

「ボラティリティ・アノマリー」の行動経済学的探求*¹

岩澤誠一郎*²

内山 朋規*³

要 約

「リスクが高い証券に投資した場合の期待リターンは、リスクが低い証券に投資した場合のそれに比べて高い」との伝統的ファイナンス理論の「常識」に反し、現実の株式市場では、事前に測定された個別証券のベータ値とその後実現されるリターンとの間、そして事前に測定された個別証券の銘柄固有ボラティリティとその後実現されるリターンとの間に、それぞれ負の相関が観察される。我々は日本の株式市場における投資家行動の実証研究により、「ベータ・アノマリー」の背景に「ベンチマーク運用」を行う機関投資家による「高ベータ銘柄」への選好があること、そして「銘柄固有ボラティリティ・アノマリー」の背景に「ギャンブル選好」とでも呼ぶべき「ごく少ない確率で発生する多額の利益に対するリスク愛好的な傾向」を示す個人投資家—中でも信用取引を行う個人投資家—による「歪度の高い銘柄」への選好があることを示す。

キーワード: ボラティリティ, アノマリー, 行動バイアス, 機関投資家, 個人投資家

JEL classification: G11, G12, G14

I. イントロダクション

リスクが高い証券に投資した場合の期待リターンは、リスクが低い証券に投資した場合のそれに比べて高い—これは伝統的ファイナンス理論¹⁾の「常識」であり、また広く人口に膾炙している観念でもある。しかし現実の金融市場では、リスクが高い証券の長期平均投資リター

ンが、リスクが低い証券のそれを必ずしも上回らない、いやむしろ下回る傾向がある。このいさかさキャンダラスな事実をどのように解釈すべきだろうか？

伝統的ファイナンス学派が、経済的リスクはその対価としてのプレミアムにより報われると

*1 本稿の作成にあたり、倉澤資成先生、財務省財務総合政策研究所での論文検討会議に参加された方々から多くの助言や貴重な指摘を頂戴した。また角田康夫氏（三菱UFJ信託銀行）、広田真一先生（早稲田大学）、行動経済学会第5回大会、日本ファイナンス学会第20回大会の参加者の方々からも有益なコメントを頂いた。記して謝意を表したい。

*2 名古屋商科大学大学院

*3 野村証券金融工学研究センター

1) 新古典派経済学に立脚するファイナンス理論を指す。「現代ファイナンス理論」と呼ばれることが多いが、ここでは「行動ファイナンス」と区別するために使用されることの多い「伝統的ファイナンス」という呼称を用いる。

の「信条」を曲げずにこの事実を解釈する試みを続ける一方、そのオルタナティブとして台頭してきた行動ファイナンス学派の中からは、現実の金融市場における投資家の行動特性を踏まえた、その説得的な解釈が提示されつつある。

本稿ではこうした学問の展開をレビューした上で、行動経済学的な解釈に基づく仮説とその実証研究を、日本の株式市場を題材に行った我々自身の研究を含めて紹介したい。

Ⅱ. 伝統的ファイナンス理論と「ボラティリティ・アノマリー」

個別証券*i*のリスクは、そのリターンのばらつき、つまり標準偏差 σ_i によって測ることができる。しかし伝統的ファイナンス理論の中核の一つである資本資産価格モデル (Capital Asset Pricing Model²⁾、以下CAPMと略記)においては、合理的な投資家は、分散されたポートフォリオである市場ポートフォリオを所有するとされており、そうした投資家が参加する市場の均衡においては、個別証券*i*のリスクは、ポートフォリオによっても分散されることのない、個別証券*i*と市場ポートフォリオとの共分散により規定されるリスク、つまり個別証券*i*の(市場ポートフォリオ*m*に対する)ベータ値 β_{im} によって示される。そしてCAPMによれば、個別証券の(安全資産のリターンに対する)期待超過リターンは(1)式で示される通り、個別証券のベータ値と正の相関を有する。

$$E[R_i - R_f] = \beta_{im} E[R_m - R_f],$$

$$\beta_{im} = \text{Cov}(R_i, R_m) / \text{Var}(R_m) \quad (1)$$

ここで R_i 、 R_f 、 R_m はそれぞれ、個別証券*i*、安全資産、市場ポートフォリオのリターンを指す。

これに対し、現実の株式市場では、事前に測定された個別証券のベータ値とその後の実現されるリターンとの間に必ずしもそうした正の相関が観察されず、実際にはゼロ、サンプル期間次第では負の相関がみられる³⁾。

ここではBaker et al. (2011)による米国株式市場のデータを示そう。彼らは米国の株式市場に上場する全銘柄を対象に、1968年以降、各月初時点における過去60ヵ月間(上場期間が5年未満の場合は最低24ヵ月)のデータを使用してヒストリカル・ベータ値を推計、これに基づき作成した五分位ポートフォリオのそれぞれにつき、当月のリターンを計測した。そして毎月この作業を繰り返すことを想定し、各分位ポートフォリオの累積パフォーマンスを算出した(図1)⁴⁾。

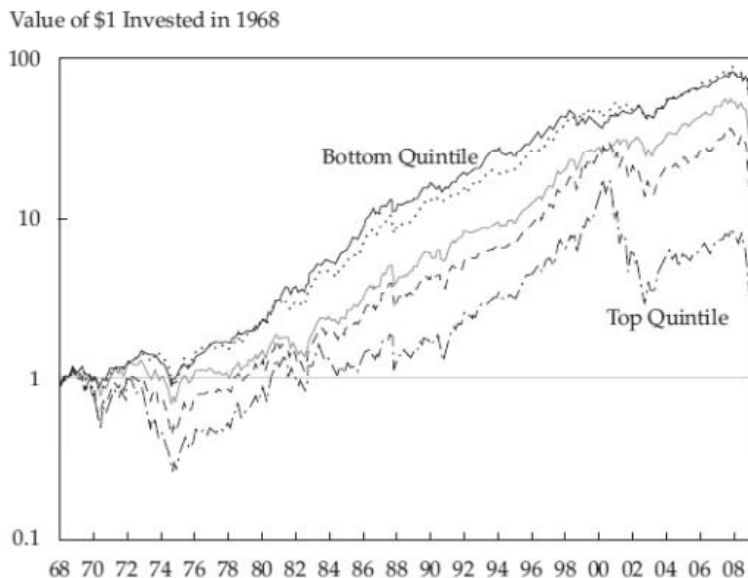
彼らの試算は、ベータ値とリターンとのマイナスの相関を明瞭に示している。1968年年初にベータ値が最も低い銘柄群により構成されるポートフォリオ(図1の「Bottom Quintile」)に1ドルの投資を行った場合、その資金は2008年12月末までに59.55ドルに増加した計算になる。これは年率平均で10.5%の投資リター

2) Sharpe(1964), Lintner(1965)

3) このことは既に1970年代から指摘されていた。Black et al.(1972)は、ベータ値とリターンとの間に理論が想定するほど大きな正の相関が見られないことを指摘している。またHaugen and Heins(1972, 1975)はより一般的に「リスクとリターンの正相関」という「コンベンショナルな想定」が経験的事実と整合しないことを実証しており、長期的には、月次リターンの分散が小さい株式によって構成されるポートフォリオが、その分散が大きい株式によって構成されるポートフォリオに比べ平均リターンが大きいこと、つまり「ボラティリティ・アノマリー」の存在を示している。

4) 各ポートフォリオのパフォーマンスは時価総額加重平均で算出されている。

図1 米国株：ベータ値による五分位ポートフォリオの累積パフォーマンス



(注) 米国の株式市場に上場する全銘柄を対象に、1968年以降、各月月初時点における過去60ヵ月間（上場期間が5年未満の場合は最低24ヵ月）のデータを使用してヒストリカル・ベータ値を推計、これに基づき作成した五分位ポートフォリオをのそれぞれにつき当月のリターンを計測する作業を毎月繰り返すことを想定し、各分位ポートフォリオの累積パフォーマンス（取引コスト考慮前、時価総額加重ベース）を算出した。

(出所) Baker et al. (2011), Figure 1, Panel C

ンである。他方、ベータ値が最も高い銘柄群により構成されるポートフォリオ（図1の「Top Quintile」）に投資した場合、1968年年初の1ドルが2008年年末までに58セントに減少する計算であり、年率平均マイナス1.3%の投資リターンとなる。

日本の株式市場においても事情は同様である。我々が東証一部上場全銘柄を対象として、Baker et al. (2011)と同様な試算を行った結果を示す（図2）⁵⁾。1985年年初にベータ値が最も低い銘柄群により構成されるポートフォリオに1円の投資を行った場合、その資金は2012年6月末時点で3.61円となっている計算となるのに対し、ベータ値が最も高い銘柄群により構成されるポートフォリオに投資した場合は0.69円に減少する計算となる。年率平均の投資リタ

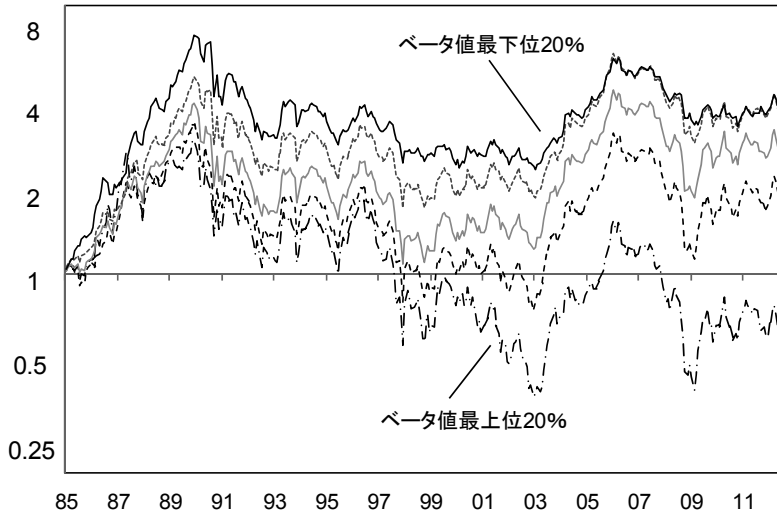
ーンは、低ベータポートフォリオが4.8%に対し、高ベータポートフォリオはマイナス1.4%である。

事前に計測されたヒストリカル・ベータ値と、事後のリターンとの間に、CAPMが示唆する正の相関ではなく、負の相関がみられるという事実をどう解釈すべきか？「ベータの死」の報告として有名なFama and French (1992)は、伝統的ファイナンス理論の立場からの、この事実に対するレスポンスであった。

彼らはまず、1941～1990年をサンプル期間とすると、米国株式市場における個別株式のヒストリカル・ベータ値とその後のリターンとは、正の相関がみられるもののその関係は弱く、またより最近の1963～1990年に限ってみるとベータ値とリターンの相関が消滅するとの実証結

5) 我々の試算ではサンプル期間は1985年1月～2012年6月であり、各月月初時点における過去60ヵ月間（上場期間が5年未満の場合は最低36ヵ月）のデータを使用してヒストリカル・ベータ値を推計した。

図2 日本株：ベータ値による五分位ポートフォリオの累積パフォーマンス
1985年に1円を投資した場合の価値



(注) 東証一部市場に上場する全銘柄を対象に、1985年以降、各月月初時点における過去60ヵ月間(上場期間が5年未満の場合は最低36ヵ月)のデータを使用してヒストリカル・ベータ値を推計、これに基づき作成した五分位ポートフォリオのそれぞれにつき当月のリターンを計測する作業を毎月繰り返すことを想定し、各分位ポートフォリオの累積パフォーマンス(取引コスト考慮前、時価総額加重ベース)を算出した。

果を示し、CAPMは実証的に支持されないとした。

その上で彼らは、ヒストリカル・ベータ値以外の二つの要因—ある時点で計測される株式時価総額と株式自己資本簿価／株式時価総額比率—が、それぞれその後に実現される株式リターンとの相関を有することを指摘し、この二つの要因が「経済的リスク」に関連しているとの示唆を行った⁶⁾。彼らの解釈では、(株式時価総額でみて)小型株のリターンが大型株のリターンに比べ高いとすれば、それは小型株が大型株

に比べ何らかの意味で「経済的リスク」が大きいから、と見なすことができる。同様に、株式自己資本簿価／株式時価総額比率の大きい株式のリターンが同比率の小さい株式のリターンに比べ高いとすれば、前者が後者に比べ何らかの意味で「経済的リスク」が大きいから、と見なすことができる。

彼らの主張の背景には、経済的リスクはその対価としてのプレミアムにより報われるとの「信条」がある⁷⁾。この「信条」に則り、Fama and French(1993)は、個別株の「リスク・ファ

6) 行動ファイナンス学派は、この相関を伝統的ファイナンス理論によっては解釈しにくい「アノマリー」であり、市場が効率的でない証拠であるとみなす。なお、日本の株式市場では株式時価総額とその後の株式リターンとの負の相関(小型株アノマリー)は安定的ではない一方、自己資本簿価／株式時価総額比率とその後の株式リターンとの正の相関(バリュー・アノマリー)は最近10年間においても観察される(岩澤・内山2013)。
7) 伝統的ファイナンス理論における「リスクはその対価としてのプレミアムにより報われる」という命題は、「科学的理論」というよりは、その「信条」と呼ばれるにふさわしいものである。まず、この命題を実証しようとする、例えばCAPMのような何らかのモデルに基づきリスクや期待リターンを推定しなくてはならない。ここで実証の結果が「命題」と反していた場合、それは実証に使用したモデルが間違っているかもしれないのであって、必ずしも「命題」が誤っていることにはならない(これは「二重仮説問題」と呼ばれる)、と伝統的ファイナンス学派は主張する。しかしこの論理を貫徹すれば、全てのモデルを検証することはできないのだから、この「命題」を反証することは原理的に不可能である。ところでポパーは「反証され得ない命題は科学的でない」と論じた(ポパー1973、原著は1934)。我々はポパーに従い、この命題を「信条」と呼ぶ。

クター」として、「市場関連リスク」に加え、「株式時価総額の規模の效果に関連するリスク」「株式自己資本簿価／株式時価総額比率の效果に関連するリスク」の二つを何らかの「経済的リスク」の代理指標と見なす「3ファクターモデル」を一つの「モデル」として提唱したのである。これは次の(2)式によって示すことができる。

$$E[R_i - R_f] = \beta_{im} E[R_m - R_f] + \gamma_i E[SMB] + \delta_i E[HML] \quad (2)$$

ここでSMBは時価総額の規模が小さい株（小型株）の、それが大きい株（大型株）に対する超過リターン（Small Minus Big）、HMLは自己資本簿価／時価総額比率が高い株のそれが低い株に対する超過リターン（High Minus Low）を示す。

現実の金融市場で生じている現象と、伝統的ファイナンス理論の「信条」との間に矛盾がないものとして前者を解釈するこうした潮流は、現在でもなお、ファイナンス学会で大きな影響力を持っている。だが最近発表されたAng et al.(2006, 2009)の研究は、こうした学問のあり方によっては解釈のしづらい事実を提示するものである。

彼らはまず、個別証券*i*の実現リターンを、Fama and Frenchの「3ファクター」によって説明される部分、つまり「経済的リスク」によって説明できる部分と、その残余の部分とに分解し（下の(3)式）、残余部分の標準偏差を「銘柄固有ボラティリティ」と定義した。

$$R_i = \{R_f + \beta_i (R_m - R_f) + \gamma_i SMB + \delta_i HML\} + \varepsilon_i \quad (3)$$

つまり「銘柄固有ボラティリティ」は $(\text{Var}[\varepsilon_i])^{1/2}$ である。ここで彼らが指摘したのは、事前に測定された個別株式の「銘柄固有ボラティリティ」が、その後の実現リターンに対し「救いようのないほど大きな（abysmal）」負の相関を持つとの事実である。

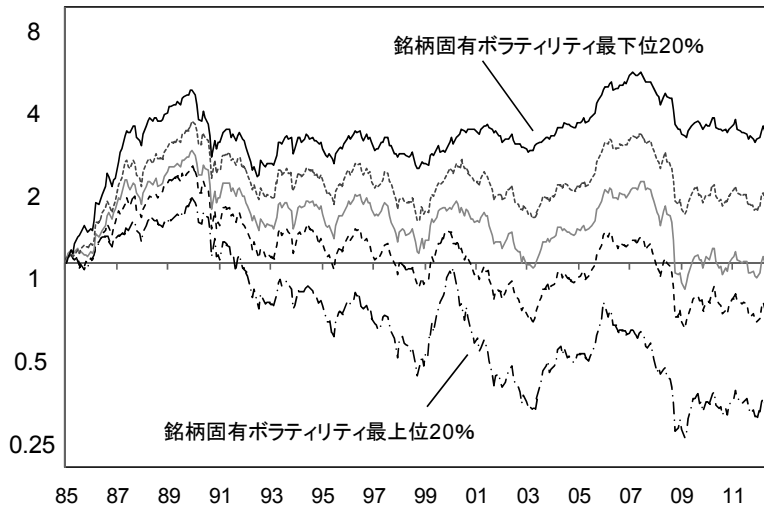
Ang et al. (2006, 2009)は、個別株式の事前に計測された「銘柄固有ボラティリティ」とその

後のリターンとの負の相関が、米国を始めとする先進各国株式市場に共通に見られることを示しているが、ここでは日本の株式市場を例に、事前に計測された「銘柄固有ボラティリティ」とその後のリターンとの関係についての我々の試算を示そう。東証一部上場全銘柄を対象に、1985年1月以降、各月月初時点で「銘柄固有ボラティリティ」を算出、これに基づき作成した五分位ポートフォリオのそれぞれにつき、当月のリターンを計測した。そして毎月この作業を繰り返すことを想定し、各分位ポートフォリオの累積パフォーマンスを算出した（図3）。1985年年初に「銘柄固有ボラティリティ」が最も低い銘柄群により構成されるポートフォリオに1円の投資を行った場合、その資金は2012年6月末時点で3.59円となっている計算であるのに対し、「銘柄固有ボラティリティ」が最も高い銘柄群により構成されるポートフォリオに投資した場合は0.23円に減少している計算となる。年率平均の投資リターンは、「低銘柄固有ボラティリティポートフォリオ」が4.8%であるのに対し、「高銘柄固有ボラティリティポートフォリオ」はマイナス5.2%であり、その差は995bpである。先にみたベータ値に基づく五分位ポートフォリオの最下位／最上位のパフォーマンス格差（613bp）と比べてかなり大きい。

Ang et al. (2006, 2009)は、米国を始めとする先進各国株式市場において「銘柄固有ボラティリティ」とその後のリターンとの負の相関が存在することを確認し、この相関が統計的に有意であることを示している。

この事実は、リスクと期待リターンとの正相関を「信条」とする伝統的ファイナンス理論にとって「驚き」である。まず、投資家が十分に分散されたポートフォリオを保有することを想定すれば、「銘柄固有ボラティリティ」は分散されて期待リターンに反映されないはずであり、上の事実と整合しない。一方、投資家が必ずしも十分に分散されたポートフォリオを保有していないとすると、「銘柄固有ボラティリテ

図3 日本株：銘柄固有ボラティリティによる五分位ポートフォリオの累積パフォーマンス
1985年に1円を投資した場合の価値



(注) 東証一部市場に上場する全銘柄を対象に、1985年以降、各月月初時点における過去60ヵ月間（上場期間が5年未満の場合は最低36か月）のデータを使用して銘柄固有ボラティリティを推計、これに基づき作成した五分位ポートフォリオのそれぞれにつき当月のリターンを計測する作業を毎月繰り返すことを想定し、各分位ポートフォリオの累積パフォーマンス（取引コスト考慮前、時価総額加重ベース）を算出した。銘柄固有ボラティリティは本文(3)式の残余部分(ϵ_i)の標準偏差。

イ」が期待リターンに反映されることになるが、その場合は、「銘柄固有ボラティリティ」の高い銘柄の期待リターンが、「銘柄固有ボラティリティ」の低い銘柄のそれを上回るはずであり、経験的事実は理論と「真逆の関係」ということになる。

伝統的ファイナンス理論の「信条」を護持したままでこの事実を解釈しようとする、Fama and FrenchがCAPMに対してそうしたように、Fama and Frenchの「3ファクターモデル」に代わる新しいモデルを提唱するしかない。そしてそのモデルでは「銘柄固有ボラティリティの効果に関連するリスク」を何らかの追加的な「経済的リスク」の代理指標と見なすことになる。

しかしその「経済的リスク」とは何なのか？ Fama and French (1992)は、「規模効果に関連するリスク」及び「株式自己資本／株式時価総額比率の効果に関連するリスク」が「経済的困窮に陥るリスク (distress risk)」の代理指標であ

る可能性を示唆した。「経済的困窮に陥るリスク」が高い株式は、そのリスクを反映し、相対的に株価が低水準となり、その結果期待リターンは高くなるだろう。「小型株」が「大型株」に比べ、「株式自己資本簿価／株式時価総額比率の高い株」が「同比率の低い株」に比べてそれぞれ平均リターンが高いのは、前者の「経済的困窮に陥るリスク」が後者のそれに比べて高いためではないか、と推論されるわけである。この推論の実証的妥当性を巡っては、今日もなお論争が続いているが、少なくとも「株式自己資本簿価／株式時価総額比率の高い株」が「株式自己資本簿価／株式時価総額比率の低い株」に比べ「経済的困窮に陥るリスク」が高い傾向がある、との点には実証的な妥当性もあり、この点が彼らの推論に一定の説得力を与えている。しかし「銘柄固有ボラティリティの低い株」が「銘柄固有ボラティリティの高い株」に比べてより多く「経済的リスク」を負っているが故に期待リターンも高い、というのが正しい推論

であるとすれば、その「経済的リスク」とは一体何なのだろうか⁸⁾？

Ang et al. (2006) は、一つの可能性として「株式市場全体のボラティリティリスク」を挙げ、「銘柄固有ボラティリティの低い株」の「銘柄固有ボラティリティの高い株」に対する超過リターンが、この「リスク・ファクター」によって説明される可能性をテストしている。しかしその結果は伝統的ファイナンス学派を満足させるものではない。彼らはこの「リスク・ファクター」は「銘柄固有ボラティリティの低い株」の超過リターンをせいぜい「部分的にしか説明し得ない」と結論づけている。

かくして現実の金融市場において事前に測定された「銘柄固有ボラティリティ」とその後のリターンの負の相関は、伝統的ファイナンス理論によっては説明しにくい「アノマリー」と呼ぶべきものだということになる⁹⁾。また、「銘柄固有ボラティリティ」の問題が「アノマリー」として意識されるようになったことは、事前に測定された「ベータ値」とその後のリターンとの間の負の相関もまた同様な「アノマリー」として探求の対象にすべきではないかとの問題意

識を研究者の間に喚起する契機ともなった。

二つの「アノマリー」を合わせると、要するに事前に測定された「トータル・ボラティリティ」とその後のリターンとの間に負の相関が見られることになる。この事象は「(低)ボラティリティ・アノマリー (Low-Volatility Anomaly)」と呼ばれている。だが我々は後述するように、二つのアノマリーの背後には、異なるメカニズムが働いていると考えており、両者を区別して論じたい。このため以下、本稿では二つを合わせた「ボラティリティ・アノマリー」に加え、「銘柄固有ボラティリティ・アノマリー (Idiosyncratic Volatility Anomaly)」, 「ベータ・アノマリー (Beta Anomaly)」との呼称を用いる。

さて Ang et al. (2006, 2009) が起爆剤となり、以降多数の後続研究が行われてきたが、その中で興味深いのは、この「ボラティリティ・アノマリー」に関し、行動経済学の観点からその源泉とメカニズムを明らかにしようとする理論的・実証的探求が進展してきたことである。以下、この探求の主要な潮流を、我々自身の研究を含め紹介し、これらの「アノマリー」の源泉とメカニズムに迫ってみたい。

Ⅲ. 「アノマリー」の行動経済学的解釈

伝統的ファイナンス理論が、金融資産の価格が、ほぼ常にそのファンダメンタルズ価値と等

しく形成されている - 市場は効率的である - と見なすのに対し、行動ファイナンス理論は、現

- 8) 例えば Huang et al. (2010) は Fama and French の「3ファクターモデル」に「当該株式の過去のリターンに関連するリスク」を加えて分析を行い、その結果を踏まえ、「銘柄固有ボラティリティ・アノマリー」は個別銘柄の「リターン・リバーサル」、つまり過去の一定期間のリターンが高い(低い)銘柄の、翌期のリターンが低く(高く)なる傾向に由来する現象であり、一旦「過去リターンに関連するリスク」をコントロールすると、「銘柄固有ボラティリティ」が消滅することを示している。これは興味深い事実の発見と言えるだろうが、他方、この研究を基に伝統的ファイナンス理論の「信条」を護持しようとするのであれば、「過去リターンに関連するリスク」がどのような「経済的リスク」を示しているのか、についての問いに答える必要があるだろう。
- 9) もっとも、伝統的ファイナンス理論の「信条」と整合的な形で「銘柄固有ボラティリティ」の問題を解釈しようとする研究は、様々な形をとって現在も進行中である。その中の重要な潮流の一つは、本稿で指摘した「ボラティリティ・アノマリー」がある時点で計測された「ヒストリカル・ボラティリティ」であるのに対し、「真のボラティリティ」を時間とともに変化する変数と見なし、「真のボラティリティ」とリターンとの間には負の相関は存在せず、むしろ正の相関が存在することを示す、というものである。例えば Fu (2009) は指数型 GARCH モデルを使用して「期待銘柄固有ボラティリティ」を推計し、この推計値と(彼のモデルによる)期待リターンとの間には正の関係があると論じている。

実の市場においては資産価格とファンダメンタルズ価値とが乖離することがあり、その乖離が短期間に修正されないこともあり得ると見なす。近年、後者の見方を裏付ける理論・実証の双方の研究が進展し、今日では学会においても、後者の見方をとる学者はもはや少数派ではない。

資産価格とそのファンダメンタルズ価値とが乖離することがあり得る、との考え方を採用すれば、「アノマリー」の解釈は容易である。ある資産の長期平均リターンが低いのは、その資産の価格がファンダメンタルズ価値に比べ割高に形成される傾向があるため、と見なすことができる。割高に形成された株価は、長期的に株価がファンダメンタルズ価値に収斂する過程においてリターンが圧迫されるため、平均リターンが低水準になる、と考えるのである。

ある資産の価格がそのファンダメンタルズ価値に比べて割高な時期に投資を行うと、たとえその資産のリスクが大きいとしても、その長期的リターンがリスクに見合わないものになる、というストーリーは、(伝統的ファイナンス理論の信奉者を別として)一般の人には馴染みやすいものだろう。例えば1990年～2011年の21年間、日本株(TOPIX 配当込指数)の投資リターンは年率マイナス2.2%、一方リスク(標準偏差)は同24.3%である。同じ期間の日本の国債(野村BPI国債指数、投資リターンは年率4.1%、リスクが同4.8%)と比べるまでもなく、この間の日本株は「高リスク、低リターン」であったと言えるが、その主要な理由が、1990年年初時点の日本株の水準がそのファンダメンタルズ価値に比べ割高であったことにある－1989年年末時点の日経平均株価は38,915円と史上最高値圏にあった－との見方に違和感を覚

える人は、それほど多くはいないだろう。

De Long et al. (1990) が提示した行動ファイナンス理論によれば、金融資産の価格がそのファンダメンタルズ価値と乖離するには、二つの条件が必要である¹⁰⁾。第一に、当該資産のファンダメンタルズ価値(と価格との関係)を気にすることなくその資産の売買を行う「ノイズ・トレーダー」の存在である。株価がそのファンダメンタルズ価値に比べ割高となるためには、投資家の中に、たとえ割高であってもその価格でその株を買い進む者がいなくては行けない。そうした投資家を「ノイズ・トレーダー」と呼ぶのである。第二に、ある資産の価格とそのファンダメンタルズ価値とが乖離している際に、その乖離を収益化すべく、無制限の(つまり価格と価値とが収斂するまで金額の多寡や時間の経過を厭わず徹底的に)裁定取引を行う「アービトラージャー」が市場に存在しないことである。

伝統的ファイナンス理論の大家が記したファイナンスの教科書には、今もなお「情報通のプロの投資家たち」による裁定取引が存在するため、金融市場は概して効率的であると見ることができる、との記述が見られる¹¹⁾。しかし以下に示すような様々なリスク、そして制度的要因が存在するため、いついかなる時でも無制限に裁定取引を行うことができるような投資家－完璧な能力を持つ「アービトラージャー」－は現実の世界には存在しない、と見るのが妥当だろう。第一に、「ファンダメンタルズ・リスク」が存在する。ある資産の価格とそのファンダメンタルズ価値との乖離を収益化すべく行う裁定取引を行う場合、その価値の推定が誤っていたり、たとえその時点では正しい推定であっても、次の期の「ニュース」によって価値が大きく変動したりするリスクを免れることはできない。

10) Shleifer and Summers(1990) 及び Shleifer(2000) は DeLong et al.(1990) モデルの主な提唱者によるその平易な解説である。

11) 例えば Bodie et al. (2008, p.198) には次のような記述がある。「…金融市場における意思決定の多くにおいて、競争市場で売買される金融資産の価格はその価値を正確に示している、と想定することを出発点として良いだろう…市場価格とその資産のファンダメンタルズ価値との間の乖離の裁定取引で利益を得るべく、ミスプライスされている資産を探す情報通のプロの投資家たちが、市場には多数存在するためである。」

第二に、「ノイズ・トレーダー・リスク」がある。ある資産の価格がそのファンダメンタルズ価値に比べ割高であるとみて、その資産の空売りをを行う場合、その資産を魅力的と感じて買いを入れる「ノイズ・トレーダー」が出現し、資産価格が思惑とは逆方向に動くリスクがある。第三に、「情報通のプロの投資家たち」の多くは最終顧客の資金を預かり運用する機関投資家であるが、その場合、「裁定取引が短期に思惑通りの成果を生み出さなかった場合に、顧客が解約に動き、結果として裁定取引のポジション解消を迫られることになるリスク」がある。裁定取引が思惑通りの成果を生み出すまで、最終顧客が我慢強く資金を預け続けるとの保証はなく、そのことが、機関投資家がポジション形成を行う上での制約となると考えられるのである¹²⁾。

以上のような「裁定取引の限界」を前提にすると、「ノイズ・トレーダー」が存在することが、それだけで十分に、金融資産の価格とそのファンダメンタルズ価値との乖離をもたらす条件であるということになる。そしてこの観点から「ボラティリティ・アノマリー」を解釈すると、「ベータ値の高い株」や「銘柄固有ボラティリティの高い株」の長期平均リターンが低いのは、これらの株を好んで投資を行い、割高な水準まで買い上げる投資家が存在するために「アノマリー」が存在する、ということになる。

以下、いかなる投資家がどのようなメカニズムの下で「ボラティリティの高い株」を好んで投資しているのか、という点についての、理論・実証両面からの研究をみよう。

Ⅳ. 「ベータ・アノマリー」と機関投資家の「ベータ選好」

Ⅳ-1. 理論—機関投資家と「ベンチマーク運用」

現実の株式市場で取引を行っている投資家は、自分の資金を自分で運用する個人投資家と、他人の資金を預かって運用する機関投資家とに大別される。このうち過去半世紀にわたり、一貫してその重要性を増しつつあるのは機関投資家である。米国では、機関投資家による米国企業の株式保有比率（時価総額加重ベース）は、1970年時点においては20%程度であったが、今日では約60%に達している。日本でも事情は同様で、海外投資家に国内の年金信託・投資信託を合わせた内外機関投資家による日本企業の株式保有比率（時価総額加重ベース）は1980年時点の6%から、2012年には34%に増

加している。また日本では、内外機関投資家¹³⁾による売買金額が市場全体に占める割合は過去20年上昇の一途を辿っており、近年では東証一部全体（自己売買を除く）の70～80%を占めるに至っている。

機関投資家は、個人投資家に比べ巨額の資金を運用していることもあり、情報・知識の面では優位な立場にあると見て良いだろう。つまり伝統的ファイナンス理論の教科書が言うところの「情報通のプロの投資家たち」とは彼らのことを指している、と見ることが出来る。実際、「ボラティリティの低い株」が「ボラティリティの高い株」に対しアウトパフォームする傾向があることを知る機関投資家は、決して少数派ではないはずだ。では彼らのポートフォリオは、「ボ

12) 「いついかなる時でも無制限に裁定取引を行う」ことが困難な理由は他にもある。例えば、裁定取引を行う上でしばしば必要となる「空売り」は、証拠金の差し入れなどのコストがかかるため「いついかなる時でも無制限に」行うことは容易ではない。また「空売り」が制度的に不可能な資産もある。

13) 海外投資家、国内信託銀行、国内投資信託の三部門の合計。

ラティリティの低い株」を市場平均より多く保有－「オーバーウエート」－しているのだろうか？市場の取引の大勢を占める彼らが「ボラティリティの低い株」を選好し、「オーバーウエート」しているのであれば、「ボラティリティの低い株」の割安度は縮小し、「ボラティリティ・アノマリー」も弱まる、あるいは消滅するはずではなからうか？

このように考えると、「ボラティリティ・アノマリー」が市場に残存する大きな背景の一つは、機関投資家が、「ボラティリティの低い株」が「ボラティリティの高い株」に対しアウトパフォーマンスする傾向があることを知りつつも、前者を「オーバーウエート」しにくい何らかの事情にあるのではないかと推察される。

Baker et al. (2011) は、そうした事情－制度的制約－として、多くの機関投資家が、特定の株式指数を「ベンチマーク」とし、そのリターンを上回る運用成績を目標とする「ベンチマーク運用」を強いられていることが重要であると指摘している。

機関投資家の運用成績を適切に評価するのは簡単な仕事ではない。例えば伝統的ファイナンス理論は、運用成績の尺度として「期待超過リターン(=株式の期待リターン－安全金利)」や、それをリスクで除して得られる「シャープ比」を重視するが、あるファンドの過去10年の「超過リターン」や「シャープ比」がデータとして与えられても、それだけでそのファンドを運用するマネージャーの「腕」が相対的に優れているか否かを判別するのは容易ではないだろう。そうした背景の下に定着してきたのが、ファンドの運用成績を特定の「ベンチマーク」に照らして評価するという慣行である。例えばS&P500指数を「ベンチマーク」として運用するファンドの成績が10年続けて同指数のリタ

ーンを上回っていれば、そのファンドのマネージャーの「腕」の良さはすぐに理解できる、というわけである。

近年では、「絶対リターン」を目標とするヘッジ・ファンドなどを除き、機関投資家のかなりの部分が何らかの形での「ベンチマーク運用」を採用していると見られる。例えば、米国のミューチュアル・ファンドの61.3%がS&P500指数を、そして94.6%が何らかの良く知られた米国の株式指数を「ベンチマーク」としている(Sensoy 2009, 金額加重ベース)。「ベンチマーク運用」を行うファンドには、「ベンチマーク」に近い形で運用を行うことを謳う「パッシブ運用」と、「ベンチマーク」を上回る投資成績を目指すことを謳う「アクティブ運用」とがあるが、後者の方が取引の頻度が多く、従って市場価格への影響も大きいと見られるため、以下では「アクティブ運用」のマネージャーの投資行動分析に焦点を絞って論じたい¹⁴⁾。

問題は、「ベンチマーク運用」によって強いられるマネージャーの目的関数が、「ボラティリティの低い株」の「オーバーウエート」という運用戦略とは整合しないことである。ベンチマークとなっている何らかの株式指数を上回る運用を求められたファンド・マネージャーは、その株式指数の上昇を見込む限り、その株式指数を上回る上昇を見込むことのできる個別株式、つまり「ベータ値が高い株式」を「オーバーウエート」する戦略をとる傾向があると見られるためである。実際、株式指数が上昇した場合に「ベータ値が低い株式」をオーバーウエートしていれば、運用するポートフォリオは株式指数に対し「アンダーパフォーマンス」してしまう。「ベンチマーク運用」を行っているファンド・マネージャーにとって、そのような運用戦略を執る誘因は乏しいだろう。勿論、この議論は機

14) 「ベンチマーク運用」を行うファンドの市場への影響力が大きい場合、「ベンチマーク運用」に制約されない投資家の中にも、その運用において前者の動向に影響を受ける者がいるだろう。例えばあるヘッジ・ファンドのマネージャーが「ベータ値が高い株式」が割高である、と判断したとしても、「ベンチマーク運用」を行うファンド勢により「ベータ値が高い株式」への追加的な需要が発生する可能性－「ノイズ・トレーダー・リスク」－が意識される結果、その「空売り」を伴う裁定取引を「無制限に」行うのは容易ではないだろう。

機関投資家が「株式指数の上昇を見込む」ことを前提としている。だが株式運用を行う機関投資家が、短期的にはともかく、長期的な株式指数の下落を想定して運用を行うことは想定し難く、一般的には彼らが「株式指数の上昇を見込んでいる」と想定して良いだろう。

もっとも、「アクティブ運用」を行う機関投資家に求められているのは、株式指数の上昇を見込んで「ベータ値の高い株式」をオーバーウエートすることではなく、中長期的な観点から市場平均を上回る投資成果を期待することのできる企業に対し選別的に投資を行うことを通じ「アルファ」を獲得することである。そのような「期待アルファ」の大きい株式を「オーバーウエート」していれば、「ベータ値の高い株式」を「オーバーウエート」せずとも、株式指数を上回る投資成績を達成することができるのではないか？

残念ながら、事態はそう簡単ではない。「ベンチマーク運用」を行う「アクティブ運用」のマネージャーは、「ベンチマーク対比での期待超過リターン（＝株式の期待リターン－ベンチマーク指数の期待リターン）」やこれをその標準偏差－「トラッキング・エラー」－で除して得られる情報比（インフォメーション・レシオ）」によって評価されるのが一般的である。しかし「ベンチマーク対比での期待超過リターン」や「情報比」を目的関数とする機関投資家は、たとえ「期待アルファ」が正であっても、ベータ値が低い株式を保有することの誘因は乏しいのである。以下、この点を簡単なシミュレーションで示そう。

今、個別株式*i*の期待リターン $E[R_i]$ を、CAPMに従い次のような形で示すことができるものとする。

$$E[R_i] = R_f + E[\alpha_i] + \beta_i E[R_m - R_f] \quad (4)$$

ここで、市場ポートフォリオをベンチマークと見なすことにしよう。この場合ベンチマーク対比での期待超過リターンとその標準偏差はそれぞれ、

$$E[R_i - R_m] = E[\alpha_i] + (\beta_i - 1) E[R_m - R_f] \quad (5)$$

$$\{(\beta_i - 1)^2 \text{Var}[R_m] + \text{Var}[\alpha_i]\}^{(1/2)},$$

$$\varepsilon_i = R_i - \{R_f + \alpha_i + \beta_i (R_m - R_f)\} \quad (6)$$

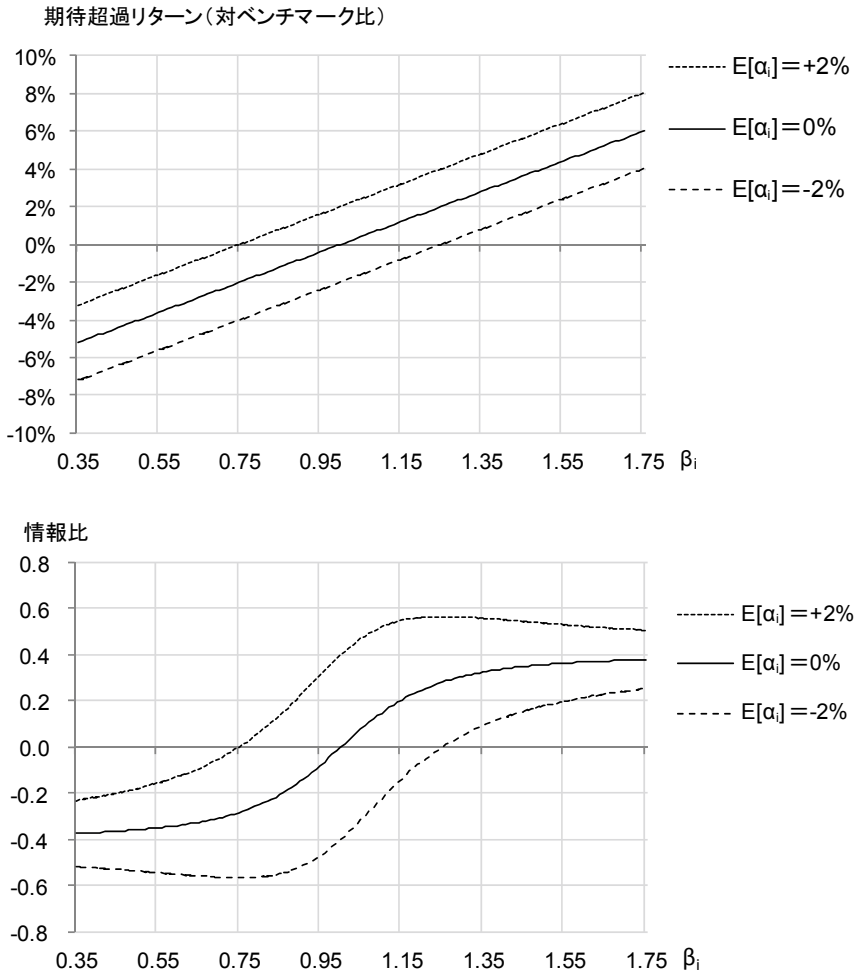
となる。情報比は(5)式を(6)式で除した比率である。

ここで $E[R_m] = 10\%$ 、 $R_f = 2\%$ 、 $(\text{Var}[R_m])^{(1/2)} = 20\%$ 、 $(\text{Var}[\alpha_i])^{(1/2)} = 5\%$ とし、 $E[\alpha_i] = -2\%$ 、 0% 、 $+2\%$ とそれぞれ固定した場合について、ベータ値とベンチマーク対比での期待超過リターン及び、ベータ値と情報比との関係を、それぞれシミュレートした（図4）。

まずベンチマーク対比での期待超過リターンをみると、「期待アルファ」を一定とすると、ベータ値とベンチマーク対比での期待超過リターンは正の相関を有する。つまり、市場の期待リターンが正である限り、ベンチマーク対比での期待超過リターンの最大化を目的関数とする機関投資家は、「ベータ値の高い株式」を、「ベータ値の低い株式」よりも選好する傾向を持つことになる予想される。

ここで重要なのは、たとえ「期待アルファ」が正であっても、ベータ値が低い場合にはベンチマーク対比での期待超過リターンが負になることがあり得る、という点である。例えば「期待アルファ」が2%であっても、その銘柄のベータ値が0.5であれば、上の数値例での期待超過リターンはマイナス2%である。「アクティブ運用」を行う機関投資家が、その本来の仕事である「期待アルファ」がプラスの銘柄の発掘を行ったとしても、その銘柄のベータ値が低い場合には、必ずしも「オーバーウエート」の対象とはならないということが示唆される。逆に「期待アルファ」が負であっても、ベータ値が高い場合にはベンチマーク対比での期待超過リターンが正になる。例えば「期待アルファ」がマイナス2%であっても、その銘柄のベータ値が1.5であれば、上の数値例での期待超過リターンは2%である。機関投資家にとって「ベータ値が高い株式」を「オーバーウエート」する

図4 ベンチマーク対比での期待超過リターン ($= E[R_i - R_m]$) と情報比のシミュレーション：
ベンチマークの期待超過リターン ($= E[R_m - R_f]$) > 0 の場合



(注) 本文(5), (6)式において, $E[R_m] = 10\%$, $R_f = 2\%$, $\sigma[R_m] = 20\%$, $\sigma[\varepsilon_i] = 5\%$ とし, $E[\alpha_i]$ を $+2\%$, 0% , -2% でそれぞれ固定した場合の, β 値とベンチマーク対比での期待超過リターンとの関係(上図), β 値と情報比の関係(下図)を示した。

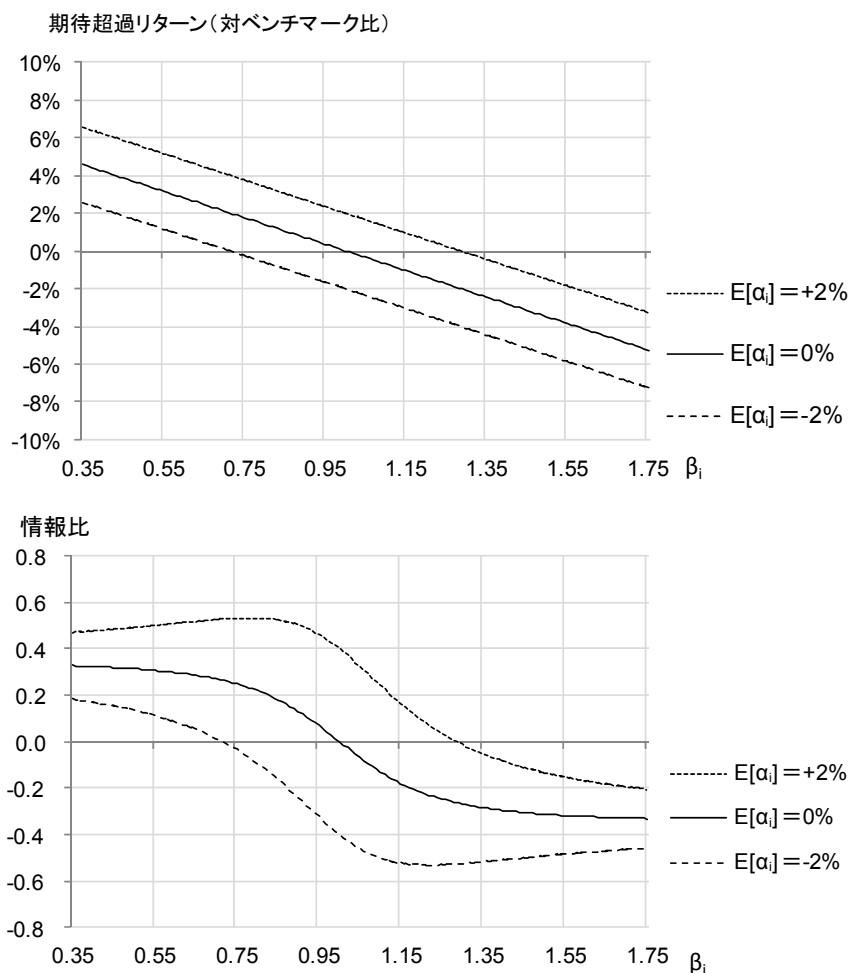
誘因がいかに大きいか了解されるであろう。

次に情報比をみると, 情報比の分子・分母の双方がベータ値との相関を有するために, ベータ値と情報比の関係は線形ではない。またその関係は, $E[R_m]$ の大きさや $\text{Var}[R_m]$ の $\text{Var}[\varepsilon_i]$ に対する相対的な大きさによって様々な形をとり得る。だがシミュレーションで示したような通常のケースでは, 期待アルファを一定とする

と, ベータ値が大きい場合の情報比が, ベータ値が小さい場合の情報比よりも大きい(この傾向は $E[R_m]$ がより大きく, $\text{Var}[R_m]$ が $\text{Var}[\varepsilon_i]$ に対して相対的に小さいほど強い)と言え, その含意は上と同様である。

かくして, ベンチマーク対比での期待超過リターンや情報比を目的関数とする機関投資家は, 「期待アルファ」を一定とすると, ベータ

図5 ベンチマーク対比での期待超過リターン（ $=E[R_i - R_m]$ ）と情報比のシミュレーション：ベンチマークの期待超過リターン（ $=E[R_m - R_f]$ ） < 0 の場合



(注) 本文(5), (6)式において, $E[R_m] = -5\%$, $R_f = 2\%$, $\sigma[R_m] = 20\%$, $\sigma[\varepsilon_i] = 5\%$ とし, $E[\alpha_i]$ を+2%, 0%, -2%でそれぞれ固定した場合の, β 値とベンチマーク対比での期待超過リターンとの関係(上図), β 値と情報比の関係(下図)を示した。

値が高ければ高いほど投資への誘因が大きいと予想される。

ところで, 以上のシミュレーションにおいては, ベンチマークの期待超過リターン($=E[R_m - R_f]$)が正の値であることを前提にしていた。しかし現実の市場では, 機関投資家が短期的な株式市場全体の下落局面を想定することがあるかもしれない。そこでベンチマークの期待超過

リターンが負の値をとることを前提に, 上と同様なシミュレーションを行った(図5, $E[R_m] = -5\%$ とした以外は上と同じ値を前提にした)。

容易に想像されるように, この場合, 全ての結論は上でみた場合と逆のものとなる。つまり, 「期待アルファ」を一定とすると, ベータ値とベンチマーク対比での期待超過リターンは負の

相関を有する。そしてシミュレーションで示したような通常のケースでは、「期待アルファ」を一定とすると、ベータ値が大きい場合の情報比が、ベータ値が小さい場合の情報比よりも小さい（この傾向は $E[R_m]$ がより小さく、 $\text{Var}[R_m]$ が $\text{Var}[e_i]$ に対して相対的に大きいほど強い）。ベンチマーク対比での期待超過リターンや情報比を目的関数とする機関投資家にしてみると、ベンチマークの期待超過リターンが負になることを想定した瞬間に、ベータ値の高い銘柄に対する選好は 180 度転換し、ベータ値の高い銘柄ほど売却意欲が強くなると予想される。

このシミュレーション結果は、彼らの「ベータ選好」が、その期待次第で大きく変化することを示唆する。彼らがベンチマークの期待リターンをプラスと見ている時には、彼らによる「ベータ値の高い銘柄」への買い需要が増加するため、その分「ベータ値の高い銘柄」の「ベータ値の低い銘柄」に対する相対パフォーマンスは改善するだろう。逆に彼らが短期的にベンチマークの期待リターンをマイナスと見ている時には、彼らは「ベータ値の高い銘柄」をより多く売りに出すだろうから、その分「ベータ値の高い銘柄」の「ベータ値の低い銘柄」に対する相対パフォーマンスは悪化するだろう。機関投資家全般のベンチマークの期待リターンが高い（低い）時には、機関投資家経由での株式市場への資金流入規模が増加（減少）するだろうから、機関投資家による株式市場への資金流入規模と「ベータ値の高い銘柄」の「ベータ値の低い銘柄」に対する相対パフォーマンスとが正の相関を有することになると予想される。

以上の考察が示唆する仮説をまとめよう。第一に、機関投資家は高ベータ株を低ベータ株に比べより多く保有する傾向を有するだろう。第二に、機関投資家による株式市場への資金流入の規模と、「ベータ値の高い銘柄」の「ベータ値の低い銘柄」に対する相対パフォーマンスとは、正の相関を有するだろう。第三に、機関投資家は、株式市場に資金を投下する際には、「ベータ値の高い銘柄」により多くの資金を投じる傾向があり、逆に株式市場から資金を引き揚げる際には、「ベータ値の高い銘柄」からより多くの資金を引き揚げる傾向があるだろう。

IV-2. 実証研究—日本株市場における海外投資家の「ベータ選好」

我々が知る限り、米国株式市場を対象に、機関投資家の投資行動と「ベータ・アノマリー」との関係直接検証した論文は少ない。Baker et al. (2011) は「残念なことに、我々が想定するメカニズムを直接検証するのは難しい」とし、その代わりにいくつかの状況証拠を提示している。例えば本稿第 I 章で触れたように、米国株式市場における「ベータ・アノマリー」は 1940～60 年代のデータと比べ、1970 年代以降のデータには、より強く現れている（例えば Fama and French 1992）。彼らはこれを「ベンチマーク運用」を行う機関投資家の増加による現象と見るができる、と解釈している。

ここでは、日本の株式市場における機関投資家の投資行動と「ベータ・アノマリー」の関係についての我々自身による実証研究（岩澤・内山 2012）を紹介したい¹⁵⁾。

15) 行動経済学的観点から踏まえ、日本の株式市場を対象に「ボラティリティ・アノマリー」の源泉を探究した興味深い実証研究に山田・永渡（2010）がある。彼らは「ボラティリティの大きい株」が、企業アナリストによる予想利益成長率が高い、また同時に予想利益を基準にした PER も高い傾向にあることを指摘し、「ボラティリティの大きい株」が投資家やアナリストの過度に強気な期待を集める傾向にあり、これが「ボラティリティ・アノマリー」の背景にあると論じている。これは本稿 IV-1 で述べた、「ベンチマーク運用」を行う機関投資家からの需要によって、「ベータ値の高い株」が「割高」に評価される傾向が存在する、との議論と整合的な結果である。もっとも当論文では、彼ら自身が述べているように「なぜ高いボラティリティが過度の期待と結びつくのか」との疑問が残される。彼らはこの点について、Baker et al. (2011) 及び山田・上崎（2009）による実証研究に言及しつつ、「広く普及したベンチマークを基準とするパフォーマンス評価もボラティリティ・パズルの一因と言えるかもしれない」と述べている。

表1 海外投資家持ち株比率の回帰

	ベータ値	対数時価総額	B/P	予想ROE	アナリスト格付け
(1)	0.07 (3.03)				
(2)	0.09 (4.01)	0.57 (18.29)			
(3)	0.08 (3.89)	0.57 (16.66)	-0.01 (-0.30)		
(4)	0.10 (4.85)	0.52 (20.06)		0.04 (2.46)	-0.05 (-3.95)

(注) 東証一部3月、9月決算期採用銘柄を対象に、1985年から2012年まで毎年3月末・9月末のデータを対象にしたパネル回帰の結果。被説明変数は海外投資家持ち株比率（出所：東洋経済新報社）。説明変数はヒストリカル・ベータ値、対数時価総額、B/P、予想ROE、アナリスト格付け、年次ダミー変数。ヒストリカル・ベータ値は各年2月末・8月末時点まで60ヵ月のリターンで算出。対数時価総額は各年2月末・8月末時点の時価総額の自然対数。B/Pは自己資本簿価/時価総額比率で、自己資本簿価は各年2月末・8月末時点で利用可能な最も最近の決算期末の値、時価総額は各年2月末・8月末の値。予想ROEは各年2月末・8月末時点の予想純利益/自己資本簿価で、予想純利益はコンセンサス予想。コンセンサス予想はIFIS > I/B/E/S > QUICKの優先順位で採用し、それぞれアナリストが2名以上のデータのみを対象とし、対象データがない場合には野村證券予想 > 東洋経済新報社予想の順で補完した。アナリスト格付けは各年2月末・8月末時点のI/B/E/Sコンセンサス（1が最上位、5が最下位）。年次ダミー変数の回帰係数は記載を省略した。被説明変数と説明変数は、それぞれ平均ゼロ、標準偏差1に正規化した。括弧内は、Petersen(2009)やThompson(2011)に基づき、時間と銘柄の双方を対象にした二重クラスター法により時系列相関とクロスセクション相関を考慮したt値を示す。

日本の株式市場では、投資主体別の日本株全体の売買金額の統計というフローベースの統計が週次及び月次ベースで、また、投資主体別の個別株の持ち株数というストックベースの統計が決算期毎に利用可能であり、我々はこれらの統計を利用して、上で述べた仮説の検証を行う。また、日本の株式市場における機関投資家は、海外に拠点を置く投資家（以下「海外投資家」と国内に拠点を置く機関投資家に分けることができるが、本稿では株式取引量の面での前者の存在感の大きさに鑑み、研究対象を海外投資家に絞って紹介したい。なお、海外投資家の中に

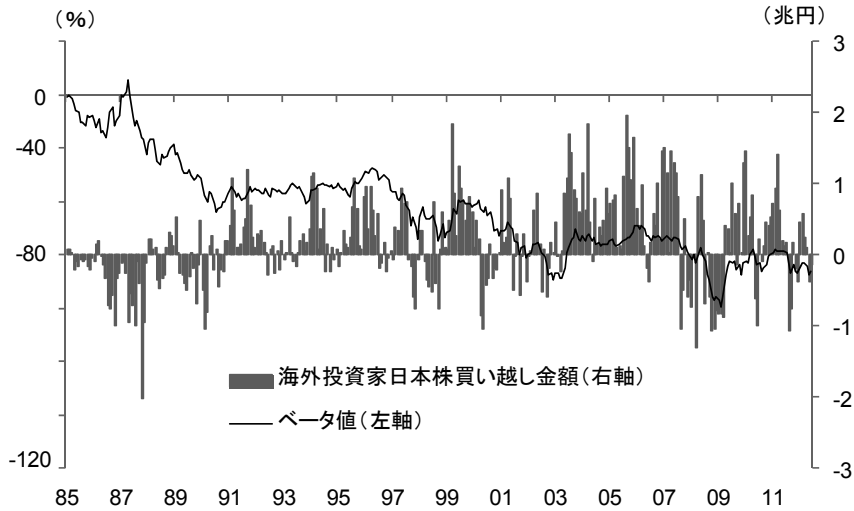
は海外在住の個人投資家も含まれるが、その圧倒的多数は海外在住の機関投資家と見られる。

第一に、海外投資家が「ベータ値の高い株式」を「ベータ値の低い株式」に比べより多く保有している、との仮説を検証する。検証方法は単純で、1985年から2012年まで、東証一部上場の3月・9月決算期採用企業を対象に、被説明変数を各年3月末・9月末時点の海外投資家持ち株比率、説明変数を各年2月末・8月末時点で推計したヒストリカル・ベータ値及びその他のコントロール変数、とするパネル回帰を行う¹⁶⁾。

結果は仮説と整合的である（表1）。コント

16) 各年の海外投資家の持ち株比率には時系列相関があることが想定されるため、誤差項はクロスセクションの相関だけでなく、時系列の相関も持つだろう。そこで我々のパネル回帰では、説明変数に年次ダミーを加えるとともに、Petersen(2009)やThompson(2011)に従って、係数の推定誤差には、時間と銘柄の双方を対象にした二重クラスター法を用いてクロスセクションと時系列の相関を考慮している。なお以下(表2)、(表3)、(表5)に示すパネル分析においても同様の手法をとっている。

図6 海外投資家の日本株買い越し金額とベータ値による分位ポートフォリオの累計リターン差



(注)「海外投資家日本株買い越し金額」は、三市場（東証1、2部及び東証マザーズ）における海外投資家の買付け金額と売付け金額の差額。「ベータ値」は、東証一部市場に上場する全銘柄を対象に、各月月初時点における過去60ヵ月間（上場期間が5年未満の場合は最低36か月）のデータを使用して推計したヒストリカル・ベータ値に基づき作成した五分位ポートフォリオ（取引コスト考慮前、時価総額加重ベース）の、ベータ値最上位ポートフォリオのリターン／ベータ値最下位ポートフォリオのリターンの比率を算出、その累計値を示した。

ロール変数の有無にかかわらず、ベータ値の係数は統計的に有意な水準（5%水準）で正の値を示す。つまり、ベータ値が高いほど、海外投資家の持ち株比率は大きく、そのことは時価総額（大きい方が海外投資家の持ち株比率が大きい）、予想ROE（大きい方が海外投資家の持ち株比率が大きい）、アナリスト格付け（格付けが高い方が海外投資家の持ち株比率が大きい）をコントロールしても変わらない。

第二に、海外投資家による日本株への資金流入の規模と、「ベータ値の高い株式」の「ベータ値の低い株式」に対する相対パフォーマンスが正に相関する、との仮説を検証しよう。前者については東京証券取引所が公表する「投資部門別株式売買状況」を使用し、後者については1章（図2）で使用したデータを用い「ベータ値最上位20%」及び「ベータ値最下位20%」の双方のポートフォリオのパフォーマンス格差を見る。

両者の関係を図示すると、「ベータ値最上位20%」ポートフォリオは「ベータ値最下位20%」

ポートフォリオに比べ趨勢的にアンダーパフォーマンスしているが、そうした中で、海外投資家の日本株買い越し金額が相対的に大きい局面では、そのアンダーパフォーマンスの度合いが薄れることが確認できる（図6）。実際、1985年1月～2012年6月のサンプル期間において、各月の両ポートフォリオのパフォーマンス格差と、海外投資家の日本株買い越し金額との相関係数は0.39（ t 値＝7.69）と、統計的に有意な水準（5%水準）での正の相関が観察される。

第三に、海外投資家が日本株市場に資金を投下する際には、「ベータ値の高い銘柄」により多くの資金を投じる傾向があり、逆に日本株市場から資金を引き揚げる際には、「ベータ値の高い銘柄」からより多くの資金を引き揚げる傾向がある、との仮説を検証する。

ここでは1985～2011年度の27年度分のクロスセクションデータを、海外投資家が日本株市場に資金を投下した度合いにより三つに分割する。そして海外投資家が「特に多く資金を投下した年度」「特に多く資金を引き揚げた年度」

表2 海外投資家持ち株比率の変化幅の回帰

パネル1: 海外投資家の持ち株比率増加幅が大きかった年度 (91年度、93年度、95年度、99年度、03~06年度、09年度)				
	ベータ値	対数時価総額	B/P	予想ROE変化
(1)	0.06 (2.18)			
(2)	0.08 (3.14)	0.22 (6.02)		
(3)	0.07 (3.07)	0.22 (6.48)	-0.03 (-2.26)	
(4)	0.08 (3.16)	0.23 (6.04)		0.00 (1.58)
(5)	0.07 (3.23)	0.22 (6.88)	-0.03 (-1.04)	0.00 (1.54)

パネル2: 海外投資家の持ち株比率増加幅が小さかった年度 (86~87年度、97~98年度、01~02年度、07~08年度、11年度)				
	ベータ値	対数時価総額	B/P	予想ROE変化
(1)	-0.11 (-2.60)			
(2)	-0.11 (-2.59)	-0.04 (-0.91)		
(3)	-0.11 (-2.65)	-0.07 (-1.43)	-0.07 (-2.61)	
(4)	-0.11 (-2.67)	-0.04 (-0.85)		0.01 (0.59)
(5)	-0.11 (-2.71)	-0.07 (-1.49)	-0.08 (-3.25)	0.01 (0.71)

(注) 1985～2011年度の各年度のクロスセクションデータを利用したパネル回帰。パネル1はこのうち海外投資家の持ち株比率の増加幅が大きかった91年度、93年度、95年度、99年度、03～06年度、09年度の9年度を対象としたパネル回帰の結果。パネル2は海外投資家の持ち株比率の増加幅が小さかった86～87年度、97～98年度、01～02年度、07～08年度、11年度の9年度を対象としたパネル回帰の結果。対象は東証一部3月決算期採用企業。被説明変数は各年度中の海外投資家持ち株比率の変化幅。説明変数は、ヒストリカル・ベータ値、対数時価総額、B/P、予想ROE変化、年次ダミー変数。ヒストリカル・ベータ値は各年度末時点まで60ヵ月のリターンで算出。対数時価総額は各年度9月末の時価総額の自然対数。B/Pは自己資本/時価総額比率で、各年度の9月末の値。予想ROE変化は、各年度末における翌年度予想ROEと、各年度開始時点における当年度予想ROEの差。予想ROEは予想純利益/自己資本簿価で、予想純利益はコンセンサス予想。コンセンサス予想はIFIS > I/B/E/S > QUICKの優先順位で採用し、それぞれアナリストが2名以上のデータのみを対象とし、対象データがない場合には野村證券予想 > 東洋経済新報社予想の順で補完した。年次ダミー変数の回帰係数は記載を省略した。被説明変数と説明変数は、それぞれ平均ゼロ、標準偏差1に正規化した。括弧内は、Petersen(2009)やThompson(2011)に基づき、時間と銘柄の双方を対象にした二重クラスター法により時系列相関とクロスセクション相関を考慮したt値を示す。

のそれぞれ9年度分のクロスセクションデータを利用して、それぞれパネル回帰を行う。年度を区別する基準は、各年度末の海外投資家の東証一部平均持ち株比率の前年度差である。

パネル回帰は、東証一部上場の3月決算期採用企業を対象に、被説明変数を各年度中の海外投資家持ち株比率の変化幅、説明変数を各年度3月末時点で推計したヒストリカル・ベータ値¹⁷⁾

17) この設定によって、説明変数であるベータ値の計測期間と、被説明変数である海外投資家持ち株比率の変化幅の計測期間の一部が重なることになり、説明変数と被説明変数の間の「同時性」の問題が生じることになる。我々はこの問題を回避するべく、各年度初めまでの60ヵ月間で計測したベータ値を説明変数として(表2)の作業を繰り返したが、基本的に結果は同様であった。

及びその他のコントロール変数、として行う。

回帰分析の結果をみよう(表2)。まず海外投資家の持ち株比率増加幅が比較的大きかった9つの年度についてみると、コントロール変数の有無にかかわらず、ベータ値の係数は統計的に有意な水準(5%水準)で正の値を示す。つまり、海外投資家が日本株に資金を投下する際には、ベータ値の高い銘柄ほど、海外投資家の持ち株比率の増加幅は大きく、そのことは時価総額(大きい方が海外投資家の持ち株比率の増加幅が大きい)など他の変数をコントロールしても変わらない。

次に海外投資家の持ち株比率増加幅が比較的小さかった9つの年度についてみると、今度はコントロール変数の有無にかかわらず、ベータ値の係数は統計的に有意な水準(5%水準)で負の値をとる。つまり、海外投資家が日本株から資金を引き揚げる際には、ベータ値の高い銘柄ほど、海外投資家の持ち株比率の増加幅は小さく(減少幅が大きく)、そのことは時価総額(今度は大きい方が海外投資家の持ち株比率の増加幅が小さい)など他の変数をコントロールして

も変わらない。

実証分析の結果は、我々が提示した仮説と極めて整合的である。海外投資家は日本株市場において、平均的にみると「ベータ値の高い銘柄」を「ベータ値の低い銘柄」より多く保有している。彼らが日本株市場に資金を投じる際には、「ベータ値の高い銘柄」に対しより多くの資金を投じる傾向にあり、従ってそうした時期には「ベータ・アノマリー」は弱まる傾向にある。これに対し彼らが日本株市場から資金を引き揚げる際には、「ベータ値の高い銘柄」からより多くの資金を引き揚げる傾向にあり、「ベータ・アノマリー」はこの時期に強く顕現する傾向にある。時系列全体の統計で「ベータ・アノマリー」が観察されるのは、後者の時期における「ベータ値の高い銘柄」のアンダーパフォーマンスが大きいためであるが、これは前者の時期において、海外投資家の強い需要により「ベータ値の高い銘柄」の株価がファンダメンタルズ価値に比べ割高になり、その修正が後者の時期に生じるため、と見ることができよう。

V. 「ボラティリティ・アノマリー」と 個人投資家の「ギャンブル選好」

V-1. 理論—個人投資家と「ギャンブル選好」

一般の個人投資家が「ボラティリティの高い株」を選好するとしたら、その理由は何だろうか? Barberis and Huang(2008) は、Kahneman and Tversky(1979) が指摘した「ギャンブル選好」

とでも呼ぶべき、「ごく少ない確率で発生する多額の利益に対するリスク愛好的な傾向」を重視して理論を展開している¹⁸⁾。

一般に人々はリスクを回避する傾向を持つため、たとえ期待値がプラスであってもそう簡単

18) Baker et al. (2011) は一般の投資家が「ボラティリティの高い株」を選好する理由として、「ギャンブル選好」に加え、「高成長株」「魅力的な投資機会」などの諷い文句により確率評価が歪められる「代表性バイアス」(Tversky and Kahneman 1983)、あるいは、将来の出来事についての自らの「無知」の過小評価故に、その結果の幅(信頼区間)を十分に広くみることができない「自信過剰」(Fischhoff et al. 1977, Alpert and Raiffa 1982)等の心理的バイアスが影響している可能性もあると論じている。しかし「ギャンブル選好」とは独立な形で、「代表性バイアス」や「自信過剰」に基づく「ボラティリティの高い株」への志向を個人投資家が示すことを直接示す実証研究は、我々が知る限り少ない。なお、Cornell(2009) は「自信過剰」が「ボラティリティの高い株」、そして「歪度の高い株」への需要と過大評価をもたらす、つまり「自信過剰」と「ギャンブル選好」とが関係を持つことを示唆している。

には「ギャンブル」に参加しないものである。例えば「50%の確率で11万円得ることができるが50%の確率で10万円を失う」という「ギャンブル」に「参加しますか?」と問われれば、多くの人はこれを拒否するだろう。ところがこれが「99.99%の確率で100円を失うが、0.01%の確率で50万円を得る」であったらどうだろうか?この場合、期待値がマイナスであるにもかかわらず、少なからぬ人々が「参加する」と答えるのである¹⁹⁾。これは「人々が、適度な確率で発生する中庸な利益に対してはリスク回避的であるにもかかわらず、少ない確率で発生する多額の利益に対してはリスク愛好的な傾向がある」ことを示している。期待値が負であることが広く知られているにもかかわらず、宝くじへの需要が存在するのは人々のこうした選好によるものである。そして個人投資家の中には、こうした動機で株式市場に参加する人がいたとしても不思議はないだろう。

ところで、こうした「ギャンブル選好」を有する投資家にとって重要なのは「ボラティリティが大きい」ことそのものというよりは、たとえ確率が小さくとも大きな正のリターンが出現する可能性が存在することであり、こうした特性は、大きな正のリターンが出現する確率と大きな負のリターンが出現する確率の相対的な格差を示す歪度(skewness)－株式*i*の歪度(Skew値)は次の(7)式により定義される－によってより適切に示されるはずである。つまり、こうした投資家が求めるのは「(株式リターンの)歪度の大きい株」である、と言うことができる。

$$\text{SKEW}_i = E[(R_i - \mu_i)^3] / \sigma_i^3 \quad (7)$$

但し μ_i 、 σ_i はそれぞれ株式*i*のリターン(R_i)の平均及び標準偏差である。

純粋に統計学的な観点からすると、歪度とボラティリティとが相関する理由はない。しかし実証的には、個別株式のリターンの歪度とその

株式のボラティリティ及び銘柄固有ボラティリティは正の相関を有する²⁰⁾。Boyer et al.(2010)はこの相関が存在する理由として、以下のような点を指摘している。第一に、株式投資は有限責任であり、負のリターンが限定されている一方、正のリターンは無限大たり得る。従ってボラティリティの大きい株式は、歪度もまた大きくなる傾向がある。第二に、銘柄固有ボラティリティは、企業の成長オプションが存在する時に大きくなる傾向があるが、成長オプションが存在する時には、株式リターンの歪度も大きくなる傾向があると考えられる。第三に、銘柄固有ボラティリティの高い企業では、技術革新が進行している可能性があるが、そうした技術革新が業界構造を一新することで、「勝ち組」が「負け組」の市場シェアを一気に奪うなどの事態が生じれば、結果として技術革新による「勝ち組」の株価の歪度が大きくなるといったシナリオを想定することができる。

さて、Kahneman and Tversky(1979)は上記のような事例を始め、期待効用理論では説明できない様々な人々の選択行動を実験で明らかにしたが、「累積プロスペクト理論(Tversky and Kahneman 1992)」はそれを理論としてまとめたものであり、利益に関して凹型、損失に関して凸型の価値関数と、小さい確率で発生する大きな利益が過大に好まれ、小さい確率で発生する大きな損失は過大に厭われる確率加重関数を用いて目的関数がモデル化されている。Barberis and Huang(2008)はこれを受け「累積プロスペクト理論」に基づく選好を持つ投資家が存在する市場での証券価格の均衡を理論的に示した。そこでは「累積プロスペクト理論」に基づく選好を持つ投資家は、ポートフォリオを分散化せず、宝くじのようにリターン分布の歪度が高い証券を好む傾向を持つ。そして、正の歪度を持つ証券は割高となり、結果として低い期待リターンに甘んじることになることが解析的に示さ

19) この現象は人々がリスク回避的であることを前提とする通常の期待効用理論では説明できない。

20) Chen et al. (2001)も、米国市場において、個別株式のボラティリティと歪度に正の相関が見られることを指摘している。

れている。

もっとも実験において人々が「ギャンブル選好」を示すとしても、それが現実の資産選択行動において確認されるのかどうか、またそれが市場価格に影響を与えているか否か、は自明ではない。そこでこの理論が示唆する、以下の仮説を検証してみたい。第一に、「歪度の高い株式」は「歪度の低い株式」に比べ長期平均リターンが低い。第二に、個人投資家は「歪度の高い株式」を「歪度の低い株式」に比べより多く保有する傾向を有する。第三に、個人投資家による株式市場への資金流入の規模と「歪度の高い銘柄」の「歪度の低い銘柄」に対する相対パフォーマンスとは、正の相関を有する。第四に、個人投資家が株式市場に資金を投下する際には、「歪度の高い銘柄」により多くの資金を投じる傾向があり、逆に株式市場から資金を引き揚げる際には、「歪度の低い銘柄」からより多くの資金を引き揚げる傾向がある。

ところで、Barberis and Huang(2008)のモデルにおいて証券価格に影響を及ぼすのは、統計量としての歪度それ自体ではなく、リターンの分布の左右の裾の厚みの違い(歪み)である。従ってこの歪みを示す尺度として、歪度が唯一のものであるというわけではない。我々は後の実証において、歪度に加え、Bali et al.(2011)から着想を得た、次の(8)式により示される「MaxMin値」を使用した分析結果をも示す²¹⁾。

$$\text{MAXMIN}_i = \text{Max}[R_i] + \text{Min}[R_i] \quad (8)$$

但し $\text{Max}[R_i]$ は株式 i のリターンの最大値、 $\text{Min}[R_i]$ は株式 i のリターンの最小値を示す。 MaxMin 値は、過去一定期間のリターンの最大値とその最小値との和である。個別株式の一定期間における最大リターンは正の値、最小リターンは負の値をとるのが普通である。このためある株式の MaxMin 値が大きければ大きいほ

ど、その株式のリターンの経験分布は右裾が厚く、左裾が薄いことになる。これは確率が小さくとも大きな正のリターンが出現することを求める「ギャンブル投資家」が選好する株式の特性を良く示すものと見ることができるだろう。

V-2. 実証研究—日本株市場における個人投資家の「ギャンブル選好」

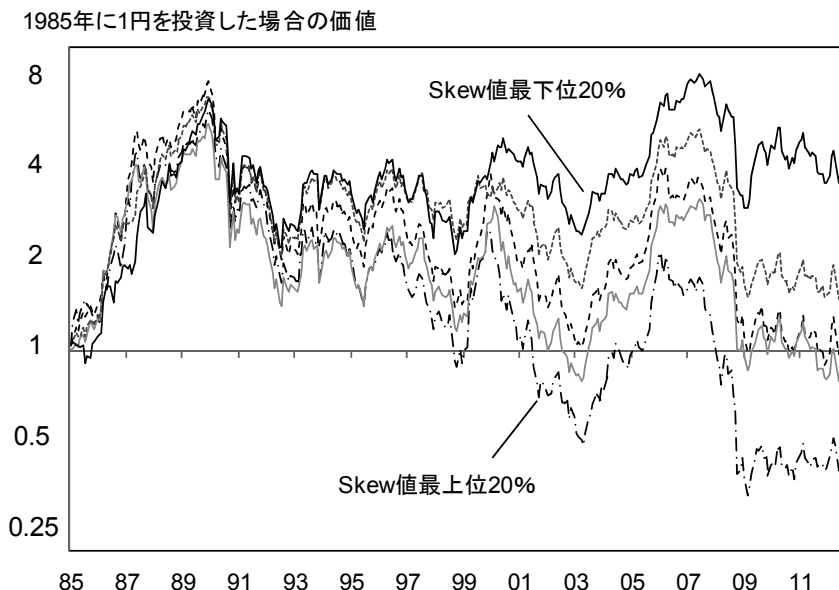
個人投資家の「ギャンブル選好」は現実の資産選択行動において確認されるのか、またそれは市場価格に影響を与えているのだろうか？日本の株式市場における我々自身の研究を紹介する前に、米国の株式市場におけるいくつかの実証研究を紹介しておこう。

個人投資家の資産ポートフォリオが、伝統的ファイナンス理論の示唆するところに比べ遥かに分散の度合いが小さいことは良く知られている。Mitton and Vorknik(2007)とGoetzman and Kumar(2008)はいずれも米国の証券会社の個人アカウントのデータを使用し、ポートフォリオの分散の度合いが低い個人投資家ほど、保有ポートフォリオのリターンの歪度が高いことを示した。Kumar(2009)もまた同様なデータを基に、個人投資家が全体として「歪度の大きい株式」など「宝くじ的な性格」を有する株式をより多く保有する傾向があり、機関投資家によるそのような株式の保有は少ないことを示した。そして個人投資家の中では、「宝くじへの支出割合」の大きい社会経済的階層が、「宝くじ的な性格を有する株式」をより多く保有する傾向があることを実証している。

これらの研究は「ギャンブル選好」を示す個人投資家が現実に存在すること、そしてその「選好」が現実の資産選択行動に影響を与えていることを実証している。だが一方、我々が知る限り、米国市場を対象とする研究では、こうした個人投資家による「ギャンブル選好」に基づく

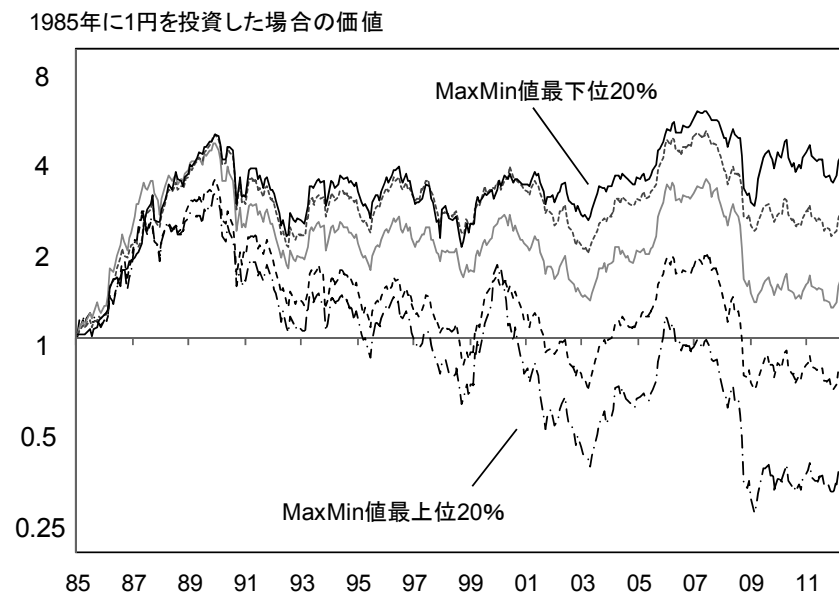
21) Bali et al. (2011) は、個別株式の前月中の日中リターンの最大値が、翌月の株価リターンと負の相関を有することを示した。彼らの尺度である「Max値」とは異なり、我々の尺度である「MaxMin値」は、Barberis and Huang (2008)のモデルにおける分布の歪みを捕捉するものとして、リターンの最大値だけでなく、リターンの最小値をも考慮するものとなっている。

図 7 日本株：Skew 値による五分位ポートフォリオの累積パフォーマンス



(注) 東証一部市場に上場する全銘柄を対象に、1985 年以降、各月月初時点における過去 60 ヶ月間（上場期間が 5 年未満の場合は最低 36 か月）のデータを使用して Skew 値（本文 (7) 式）を推計、これに基づき作成した五分位ポートフォリオのそれぞれにつき当月のリターンを計測する作業を毎月繰り返すことを想定し、各分位ポートフォリオの累積パフォーマンス（取引コスト考慮前、時価総額加重ベース）を算出した。

図 8 日本株：MaxMin 値による五分位ポートフォリオの累積パフォーマンス 1985 年に 1 円を投資した場合の価値



(注) 東証一部市場に上場する全銘柄を対象に、1985 年以降、各月月初時点における過去 60 ヶ月間（上場期間が 5 年未満の場合は最低 36 か月）のデータを使用して MaxMin 値（本文 (8) 式）を推計、これに基づき作成した五分位ポートフォリオのそれぞれにつき当月のリターンを計測する作業を毎月繰り返すことを想定し、各分位ポートフォリオの累積パフォーマンス（取引コスト考慮前、時価総額加重ベース）を算出した。

投資行動がどのように市場価格に影響を与えているのか、特に「ボラティリティ・アノマリー」とどのように関係しているのかについて、直接的な実証研究を行ったものは見られない。

そこで我々自身による日本の株式市場を対象とする実証研究（内山・岩澤 2012）を紹介しよう。実証に使用するデータ及び分析の手法は、本稿Ⅳ-2における海外投資家の行動に関する実証の際に使用したものとはほぼ同様である。

第一に、「歪度（または MaxMin 値）の高い株式」は「歪度（または MaxMin 値）の低い株式」に比べ長期平均リターンが低い、との仮説を検証する。東証一部上場全銘柄を対象に、1985年1月以降、各月月初時点で「Skew 値（または MaxMin 値）」を算出、これに基づき作成した五分位ポートフォリオのそれぞれにつき、当月のリターンを計測した。そして毎月この作業を繰り返すことを想定し、各分位ポートフォリオの累積パフォーマンスを算出した（図7、図8）。1985年年初に「Skew 値（MaxMin 値）」が最も低い銘柄群により構成されるポートフォリオに1円の投資を行った場合、その資金は2012年6月末時点で2.43円（3.06円）となっている計算であるのに対し、「Skew 値（MaxMin 値）」が最も高い銘柄群により構成されるポートフォリオに投資した場合は0.60円（0.37円）に減少している計算となる。年率平均の投資リターンは、「低 Skew 値（MaxMin 値）ポートフォリオ」が3.3%（4.2%）であるのに対し、「低 Skew 値（MaxMin 値）ポートフォリオ」はマイナス1.9%（マイナス3.5%）であり、その差は52bp（77bp）である。歪度、MaxMin 値のいずれもが「歪度（MaxMin 値）アノマリー」と呼ぶべき性質を示しており、仮説と整合的な結果である。但し MaxMin 値の方が Skew 値よりも強い結果を示している。

ここで「銘柄固有ボラティリティ・アノマリー」と「歪度（MaxMin 値）アノマリー」の関係について触れておこう。内山・岩澤(2012)は、1)「銘柄固有ボラティリティ」に基づく五分位ポートフォリオの最上位と最下位のリターンの

差は、「歪度（または MaxMin 値）」のそれと強い正相関を有する、2)「銘柄固有ボラティリティ」に基づく五分位ポートフォリオの最上位と最下位のリターンの差は、「歪度（または MaxMin 値）」をコントロールすると半分程度の大きさになる、3)「歪度（または MaxMin 値）」に基づく五分位ポートフォリオの最上位と最下位のリターンの差は、「銘柄固有ボラティリティ」をコントロールすると半分程度の大きさになる、との観察に基づき、「銘柄固有ボラティリティ」の効果と「歪度（MaxMin 値）」の効果は、ある程度同じ情報を共有している、と論じている。Boyer et al.(2010)も米国市場における検証で同様な結果を報告しており、「銘柄固有ボラティリティ・アノマリー」と「歪度（MaxMin 値）アノマリー」とが関係する事象である可能性は高いと言えるだろう。但し、両事象がどの程度重なり合うものであるのかについては見解が分かれる。内山・岩澤（2012）は、MaxMin 値をコントロールした場合、「銘柄固有ボラティリティ」に基づく五分位ポートフォリオの最上位と最下位のリターンの差が統計的に有意な水準ではなくなる、としているが、Ang et al. (2009)は、歪度をコントロールしても「銘柄固有ボラティリティ」の効果は消滅しないとしている。本稿ではこの問題についてこれ以上の深入りは避け、「銘柄固有ボラティリティ」の半分程度は「歪度（または MaxMin 値）」の効果により説明できることを確認した上で、後者についての分析に集中したい。

次に前節で提示した第二の仮説である、個人投資家が「歪度（または MaxMin 値）の高い株式」を「歪度（または MaxMin 値）の低い株式」に比べより多く保有している、という命題を検証する。ここでは1985年から2012年まで、東証一部上場の3月・9月決算期採用企業を対象に、被説明変数を各年3月末・9月末時点の個人投資家持ち株比率、説明変数を各年2月末・8月末時点で推計したSkew 値（または MaxMin 値）及びその他のコントロール変数、としてパネル回帰を行う。

表3 個人投資家持ち株比率の回帰

	Skew値	過去60ヵ月リターン	ベータ	対数時価総額	B/P
(1)	0.18 (8.55)				
(2)	0.21 (10.28)	-0.24 (-8.47)			
(3)	0.06 (4.40)		0.03 (1.22)	-0.47 (-13.06)	-0.05 (-1.70)

	MaxMin値	過去60ヵ月リターン	ベータ	対数時価総額	B/P
(1)	0.16 (7.60)				
(2)	0.21 (10.04)	-0.27 (-8.74)			
(3)	0.05 (3.53)		0.02 (1.02)	-0.48 (-13.28)	-0.04 (-1.60)

(注) 東証一部3月、9月決算期採用銘柄を対象に、1985年から2012年まで毎年3月末・9月末のデータを対象にしたパネル回帰の結果。被説明変数は個人投資家持ち株比率（出所：有価証券報告書）。説明変数はSkew値またはMaxMin値、過去60ヵ月リターン、ベータ値、対数時価総額、B/P、年次ダミー変数。Skew値、MaxMin値、ベータ値は各年2月末・8月末時点まで60ヵ月のリターンで算出。対数時価総額は各年2月末・8月末時点の時価総額の自然対数。B/Pは自己資本簿価／時価総額比率で、自己資本簿価は各年2月末・8月末時点で利用可能な直近決算期末の値、時価総額は各年2月末・8月末の値。年次ダミー変数の回帰係数は記載を省略した。被説明変数と説明変数は、それぞれ平均ゼロ、標準偏差1に正規化した。括弧内は、Petersen(2009)やThompson(2011)に基づき、時間と銘柄の双方を対象にした二重クラスター法により時系列相関とクロスセクション相関を考慮したt値を示す。

結果は総じて仮説と整合的である（表3）。まず年次ダミー以外にコントロール変数を加えない場合、Skew値（またはMaxMin値）の係数は統計的に有意な水準（5%水準）で正の値を示す。つまり、Skew値（またはMaxMin値）が高いほど、個人投資家の持ち株比率は大きい。日本の個人投資家は過去のリターンが低い銘柄を逆張りのように選好する傾向が強いことを考慮し、過去60ヵ月リターン（低い方が個人投資家の持ち株比率が大きい）をコントロール変数として加えても、結果には大差はない。また、機関投資家が大型株を選好する影響もあり、個

人投資家は小型株選好が強いとされることを考慮し、対数時価総額をコントロールすると、Skew値（またはMaxMin値）の係数は、対数時価総額をコントロール変数として加えない場合に比べ小さくなるものの、統計的に有意な水準（5%水準）で正の値であることには変わらない²²⁾。

第三に、個人投資家による日本株への資金流入の規模と、「歪度（またはMaxMin値）の高い株式」の「歪度（またはMaxMin値）の低い株式」に対する相対パフォーマンスが正に相関するとの仮説を検証する。

22) Skew値（またはMaxMin値）の回帰係数が時価総額をコントロールした際に、そうでない場合に比べて小さくなるのはSkew値（またはMaxMin値）と時価総額が負の相関を持つ傾向があるためであると思われる。Skew値（またはMaxMin値）が高いということは、過去の一定期間（我々の実証研究では60ヵ月）において株価が異常に高いリターンを示した時期があったことを示すが、経験的にそのような「異常高」を示す銘柄は大型株より小型株に多い。

表4 個人投資家の日本株買い越し金額とSkew値, MaxMin値による分位ポートフォリオの累計リターン差との相関係数

	個人投資家 (全体)	個人投資家 (現金)	個人投資家 (信用)
パネル1: 時価総額加重			
Skew値	-0.11 (2.04)	-0.16 (3.01)	0.07 (1.27)
MaxMin値	-0.16 (2.88)	-0.28 (5.30)	0.18 (3.40)
パネル2: 等金額加重			
Skew値	-0.10 (1.75)	-0.19 (3.54)	0.15 (2.72)
MaxMin値	-0.12 (2.18)	-0.26 (4.86)	0.22 (4.06)

(注) 東京証券取引所が公表する「投資部門別株式売買状況」による、各投資主体毎の日本株主要三市場（東京、大阪、名古屋）における資金流入金額（対東証一部時価総額比）と、Skew値（またはMaxMin値）に基づく五分位ポートフォリオにおける「Skew値（またはMaxMin値）最上位20%」-「Skew値（またはMaxMin値）最下位20%」の平均リターン差との相関係数及びそのt値（括弧内）を示した。サンプル期間は1985年1月～2012年6月。Skew値（及びMaxMin値）は、東証一部市場に上場する全銘柄を対象に、各月月初時点における過去60ヵ月間（上場期間が5年未満の場合は最低36ヵ月）のデータにより推計。ポートフォリオのリターンは取引コスト考慮前、時価総額加重ベース（パネル1）ないしは等金額加重（パネル2）で算出。

まず東京証券取引所の「投資部門別株式売買状況」を使用し、個人投資家による日本株への資金流入の規模と、東証一部全銘柄を対象とした「Skew値（またはMaxMin値）最上位20%」及び「Skew値（またはMaxMin値）最下位20%」の双方のポートフォリオのリターンの差との相関係数を調べる（表4）。その結果、個人投資家全体の日本株への資金流入は、「Skew値（またはMaxMin値）が高い株式」の「Skew値（またはMaxMin値）が低い株式」に対する相対パフォーマンスと、負の相関を持っている。これは仮説と整合しない結果である。

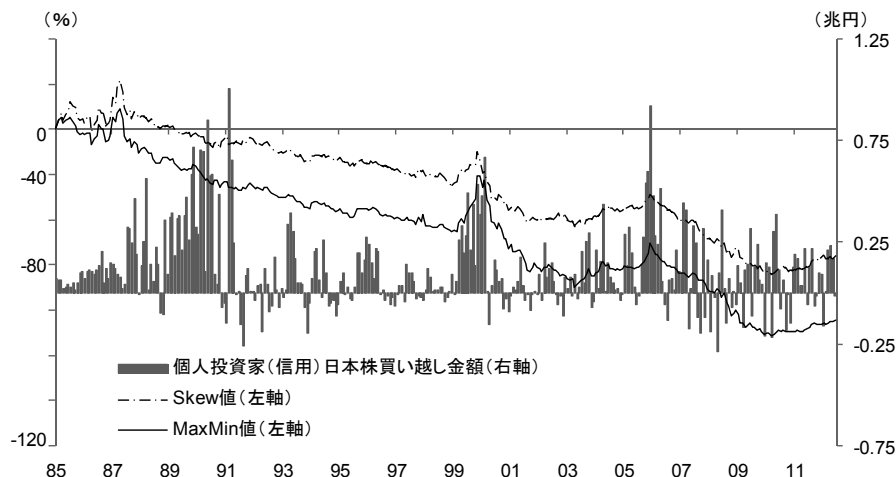
だが東京証券取引所の統計は個人投資家の日本株への資金流入を、現金取引によるものと信用取引によるものの二つに区分している。そこでこれらのそれぞれについて相関係数を調べたところ、個人投資家の信用取引を通じた日本株への資金流入については、相関係数はプラスである。日本の株式市場において「ギャンブル選好」に基づくと思われる資金フローを示しているのは、個人投資家の全てではなく、そのうち信用取引を通じた取引を行う個人投資家である

ということになる。

なお、個人投資家の信用取引を通じた日本株への資金流入金額と、MaxMin値に基づくポートフォリオ（時価総額加重ベース）のリターン差とは統計的に有意（5%水準）な正の値である一方、それとSkew値に基づくポートフォリオ（時価総額加重ベース）のリターン差との相関係数は統計的に有意ではない。だが、ポートフォリオのパフォーマンスを等金額加重ベースで算出した場合には、MaxMin値、Skew値のいずれに基づくポートフォリオのリターン差が、個人投資家の信用取引を通じた日本株への資金流入金額と、統計的に有意（5%水準）な正の相関係数を示す。個人投資家による日本株への資金流入の規模は、「歪度（またはMaxMin値）の高い株式」の「歪度（またはMaxMin値）の低い株式」に対する相対パフォーマンスが正に相関するとの仮説は、信用取引による取引に限れば、概ね支持することができる、と言えるだろう。

実際、信用取引を通じた個人投資家による日本株への資金流入の規模と、「歪度（または

図9 個人投資家(信用)の日本株買い越し金額とSkew値, MaxMin値による分位ポートフォリオの累計リターン差



(注)「個人投資家(信用)日本株買い越し金額」は、三市場(東証1, 2部及び東証マザーズ)における個人投資家の信用取引を通じた買付け金額と売付け金額の差額。「Skew値」,「MaxMin値」は、東証一部市場に上場する全銘柄を対象に、各月初時点における過去60ヵ月間(上場期間が5年未満の場合は最低36ヵ月)のデータによる推計値に基づき作成した五分位ポートフォリオ(取引コスト考慮前, 時価総額加重ベース)の、各ファクター値最上位ポートフォリオのリターン/各ファクター値最下位ポートフォリオのリターン比率を算出, その累計値を示した。銘柄固有ボラティリティ, Skew値, MaxMin値の定義はそれぞれ, 本文(3)式, (7)式, 及び(8)式を参照。

MaxMin値)の「高い株式」の「歪度(またはMaxMin値)の低い株式」に対する相対パフォーマンスとの関係を図示すると、前者は後者に対し趨勢的にアンダーパフォームしているが、そうした中で、信用取引を通じた個人投資家の日本株買い越し金額が相対的に大きい局面では、そのアンダーパフォームの度合いが薄れることが確認できる(図9)。

第四に、個人投資家が株式市場に資金を投下する際には、「歪度の高い銘柄」により多くの資金を投じる傾向があり、逆に株式市場から資金を引き上げる際には、「歪度の低い銘柄」からより多くの資金を引き上げる傾向がある、との仮説を検証する。

ここでは1985～2011年度の27年度分のクロスセクションデータを、個人投資家が信用取引を通じ日本株市場に資金を投下した年度により三つに分割する。そして彼らが「特に多く資金を投下した年度」「特に多く資金を引き揚げた年度」のそれぞれ9年度分のクロスセクションデータを利用して、それぞれパネル回帰を行う。年度を区別する基準は、主要三市場における各年度中の個人投資家の信用取引による日本株買い越し金額(を年度中の日本株平均時価総額で除して基準化した値)の大きさとする。

パネル回帰は、東証一部上場の3月決算期採用企業を対象に、被説明変数を各年度中の個人投資家持ち株比率の変化幅、説明変数を各年度

23) この設定によって、説明変数であるSkew値の計測期間と、被説明変数である個人投資家持ち株比率の変化幅の計測期間の一部が重なることになり、説明変数と被説明変数の間の「同時性」の問題が生じることになる。我々はこの問題を回避するべく、各年度初めまでの60ヵ月間で計測したベータ値を説明変数として(表5)の作業を繰り返した。その結果、「個人投資家が信用取引を通じ特に多く資金を引き揚げた年度」における分析結果は(表5)のそれと基本的に同様であったが、「個人投資家が信用取引を通じ特に多く資金を投下した年度」における分析結果は(表5)のそれと異なり、Skew値の回帰係数が統計的に有意な水準でマイナスとなった。だがこの分析結果は、我々の仮説が誤りであることを示すものというよりは、この方法により推定されたSkew値が我々の仮説を支持しなかったと見るべきであると思われる。この議論の詳細については岩澤・内山(2012)を参照されたい。

表5 個人投資家持ち株比率の変化幅の回帰

パネル1:個人投資家信用部門の資金流入が大きかった年度 (85~87年度、89~90年度、95年度、99年度、04~05年度)				
	Skew値	対数時価総額	B/P	予想ROE変化
(1)	0.07 (2.06)			
(2)	0.07 (2.29)	-0.03 (-0.39)		
(3)	0.06 (2.31)	-0.03 (-0.43)	-0.01 (-0.34)	
(4)	0.07 (2.25)	-0.03 (-0.40)		0.00 (0.10)
(5)	0.07 (2.28)	-0.03 (-0.45)	-0.01 (-0.28)	0.00 (0.07)

パネル2:個人投資家信用部門の資金流入が小さかった年度 (91~92年度、94年度、96年度、00~02年度、07~08年度)				
	Skew値	対数時価総額	B/P	予想ROE変化
(1)	-0.10 (-2.71)			
(2)	-0.09 (-2.88)	0.06 (1.39)		
(3)	-0.09 (-2.92)	0.06 (1.44)	0.02 (1.10)	
(4)	-0.09 (-2.97)	0.06 (1.46)		0.00 (0.49)
(5)	-0.09 (-3.02)	0.06 (1.47)	0.02 (1.11)	0.00 (0.51)

(注) 1985～2011年度の各年度のクロスセクションデータを利用したパネル回帰。パネル1はこのうち個人投資家(信用)からの日本株主要3市場(東京、大阪、名古屋)での買い越し金額(対時価総額比率)が大きかった85～87年度、89～90年度、95年度、99年度、04～05年度の9年度を対象としたパネル回帰の結果。パネル2は個人投資家(信用)からの日本株主要3市場(東京、大阪、名古屋)での買い越し金額(対時価総額比率)が小さかった91～92年度、94年度、96年度、00～02年度、07～08年度の9年度を対象としたパネル回帰の結果。対象は東証一部3月決算期採用企業。被説明変数は各年度中の個人投資家持ち株比率の変化幅。説明変数は、Skew値、対数時価総額、B/P、予想ROE変化、年次ダミー変数。ヒストリカル・ベータ値は各年度末時点まで60ヵ月のリターンで算出。対数時価総額は各年度9月末の時価総額の自然対数。B/Pは自己資本/時価総額比率で、各年度の9月末の値。予想ROE変化は、各年度末における翌年度予想ROEと、各年度開始時点における当年度予想ROEの差。予想ROEは予想純利益/自己資本簿価で、予想純利益はコンセンサス予想。コンセンサス予想はIFIS > I/B/E/S > QUICKの優先順位で採用し、それぞれアナリストが2名以上のデータのみを対象とし、対象データがない場合には野村証券予想 > 東洋経済新報社予想の順で補完した。年次ダミー変数の回帰係数は記載を省略した。被説明変数と説明変数は、それぞれ平均ゼロ、標準偏差1に正規化した。括弧内は、Petersen(2009)やThompson(2011)に基づき、時間と銘柄の双方を対象にした二重クラスター法により時系列相関とクロスセクション相関を考慮したt値を示す。

3月末時点で推計したSkew値²³⁾及びその他のコントロール変数として行う。

回帰分析の結果をみよう(表5)。まず個人投資家の信用取引を通じた日本株への資金流入金額が比較的大きかった9つの年度についてみると、コントロール変数の有無にかかわらず、

Skew値の係数は統計的に有意な水準(5%水準)で正の値を示す。つまり、信用取引を行う個人投資家が日本株に資金を投下する際には、Skew値の高い銘柄ほど、個人投資家の持ち株比率の増加幅は大きく、そのことは他の変数をコントロールしても変わらない。

次に個人投資家の信用取引を通じた日本株への資金流入金額が比較的小さかった9つの年度についてみると、今度はコントロール変数の有無にかかわらず、Skew値の係数は統計的に有意な水準（5%水準）で負の値をとる。つまり、信用取引を行う個人投資家が日本株から資金を引き揚げる際には、Skew値の高い銘柄ほど、個人投資家の持ち株比率の増加幅は小さく（減少幅が大きく）、そのことは他の変数をコントロールしても変わらない。

なお以上の回帰分析において、説明変数をSkew値からMaxMin値に置き換えた分析を行った場合でも、結果は同様である（表の記載は省略）。

以上、日本の株式市場における個人投資家全体ではなく、信用取引を行う個人投資家に限ってみると、我々の実証結果は前節で提示した仮説と整合的である。まず個人投資家は日本株市場において、平均的にみると「Skew値（またはMaxMin値）の高い銘柄」を「Skew値（またはMaxMin値）の低い銘柄」より多く保有し

ている。そして彼らが信用取引を通じて日本株市場に資金を投じる際には、「Skew値（またはMaxMin値）の高い銘柄」に対しより多くの資金を投じる傾向にあり、従ってそうした時期には「歪度（MaxMin値）アノマリー」は弱まる傾向にある。これに対し彼らが日本株市場から資金を引き揚げる際には、「Skew値（またはMaxMin値）の高い銘柄」からより多くの資金を引き揚げる傾向にあり、「歪度（MaxMin値）アノマリー」はこの時期に強く顕現する傾向にある。時系列全体の統計で「歪度（MaxMin値）アノマリー」が観察されるのは、後者の時期における「Skew値（またはMaxMin値）の高い銘柄」のアンダーパフォーマンスが大きいためであるが、これは前者の時期において、信用取引を行う個人投資家の強い需要により「Skew値（またはMaxMin値）の高い銘柄」の株価がファンダメンタルズ価値に比べ割高になり、その修正が後者の時期に生じるため、と見ることができよう。

VI. 結論

リスクが高い証券に投資した場合の期待リターンは、リスクが低い証券に投資した場合のそれに比べて高い—この伝統的ファイナンス理論の「常識」に反し、現実の金融市場では、リスクが高い証券の長期平均投資リターンが、リスクが低い証券のそれを下回る傾向がある。具体的には、事前に測定された個別株式のベータ値とその後に実現される株式リターンとの間、そして、事前に測定された個別株式の「銘柄固有ボラティリティ」とその後に実現されるリターンとの間にはそれぞれ負の相関が観察される。

伝統的ファイナンス学派が、経済的リスクはその対価としてのプレミアムにより報われるとの「信条」を曲げずにこの事実を解釈する試み続ける一方、そのオルタナティブとして台頭

してきた行動ファイナンス学派は、現実の金融市場における投資家の行動特性を踏まえた、その説得的な解釈を提示してきた。

Baker et al. (2011) は「ベンチマーク運用」を行う機関投資家が「高ベータ選好」を強いられること、そしてこの選好によって生まれる需要によって「ベータ値が高い株式」がファンダメンタルズ価値に比べ「割高」に評価される傾向があることが「ベータ・アノマリー」の背景にあると論じる。

我々はこの理論が生み出す諸仮説を、日本の株式市場において取引量の60～70%を占める海外投資家の行動の分析によって検証した。検証の結果は仮説と整合的である。海外投資家は日本株市場において、平均的にみると「ベータ

値の高い銘柄」を「ベータ値の低い銘柄」より多く保有している。そして彼らが日本株市場に資金を投じる際には、「ベータ値の高い銘柄」に対しより多くの資金を投じる傾向にある。だが逆に、彼らが日本株市場から資金を引き揚げる際には、「ベータ値の高い銘柄」からより多くの資金を引き揚げる傾向にあり、「ベータ・アノマリー」はこの後者の時期に強く顕現する。つまり、前者の時期には、「ベータ値の高い銘柄」の株価は、海外投資家の需要によってファンダメンタルズ価値に比べ「割高」な水準に押し上げられるが、後者の時期にその修正が生じるため、平均的には「ベータ値の高い銘柄」のリターンが低迷することになると見られるのである。

一方、Barberis and Huang(2008)は「ギャンブル選好」とでも呼ぶべき「少ない確率で発生する多額の利益に対するリスク愛好的な傾向」を重視する。そしてこうした選好を持つ投資家が市場に存在する場合、「歪度が高い株式」がファンダメンタルズ価値に比べ「割高」に評価されることになり、これが「歪度アノマリー」、つまり「歪度が高い株式」の長期リターンの低迷をもたらすと論じる。

我々はこの理論が生み出す諸仮説を、日本の株式市場における個人投資家の行動の分析によって検証した。その結果、信用取引を行う個人

投資家がこの仮説と整合的な行動をとっており、彼らが市場価格にも影響を及ぼしていることが確認された。個人投資家は日本株市場において、平均的にみると「歪度の高い銘柄」を「歪度の低い銘柄」より多く保有している。そして彼らが信用取引を通じて日本株市場に資金を投じる際には、「歪度の高い銘柄」に対しより多くの資金を投じる傾向にある。だが逆に、彼らが信用取引を通じて日本株市場から資金を引き揚げる際には、「歪度の高い銘柄」からより多くの資金を引き揚げる傾向にあり、「歪度アノマリー」はこの後者の時期に強く顕現する。つまり、前者の時期には、「歪度の高い銘柄」の株価は、海外投資家の需要によってファンダメンタルズ価値に比べ「割高」な水準に押し上げられるが、後者の時期にその修正が生じるため、平均的には「歪度の高い銘柄」のリターンが低迷することになると見られる。

そして「歪度アノマリー」と「銘柄固有アノマリー」とは重なり合う事象であり、前者は後者の半分程度を説明することができる。

以上、我々の実証研究は、「ボラティリティ・アノマリー」、つまり事前に測定された個別株式のボラティリティとその後のリターンとの負の相関の背景に、ボラティリティを選好する投資家の存在と、彼らが市場にもたらす株式需給の影響がある、との見方を支持するものである。

参 考 文 献

- Alpert, Marc, and Howard Raiffa(1982), "A progress report on the training of probability assessors," in Daniel Kahneman, Paul Slovic, and Amos Tversky (ed.), *Judgement under Uncertainty: Huristics and Biases*, Cambridge University Press.
- Ang, Andrew, Robert J. Hodrick, Yuhang Xing, and Xiaoyan Zhang(2006), "The Cross-Section of Volatility and Expected Returns," *Journal of Finance*, Vol. 61 No. 1, pp. 259-299.
- Ang, Andrew, Robert J. Hodrick, Yuhang Xing, and Xiaoyan Zhang(2009), "High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further US Evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol. 91 No. 1, pp. 1-23.
- Baker, Malcolm, Brendan Bradley, and Jeffrey Wurgler(2011), "Benchmarks as Limits to Arbitrage: Understanding the Low-Volatility Anomaly," *Financial Analysts Journal*, Vol. 67 No. 1, pp. 40-54.

- Bali, Turan, Nusret Cakici, and Robert F. Whitelaw(2011), "Maxing Out: Stocks as Lotteries and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 99 No. 2, pp. 427-446.
- Barberis, Nicholas, and Ming Huang(2008), "Stocks as Lotteries, the Implications of Probability Weighting for Security Prices," *American Economic Review*, Vol. 98 No. 5, pp. 2066-2100.
- Black, Fischer, Michael C. Jensen, and Myron Schols(1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests," in Michael C. Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger.
- Bodie, Zvi, Robert Merton, and David Cleeton(2008), *Financial Economics, 2nd edition*, Prentice Hall
- Boyer, Brian, Todd Mitton, and Keith Vorknik(2010), "Expected Idiosyncratic Skewness," *Review of Financial Studies*, Vol. 23 No. 1, pp. 169-202.
- Chen, Joseph, Harrison Hong, and Jeremy Stein(2001), "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, Vol. 61 No. 3, pp. 345-381.
- Cornell, Bradford(2009), "The Pricing of Volatility and Skewness: A New Interpretation," *Journal of Investing*, Vol. 18 No. 3, pp. 27-30.
- De Long, J. Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, and Robert J. Waldmann(1990), "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy*, Vol. 98 No. 4, pp. 703-738.
- Fama, Eugene F., Kenneth R. French(1992), "The Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance*, Vol. 47 No.2, pp. 427-465.
- Fama, Eugene F., Kenneth R. French(1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33 No. 1, pp. 3-56.
- Fischhoff, Baruch, Paul Slovic, and Sarah Lichtenstein(1977), "Knowing with Certainty: The Appropriateness of Extreme Confidence," *Journal of Experimental Psychology. Human Perception and Performance*, Vol. 3 No. 4, pp. 552-564.
- Fu, Fangjian(2009), "Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 91 No. 1, pp. 24-37.
- Haugen, Robert A., and A. James Heins(1972), "On the Evidence Supporting the Existence of Risk Premiums in the Capital Market," Working paper
- Haugen, Robert A., and A. James Heins(1975), "Risk and the Rate of Return on Financial Assets: Some Old Wine in New Bottles," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 10 No. 5, pp.775-784.
- Huang, Wei, Qianqiu Liu, S. Ghon Rhee, and Liang Zhang(2010), "Return Reversal, Idiosyncratic Risk, and Expected Returns," *Review of Financial Studies*, Vol. 23 No. 1, pp. 147-168.
- 岩澤誠一郎・内山朋規 (2012)「海外投資家・個人投資家の投資行動と日本株の「ボラティリティ・アノマリー」」『日本ファイナンス学会第 20 回大会予稿集』, No. 39, pp. 1-42.
- 岩澤誠一郎・内山朋規 (2013)「海外投資家は「バリュウ・アノマリー」の裁定投資家か、それともその逆か？」『行動経済学会第 6 回大会プロシーディングス』, 近刊
- Kahneman, Daniel, and Amos Tversky(1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, Vol. 47 No. 2, pp. 263-291.
- 久保田敬一・竹原均 (2007)「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」『現代ファイナンス』, No. 22, pp. 3-23.
- Kumar, Alok(2009), "Who Gambles in the Stock Market?," *Journal of Finance*, Vol. 64 No. 4, pp. 1889-1933.
- Mitton, Todd, and Keith Vorknik(2007), "Equilibrium Underdiversification and the Preference for Skewness," *Review of Financial Studies*, Vol. 20 No. 4, pp. 1255-1288.

- Newey, Whitney K and Kenneth D. West(1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55 No. 4, pp. 703-708.
- Petersen, Mitchell A.(2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *Review of Financial Studies*, Vol. 22 No. 1, pp. 435-480.
- ポパー, カール (1971) 『科学的発見の論理』 恒星社厚生閣
- Shleifer, Andrei, and Lawrence H. Summers(1990), "The Noise Trader Approach to Finance," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4 No. 2, pp. 19-33.
- Shleifer, Andrei(2000), *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Oxford University Press
- Thompson, Samuel Brodsky(2011), "Simple Formulas for Standard Errors That Cluster by Both Firm and Time," *Journal of Financial Economics*, Vol. 99 No.1, pp.1-10.
- Tversky, Amos, and Daniel Kahneman(1983), "Extensional versus Intuitive Reasoning: The Conjunction Fallacy in Probability Judgement," *Psychological Review*, Vol. 90 No.4, pp. 293-315.
- Tversky, Amos, and Daniel Kahneman(1992), "Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 5 No. 4, pp. 297-323.
- 内山朋規・岩澤誠一郎 (2012) 「投資家の「ギャンブル志向」は日本の株価に影響を与えているか：歪度と期待リターン」『現代ファイナンス』 No. 31, pp. 61-86.
- 山田徹・上崎勲 (2009) 「低ボラティリティ株式運用」『証券アナリストジャーナル』, 第47巻第6号, pp. 97-110.
- 山田徹・永渡学 (2010) 「投資家の期待とボラティリティ・パズル」『証券アナリストジャーナル』, 第48巻第12号, pp. 47-57.