネル A : 被説明変数 = X_t

説明変数	$R_{t,t-12}$	INF_t^1	INF_t^2	INF_t^3	INF_t^4	INF_t^5	INF_t^6
(1) 係数	0.1***	0.3***					
t 値	3.8	5.0					
(2) 係数	0.2***		-0.0				
t 値	8.2		-0.2				
(3) 係数	0.2***			-0.0			
t 値	8.0			-0.1			
(4) 係数	0.2***				-0.1		
t 値	8.2				-0.8		
(5) 係数	0.2***					0.4***	
t 値	8.2					5.4	
(6) 係数	0.2***						0.2***
t 値	7.5						3.3
(7) 係数	0.1***	0.1***	0.1	-0.1	-0.1	0.3***	0.1
t 値	3.7	2.5	0.9	-1.0	-1.3	4.8	1.1

パネル B : 被説明変数 = $\Delta X_{t,t-6}$

説明変数	$R_{t,t-12}$	$\Delta INF_{t,t-6}^1$	$\Delta INF_{t,t-6}^2$	$\Delta INF_{t,t-6}^3$	$\Delta INF_{t,t-6}^4$	$\Delta INF_{t,t-6}^5$	$\Delta INF_{t,t-6}^6$
(1) 係数	0.04	0.32***					
t 値	1.62	11.64					
(2) 係数	0.08***		-0.15				
t 値	2.47		-1.71				
(3) 係数	0.09***			0.13***			
t 値	2.95			2.44			
(4) 係数	0.09***				0.14**		
t 値	3.01				1.94		
(5) 係数	0.08***					0.45***	
t 値	3.93					12.43	
(6) 係数	0.10***						0.22***
t 値	3.33						3.02
(7) 係数	0.06***	0.24***	0.16***	-0.01	0.05	0.27***	0.00
t 値	3.11	6.50	2.82	-0.38	1.05	5.68	0.06

(注) サンプル期間は1995年4月～2018年4月。 t 値はNewey and West [1987]の方法により、不均一分散と系列相関を考慮して算出した。ただしラグは被説明変数がオーバーラップする期間の1.5倍程度とした。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

係数 γ は統計的に有意に正の値であり、国内機関投資家の日本株への資産配分比率の直近の変化においても、直近過去の株価動向が強い影響を及ぼしている。次に、各種情報判断指数の係数 β であるが、二変数回帰、多重回帰の双方で係数が正で統計的に有意にゼロと異なったのは、景気・企業業績判断指数の6ヵ月前差 ($\Delta INF_{t,t-6}^1$) と内部要因・市場心理判断指数

($\Delta INF_{t,t-6}^5$) の二変数のみであった。その他の指数の中では、金利動向判断指数の6ヵ月前差 ($\Delta INF_{t,t-6}^2$) は、多重回帰では有意に正の係数をとったが、二変数回帰では係数はゼロであった。逆に、為替動向判断指数、政治・外交判断指数、海外株式・債券市場判断指数の6ヵ月前差 ($\Delta INF_{t,t-6}^3$, $\Delta INF_{t,t-6}^4$, $\Delta INF_{t,t-6}^6$) の回帰係数は二変数の回帰分析ではともに正に有意である

が、多重回帰ではゼロであった。国内機関投資家の日本株への資産配分比率の直近の変化に影響を及ぼしているのは、景気・企業業績及び内部要因・市場心理に関する市場の判断の変化である一方、政治・外交については影響が見られず、金利動向や海外株式市場・債券市場については影響が小さいとみられる。

最後に、予想誤差と各種情報との関係についての分析を行う。上で行った回帰分析における国内機関投資家の日本株組み入れ比率 X_t を予想誤差 $FE_{t,t+n}$ に置き換え同じ分析を行った。すなわち、

$$\left. \begin{aligned} FE_{t,t+n} &= a_1 + \beta_1 INF_t^1 + \gamma_1 R_{t,t-12} + \varepsilon_{1t} \\ FE_{t,t+n} &= a_2 + \beta_2 INF_t^2 + \gamma_2 R_{t,t-12} + \varepsilon_{2t} \\ &\dots \\ FE_{t,t+n} &= a_6 + \beta_6 INF_t^6 + \gamma_6 R_{t,t-12} + \varepsilon_{6t} \\ FE_{t,t+n} &= a_7 + \beta_1 INF_t^1 + \beta_2 INF_t^2 + \dots \\ &\quad + \beta_6 INF_t^6 + \gamma_7 R_{t,t-12} + \varepsilon_{7t} \end{aligned} \right\} (8)$$

として、 β_1 から β_6 および γ を推定した。Cointegration and Gorodnichenko [2015] に倣い、 $\beta_i > 0$ であれば INF_t^i を過小評価、 $\beta_i < 0$ であれば INF_t^i を過大評価しているものと判定することができる。また、 $\gamma_i > 0$ であれば $R_{t,t-12}$ を過小評価、 $\gamma_i < 0$ であれば $R_{t,t-12}$ を過大評価しているものと判定することができる。

$n=6$ の場合の結果を（図表7：パネルA）に示す。まず、過去12ヵ月の日経平均騰落率の係数 γ は、二変数回帰で景気・企業業績判断指数（ INF_t^1 ）を加えた場合を除きすべての回帰式で統計的に有意にマイナスとなった。つまり、国内機関投資家は日本株への資産配分比率を決定するにあたり、直近の日経平均株価の変動に過剰反応する傾向があると言える。一方、各種の情報判断指数に関しては、景気・企業業績判断指数（ INF_t^1 ）と内部要因・市場心理判

断指数（ INF_t^5 ）の係数は、二変数回帰を行った場合に有意にマイナスであったが、多変数回帰では係数はゼロであった。また、その他の変数の係数はゼロであった。予想誤差に示される、国内機関投資家の日本株への資産配分比率の「誤り」は、主として直近の日経平均株価の変動への過剰反応によりもたらされているとみることができる。

なお、上の回帰分析において、説明変数を各種情報判断指数の t 時点の6ヵ月前差（ $\Delta INF_{t,t-6}^1, \dots, \Delta INF_{t,t-6}^6$ ）として同様な分析を行った（図表7：パネルB）。すなわち、

$$\left. \begin{aligned} FE_{t,t+n} &= a_1 + \beta_1 \Delta INF_{t,t-6}^1 \\ &\quad + \gamma_1 R_{t,t-12} + \varepsilon_{1t} \\ FE_{t,t+n} &= a_2 + \beta_2 \Delta INF_{t,t-6}^2 \\ &\quad + \gamma_2 R_{t,t-12} + \varepsilon_{2t} \\ &\dots \\ FE_{t,t+n} &= a_6 + \beta_6 \Delta INF_{t,t-6}^6 \\ &\quad + \gamma_6 R_{t,t-12} + \varepsilon_{6t} \\ FE_{t,t+n} &= a_7 + \beta_1 \Delta INF_{t,t-6}^1 \\ &\quad + \beta_2 \Delta INF_{t,t-6}^2 + \dots \\ &\quad + \beta_6 \Delta INF_{t,t-6}^6 + \gamma_7 R_{t,t-12} + \varepsilon_{7t} \end{aligned} \right\} (9)$$

における β_1 から β_6 および γ を推定したが、ここでもすべての回帰分析において係数が統計的に有意であったのは過去12ヵ月の日経平均騰落率（ $R_{t,t-12}$ ）のみであり、その係数は負であった。予想誤差の原因が、各種情報判断指数の直近の変化に対する過剰反応または過小反応が原因となって生じているとの仮説は棄却され、直近の株価変動への過剰反応がその主因であるとみることができる。

VI. 結論・考察・残された課題

冒頭で発した三つの問いに沿い、我々の分析

図表7 予想誤差の回帰分析

パネルA：被説明変数 = $FE_{t,t+6}$

説明変数	$R_{t,t-12}$	INF_t^1	INF_t^2	INF_t^3	INF_t^4	INF_t^5	INF_t^6
(1) 係数	-0.21	-0.63***					
t 値	-1.57	-2.42					
(2) 係数	-0.43***		0.53				
t 値	-4.22		0.98				
(3) 係数	-0.48***			0.09			
t 値	-4.73			0.47			
(4) 係数	-0.49***				0.40		
t 値	-5.12				1.49		
(5) 係数	-0.35***					-0.63***	
t 値	-3.32					-2.90	
(6) 係数	-0.47***						-0.07
t 値	-4.80						-0.27
(7) 係数	-0.47***	0.04	-0.09	-0.16	0.10	-0.28	0.15
t 値	-5.01	0.17	-0.25	-0.99	0.44	-0.98	0.69

パネルB：被説明変数 = $FE_{t,t+6}$

説明変数	$R_{t,t-12}$	$\Delta INF_{t,t-6}^1$	$\Delta INF_{t,t-6}^2$	$\Delta INF_{t,t-6}^3$	$\Delta INF_{t,t-6}^4$	$\Delta INF_{t,t-6}^5$	$\Delta INF_{t,t-6}^6$
(1) 係数	-0.46***	-0.08					
t 値	-4.84	-0.52					
(2) 係数	-0.48***		0.00				
t 値	-5.09		0.00				
(3) 係数	-0.48***			-0.20			
t 値	-4.92			-1.36			
(4) 係数	-0.48***				-0.04		
t 値	-4.82				-0.17		
(5) 係数	-0.48***					-0.22	
t 値	-4.86					-1.32	
(6) 係数	-0.48***						-0.03
t 値	-4.94						-0.19
(7) 係数	-0.47***	0.04	-0.09	-0.16	0.10	-0.28	0.15
t 値	-5.01	0.17	-0.25	-0.99	0.44	-0.98	0.69

(注) サンプル期間は1995年4月～2018年4月。 t 値はNewey and West [1987]の方法により、不均一分散と系列相関を考慮して算出した。ただしラグは被説明変数がオーバーラップする期間の1.5倍程度とした。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

結果を考察しよう。我々の第一の問いは、国内機関投資家による日本株への資産配分の変動は「合理的期待」モデルと整合的なものなのかどうか、であった。この問いに対する答えは「整合的とは言えない」である。国内機関投資家による日本株への資産配分は、彼らの今後の日本株に関する予想を反映するものとみることができる。そこでサーバイデータにみられる資産配

分比率を、日本株の予想リターンに変換し、その「インプライド予想リターン」を使用して予想誤差（＝実績リターン－インプライド予想リターン）を算出した。「合理的期待」モデルの下では、予想誤差が現在利用可能な情報により予測可能であることはあり得ない。しかし我々は、予想誤差が国内機関投資家の日本株への資産配分比率、またはその直近の変化により予測

可能であることを示した（図表3）。これは彼らのポジション形成が「合理的期待」モデルでは説明できないものであることを示す。

第二の問いは、国内機関投資家が日本株資産配分に当たり、情報に対しどのような反応を示しているのか、であった。我々の分析結果は、彼らが情報に対し過剰反応していることを示している。直近の情報変化を踏まえた行動とみられる国内機関投資家の日本株への資産配分の直近の変化と予想誤差とは負の相関を持っている（図表3）。Coibion and Gorodnichenko [2015]に倣い、この結果は彼らの行動が情報に対する過剰反応の結果であると判断することができる。

第三の問いは、国内機関投資家が日本株資産配分を決定する上で、どの情報に依拠しており、どの情報を無視しているのか、であった。我々の分析結果によれば、彼らがポジション形成に当たり強く依拠しているのは、直近過去（12ヵ月）の株価変動、（国内の）景気・企業業績に関する判断、そして内部市場・市場心理に関する判断である（図表6）。そして特に、直近過去の株価変動に対して過剰反応する傾向がみられる（図表7）。一方我々は、金利動向、政治・外交、海外株式・債券市場に関する市場関係者の判断が日本株の近い将来のリターンを予想する能力を持つことを示した（図表5）が、国内機関投資家が日本株への資産配分を決定するに当たり、これらの情報を十分に参照しているとの証拠を得ることはできなかった（図表6）。

我々の分析結果のうち、国内機関投資家の日本株への資産配分比率とそこに示される株価の予想リターンが、「合理的期待」モデルと整合的ではなく、直近過去の株価変動に対する過剰反応から生じているとの実証結果は、個人投資

家の株価リターン予想のサーバイデータを分析した既存研究（Greenwood and Shleifer [2014]）と整合的な結果である。我々の使用したデータは、個人投資家ではなく、プロの「資産運用担当者」に対するサーバイデータであるが、株式市場においては、少なくとも全体としてみた場合、機関投資家も、個人投資家と同傾向のバイアスを孕んだ予想を行う傾向があるものと考えることができる。

一方我々は、国内機関投資家が日本株への資産配分比率を決定するに当たり、直近過去の株価変動、（国内の）景気・企業業績に関する判断、そして内部市場・市場心理に関する判断を重視する傾向が強い一方、将来の株価リターンを予想する上で有用な情報である、金利動向、政治・外交、海外株式・債券市場に関する市場関係者の判断を軽視または無視していることを発見した。機関投資家の資産配分における情報の恣意的・選択的活用の実証はこれまでに例がなく、この点は我々独自の貢献であるが、これはⅡ章で触れた、株式の投資家による情報の恣意的・選択的活用に関する既存文献と整合的な結果でもある。既存研究は、投資家がセイリアントな情報を過大評価し、セイリアントでない情報についてはたとえ有用な情報であっても過小評価、無視する傾向があることを示してきた。我々の研究は、国内の機関投資家にとって、直近の株価変動や、景気・企業業績に関する市場の判断、内部市場・市場心理に関する市場の判断がセイリアントなものであることを示している。実際、資産運用担当者を含む日本株の市場関係者はほとんどの時期、各種情報に関する判断指数の中で、景気・企業業績に「最も注目している」。一方で彼らにとって、金利動向、政治・外交、海外株式・債券市場に関する

市場関係者の判断はセリアントな情報ではなく、従ってたとえそれらが有用な情報であっても、彼らの日本株資産配分に影響を及ぼす度合いが小さいとみることができる。

我々の研究においては、国内機関投資家がなぜ一部の情報をセリアントと感じ、他の有用な情報をセリアントと感じないのか、そのメカニズムについて完全に理解ができているわけではない。これまでの研究でも機関投資家が「モメンタム」や「利益率」に関するアノマリーには順張りする傾向が確認されており、機関投資家が直近過去の株価変動や企業の収益情報に敏感であることは確かなようである。また我々の研究において機関投資家が国内の景気・企業業績を重視して注目する度合いが強い一方、海外株式・債券市場の情報を軽視する傾向があるのは、馴染みのある情報をセリアントと感ずる「ホーム・バイアス」と解釈することができるかもしれない。だが既存研究においても、貸借対照表やキャッシュフロー計算書の情報を、たとえ有用とわかっているにもかかわらず機関投資家が無視・軽視する傾向があるのはなぜなのか十分にわかっていないのと同様、我々の研究においても、有用な金利、政治・外交、海外の情報をなぜ国内機関投資家が無視・軽視する傾向があるのか十分にわかっていない。これは今後の研究の課題である。

注

- 1) DeBondt and Thaler [1990] は Kahneman and Tversky [1973] のこの指摘をファイナンスの文脈に適用した、おそらく最初の論文である。
- 2) 2017年12月号の調査では、全質問への回答者が159名であったのに対し、本質問に回答した「資産運用担当者」は58名であり、その内訳は、「自社資金の運用」17名、「年金の運用」14名、「年金以外の受託資金の運用」16名（うち「年金の運用」との重複回答10名）、「投資信託の運用」11名、「調査・情報」「運用企画」など10名であった。

- 3) 前章で使用した質問と異なり、この質問の回答者には、日本株の資産運用担当者だけでなく、証券会社などの日本株市場関係者も含まれている。従ってこの質問の回答は、純粋に資産運用担当者からの回答ではない。ただ我々の関心は、資産運用担当者がどのような情報に接し、どのような情報を重視し、情報にどのように反応しているか、という点にある。資産運用担当者と証券会社との情報交換は密接に行われているものと想定することができるから、この調査の結果を、資産運用担当者が有する情報と想定することに大きな問題はないと考える。
- 4) 「内部要因」は、日本株市場に固有の要因ということであり、特に日本企業の増資、自社株買いなど、株式の需給要因などが含まれると考えられる。
- 5) サンプル期間は1994年6月～2018年4月である。

参考文献

- 岩澤誠一郎・内山朋規 [2016] 「アノマリーを活用しているのは機関投資家か、それとも個人投資家か？日本の株式市場における検証」, ディスカッションペーパー, 名古屋商科大学
- Adam, K., A. Marcet, and J. Beutel [2017] "Stock Price Booms and Expected Capital Gains," *American Economic Review* 107(8), 2352-2408.
- Bams, D., P. Schotman, and M. Tyagi [2016] "Asset Allocation Dynamics of Pension Funds," Netspar Discussion Paper No.03/2016-016.
- Barber, B. and T. Odean [2009] "All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors," *Review of Financial Studies* 21(2), 785-818.
- Bordalo, P., N. Gennaioli, R. La Porta, and A. Shleifer [2017] "Diagnostic Expectations and Stock Returns," NBER Working Paper w23863.
- Bordalo, P., N. Gennaioli, Y. Ma, and A. Shleifer [2018] "Overreaction in Macroeconomic Expectations," Working Paper, Harvard University.
- Bordalo, P., N. Gennaioli, and A. Shleifer [2018] "Di-

- agnostic Expectations and Credit Cycles,” *Journal of Finance* 73(1), 199–227.
- Bouchard, J., P. Kruger, A. Landier, and D. Thesmar [2018] “Sticky Expectations and the Profitability Anomaly,” *Journal of Finance*, forthcoming.
- Carroll, D. C. [2003] “Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters,” *Quarterly Journal of Economics* 118(1), 269–298.
- Cohen, L. and A. Frazzini [2008] “Economic Links and Predictable Returns,” *Journal of Finance* 63(4), 1977–2011.
- Coibion, O. and Y. Gorodnichenko [2012] “What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities?” *Journal of Political Economy* 120(1), 116–159.
- Coibion, O. and Y. Gorodnichenko [2015] “Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts,” *American Economic Review* 105(8), 2644–2678.
- DeBondt, W. [1993] “Betting on Trends: Intuitive Forecasts of Financial Risk and Return,” *International Journal of Forecasting* 9(3), 375–371.
- DeBondt, W. and R. H. Thaler [1990], “Do Security Analysts Overreact?” *American Economic Review* 80(2), 52–57.
- DellaVigna, S., and J. M. Pollet [2009] “Demographics and Industry Returns,” *American Economic Review* 97(5), 1667–1702.
- Edelen, R. M., O. S. Ince, and G. B. Kadlec [2016] “Institutional Investors and Stock Return Anomalies,” *Journal of Financial Economics* 119(3), 472–488.
- French, K. R. and J. M. Poterba [1991] “Investor Diversification and International Equity Markets,” *American Economic Review* 81(2), 222–226.
- Fuhrer, J. [2017] “Intrinsic Expectations Persistence: Evidence from Professional and Household Survey Expectations,” Discussion Paper Series 2017–E–5, Bank of Japan.
- Gennaioli, N., Y. Ma, and A. Shleifer [2016] “Expectations and Investment,” *NBER Macroeconomics Annual* 30(1), 379–431.
- Greenwood, R. and A. Shleifer [2014] “Expectations of Returns and Expected Return,” *Review of Financial Studies* 27(3), 714–746.
- Huberman, G. [2001] “Familiarity Breeds Investment,” *Review of Financial Studies* 14(3), 659–680.
- Huberman, G. and T. Regev [2001] “Contagious Speculation and a Cure for Cancer: A Nonevent That Made Stock Prices Soar,” *Journal of Finance* 56(1), 387–396.
- Kahneman, D. and A. Tversky [1973] “On the Psychology of Prediction,” *Psychological Review* 80, 237–251.
- Lewellen, J. [2011] “Institutional Investors and the Limits of Arbitrage,” *Journal of Financial Economics* 102(1), 62–80.
- Malmendier, U. and S. Nagel [2011] “Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk Taking?” *Quarterly Journal of Economics* 126(1), 373–416.
- Newey, W. and K. West [1987] “A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica* 55(3), 703–708.
- Xiong, J. X., R. G. Ibbotson, T. M. Idzorek, and P. Chen [2010] “The Equal Importance of Asset Allocation and Active Management,” *Financial Analyst Journal* 66(2), 1–9.

(名古屋商科大学大学院
マネジメント研究科教授)