

機関投資家はアノマリーを活用しているのか？日本の株式市場における検証

岩澤誠一郎^a 内山朋規^b

要旨

機関投資家は市場の非効率、「アノマリー」を活用して最終顧客に超過リターンをもたらすことが期待されている。我々は日本の株式市場を対象としてこの「洗練された機関投資家仮説」を検証するべく、米国市場を中心とする実証研究で CAPM に対し超過リターンをもたらすことが知られている 10 のファクターにつき、海外投資家、国内投資信託、国内年金信託の各機関投資家がこれらの「アノマリー」を活用して超過リターンを生み出しているかどうかを調査した。我々の検証結果は総じて仮説に対し非整合的である。第一に、各種機関投資家の集計パフォーマンスは、CAPM 及び一般的なマルチ・ファクターモデルに対し正のアルファ値を生み出していない。第二に、機関投資家の集計リターンのうち「銘柄選択能力」の貢献による部分と各種「アノマリー」の超過リターンとの相関を調べたが、10 ファクターのうち 8 ファクターについては正の相関が観察されない。第三に、機関投資家が各種「アノマリー」により超過リターンを生み出す銘柄群をオーバーウェイトする傾向があるかどうかを検証したが、10 ファクターのうち 8 ファクターについては、そのような安定した傾向が見られない。また、残りの 2 つのファクターについては機関投資家が安定してオーバーウェイトしているものの、そのポジションは彼らに顕著な超過リターンをもたらしていない。

キーワード: 機関投資家、裁定取引、株式投資戦略

JEL Classification Numbers: G11, G12, G23

a 名古屋商科大学大学院マネジメント研究科 email: siwasawa@nucba.ac.jp

b 野村証券金融工学研究センター email: tomonori.uchiyama@nomura.com

† 本論文は行動経済学会第 8 回大会報告予稿である。座長及び討論者の労をお取りいただいた井上光太郎先生に感謝したい。本研究は JSPS 科研費 25380412 の助成を受けている。

現代のファイナンス研究者の間では、現実の株式市場が「完全に効率的 (perfectly efficient)」ではないということについてある程度の合意がなされつつあるとみることができるだろう (例えば Ang 2014)。また、世界の株式市場では「バリュー・アノマリー」、すなわちある時点における簿価自己資本/株式時価総額比率 (Book-to-Market 比率、以下 B/M 比率) とその後のリターンとが正の相関を有するとの実証的事実を始め、数々の「アノマリー」が観察されるが、少なくともその一部が「ミスプライシング」により生じているとの見方についても、大方の研究者及びファイナンス実務家の合意を得ることができるだろう¹。

ここで興味深いのは、株式市場における「アノマリー」に対して、プロの投資家である機関投資家がいかなる役割を果たしているのか、という問題である。彼らの多くはまず、市場に非効率、「アノマリー」が存在することを知っていると想定して良いだろう。そしてそうした中で、一般的に彼らに期待されている役割は、情報通のプロの投資家として、市場の非効率、「アノマリー」を活用して最終顧客に超過リターンをもたらすことだろう。機関投資家がこうした行動をとるのであれば、それは市場をより効率的なものにすることも寄与することになる。Edelen et al. (2014) に倣い、こうした見方を「洗練された機関投資家仮説」と呼ぼう。

だが現代の株式市場において機関投資家は強い影響力を持っている。米国の上場株式における機関投資家の所有比率は 2007 年時点で 68% に達する (Lewellen 2011)。日本でも国内外の機関投資家による上場株式の所有比率は 2013 年時点で 38% である。また機関投資家の存在感は年々強まる方向にある。従って、機関投資家の大勢がこのように「洗練」された投資行動をとるのであれば、「アノマリー」は時とともに減衰・消滅の方向に向かうはずであろう。しかし現実には、近年の株式市場においても多くの「アノマリー」が消滅することなく残っている (本論文第 2 章)。これは機関投資家が全体として「洗練された」投資家として行動しているとの見方と整合しない。

機関投資家と「アノマリー」との関係について、もう少し詳細に検討してみよう。「洗練された機関投資家」は、例えば「バリュー・アノマリー」を活用し、自らのファンドにおいて B/M 比率の高い銘柄を市場平均に比べオーバーウェイトすることで期待リターンを高めようとするであろうか。彼らがこれを「ミスプライシング」であり、正の期待超過リターンの源泉と見做すのであればそうするであろう。もっとも「超過リターン」は、彼らのパフォーマンス評価の基礎となるベンチマークによって異なる。そのベンチマークが例えば「Russel 1000 Value」のように B/M 比率を考慮した指数である場合には、運用するファンドにおいて B/M 比率の高い銘柄を市場平均に比べオーバーウェイトしたとしても、そのことだけによってベンチマークに対する超過リターンを得るのは容易ではない。だが実際には、B/M 比率を考慮したベンチマークにより評価を受けている機関投資家は少数派である。

¹ もちろんこうした見方に対し「アノマリー」をファンダメンタル・リスクの代償と見做す見方が存在し、「アノマリー」を「ミスプライシング」の結果と見る見方の陣営との間で議論は続いている。我々は本稿でこの議論に立ち入ることはせず、現実の株式市場は「完全に効率的」ではなく、「アノマリー」の少なくとも一部は「ミスプライシング」の結果と見ることができるとの立場をとった上で議論を行う。

Sensoy(2009)によれば、米国株のアクティブ型ミューチュアル・ファンドのうち、B/M 比率を考慮したベンチマークを採用しているものの比率は 16.4%に過ぎず、逆に S&P500 指数をベンチマークとするファンドは 61.3%に上る。また、日本株を運用する海外投資家のベンチマークとして最も広く使用されているのは MSCI Japan 指数、つまり B/M 比率が考慮されていない指数である。こうした指数をベンチマークとして超過リターンをもたらすよう動機づけられている機関投資家の大多数は B/M 比率の高い銘柄を市場平均に比べオーバーウェイトすると予想されるだろう。そして機関投資家の多くは、全ての「アノマリー」を考慮したベンチマークによって評価されているわけではないと推測されるので、「バリュー・アノマリー」以外の「アノマリー」についても、それらによる期待超過リターンが正である限り、それらの「アノマリー」を活用しようとするものと予想される。

本論文の目的は、以上の考察を踏まえた上で、「洗練された機関投資家仮説」を日本の株式市場におけるデータにより検証することである。

我々はまず、海外投資家²、国内投資信託、国内年金信託の各種機関投資家毎に、その集計リターンを推計し、その集計パフォーマンスを CAPM 及び一般的なマルチ・ファクターモデルと比較してアルファ値を算出した。機関投資家が「アノマリー」を活用して超過リターンを得ているのであれば、アルファ値は正になるはずであるが、実際にはどの投資主体をみてもアルファ値は統計的に有意にゼロと異ならない水準であった。

次に我々は、各種機関投資家の集計リターンを CAPM によって「タイミング能力」の貢献による部分と「銘柄選択能力」の貢献の部分とに分解し、後者と各種の「アノマリー」の超過リターンとの関係を調べた。機関投資家が「アノマリー」を活用して超過リターンを得ているのであれば、各種の「アノマリー」が超過リターンを生み出している際に、機関投資家の「銘柄選択」によるパフォーマンスが向上するはずであり、機関投資家全体としての「銘柄選択能力」の貢献によるリターンと、各種「アノマリー」の超過リターンとは正の相関を持つはずである。

我々は米国市場を中心とする実証研究で (CAPM に対し) 超過リターンをもたらすことが知られている「時価総額(小型株優位)」、「B/M 比率(高 B/M 株優位)」など 10 の「アノマリー」について調査した。このなかには、「総資産営業利益率(高総資産営業利益率株優位)」、「予想 ROE(高予想 ROE 株優位)」など、日本市場では米国市場と同様な超過リターンが観察されていない「アノマリー」も含まれるが、これらについても海外の機関投資家が「戦略的に」活用しようとする可能性があることを考慮し、検証の対象とした。

我々の検証結果では、「総資産営業利益率」及び「予想 ROE」という収益性に関連する 2 つのファクターを除く 8 つの「アノマリー」では、その超過リターンと機関投資家の「銘柄選択能力」の貢献によるリターンとの間に負の相関が存在するか、あるいは明確な相関が存在しないかのいずれ

² 「海外投資家」は海外に拠点を置く日本株の投資家を指す。定義上個人投資家も含まれるが「海外投資家」の圧倒的多数は機関投資家である。

かであった。つまりこれらの「アノマリー」についての結果は「洗練された機関投資家仮説」と整合しない。

また「総資産営業利益率」、「予想 ROE」の 2 つのファクターでは概ね正の相関が観察され、機関投資家がこれらの「アノマリー」を「戦略的に」活用しようとしている可能性が示唆されるが、前述のように、これらのファクターは日本市場では超過リターンを生み出しておらず、従って彼らの「戦略的な」意図が奏功しているとは言えず、その意味でこの結果もまた、「洗練された機関投資家仮説」と整合しているとは言えない。

最後に我々は、機関投資家が「アノマリー」を活用しているのかどうかにつき、より直接的な検証を行った。各種の「アノマリー」につき、機関投資家が超過リターンを生み出す銘柄群を市場平均に比べオーバーウェイトする傾向があるかどうかを検証したのである。

我々の検証結果では、「予想 ROE」と「予想利益修正率」の 2 つのファクターでは、機関投資家が、「アノマリー」による超過リターンが「想定される」銘柄群を、サンプル期間中安定してオーバーウェイトする傾向が見られた。だが前述のように、このサンプル期間において日本市場では「予想 ROE」の高い銘柄群は超過リターンを生み出していない。また、機関投資家の「予想利益修正率」の高い銘柄群のオーバーウェイト幅は非常に小さく、結果として、彼らのリターンに貢献する度合は小さいと見られる（実際、機関投資家の「銘柄選択能力」の貢献によるリターンと、「予想利益修正率」アノマリーの超過リターンとの間には正の相関が観察されない）。

逆に、10 のファクターのうち上記の 2 つを除く 8 つのファクターでは、機関投資家は各種「アノマリー」が負の超過リターンを生み出すと想定される銘柄群を一貫してオーバーウェイトしているか、または時とともに選好の対象が変化しているかのどちらかである。これは機関投資家が「アノマリー」を活用して超過リターンを生み出すと見なす「洗練された機関投資家仮説」と整合しない結果である。

かくして我々の検証結果は総じて「洗練された機関投資家仮説」と非整合的である。そしてこの結果は、米国株式市場を対象とする近年のいくつかの研究と整合的である。例えば Lewellen (2011) は米国市場における機関投資家の集計パフォーマンスを検証し、CAPM に対してもマルチ・ファクターモデルに対してもアルファ値がゼロであることを示している。また Edelen et al. (2014) は、機関投資家が良く知られた「アノマリー」の多くに関し、正の超過リターンが得られる銘柄群ではなく、負の超過リターンが得られる銘柄群の保有を、その超過リターンが実現する前に増加させる—従って実際に負の超過リターンを享受している—傾向があることを示している。我々の研究は、こうした実証結果が日本の株式市場においても概ね妥当することを示し、「洗練された機関投資家仮説」の再検討の必要性を示唆するものである。

なお、過去の日本の株式市場における機関投資家のパフォーマンスについての実証研究のいくつかにおいては、海外投資家が市場平均を上回るパフォーマンスを生み出していると結論付け

られている(Kamesaka et al. 2003、 Bae et al. 2008)が、これらはいずれも投資主体別売買金額のデータを用いた、海外投資家の「タイミング能力」の検証である。これに対し我々の研究は機関投資家の「銘柄選択能力」に関するものであり、これと各種「アノマリー」との関係をみたものである。

以下第1章では、日本の株式市場において、機関投資家がCAPMまたはマルチ・ファクターモデルに対しアルファ値を生み出しているかどうかを検証する。第2章では、機関投資家の集計パフォーマンスのうち「銘柄選択能力」の貢献による部分に焦点を当て、この部分と各種「アノマリー」の生み出す超過リターンとの相関を調べることで、機関投資家が「アノマリー」を活用して超過リターンを生み出しているかどうかを検証する。第3章では機関投資家が各種「アノマリー」を生み出すファクターをオーバーウェイトしているかどうかを検証する。第4章で結論を述べる。

1. 機関投資家はアルファ値を生み出しているのか？

機関投資家が「アノマリー」を活用しているかどうかを検証すべく、本章ではまず彼らの集計パフォーマンスが、CAPM及びマルチ・ファクターモデル対比でアルファ値を生み出しているかどうかを調査する。

日本の株式市場における機関投資家の集計パフォーマンスを調査するため、以下の手順をとった。東洋経済の大株主データを活用するため、「機関投資家」として考慮するのは、海外投資家、投資信託、年金信託の3つの投資主体である。例えば海外投資家のt月における投資リターン $R_{海外,t}$ は、各主体のt-1月末時点のポートフォリオにおける当該銘柄iの保有ウェイトを $w_{i,t-1}$ 、当該銘柄iのt月における(安全資産金利に対する)超過リターンを R_{it} として、

$$R_{海外,t} = \sum_i w_{i,t-1} R_{it} \quad (1)$$

として得る。東洋経済の大株主データは本決算及び中間決算の際、つまり年に2回しか更新されないため、データが更新されない月については利用可能な最新の持ち株比率データを使用し保有ウェイトを計算する。サンプル期間は1985年1月から2013年12月までの29年間である。

結果を(表1)に示した。まずパネルAの上段には、海外投資家、投資信託、年金信託の各投資主体のサンプル期間における平均超過リターンを示したが、これはいずれも統計的に有意にゼロと異なる。

パネルAの下段には市場平均(MKT)及び、Fama-French(1993)のB/Mファクター(HML)及びサイズファクター(SMB)、Carhart(1997)のモメンタム・ファクターの符号を逆にしたもの(LMW)の各ファクターの平均超過リターンを示した。このうちHMLファクターの平均リターンは5%水準で統計的に有意な正の値をとっており、サンプル期間における日本の株式市場において、B/M比率の高い銘柄をロング、低い銘柄をショートする戦略が超過リターンをもたらしたことを示唆している。またLMWの平均値も統計的な有意性は弱い(20%水準)が正の値であり、日本の株式市場では過去リターンの低い銘柄が市場平均を上回るリターンをあげる傾向があったことが示されている。従っ

て、機関投資家が B/M 比率の高い銘柄や過去リターンの低い銘柄をオーバーウェイトしていれば、そのパフォーマンスは CAPM に対し正のアルファ値を生み出すことができるはずである。

パネル B はこの点を検証すべく、各投資主体のパフォーマンスの CAPM に対するアルファ値を示した。結果はどの投資主体をみても、アルファ値は統計的に有意にゼロと異なっておらず、彼らが「洗練された機関投資家」として B/M 比率の高い銘柄や過去リターンの低い銘柄をオーバーウェイトした兆候を見出すことはできない。

また機関投資家が時価総額、B/M 比率、過去リターンとは異なる種類の「アノマリー」を活用して超過リターンをあげているとの可能性をみるため、Fama-French(1993)の 3 ファクター・モデル及び、これに LMW ファクターを加えた 4 ファクター・モデルに対するアルファ値も調べた。しかし結果はどの投資主体をみても、アルファ値は統計的に有意にゼロと異なっておらず、ここでも彼らが「アノマリー」を活用して超過リターンをあげている兆候は見られない。

2. 機関投資家は「アノマリー」を活用してリターンを生み出しているのか？

前章では各種機関投資家の投資リターンを推計し、これを対象に分析を行った。本章では各種機関投資家の投資リターンを「タイミング能力」の貢献による部分と「銘柄選択能力」の貢献による部分とに分解し、後者と各種「アノマリー」の超過リターンとの関係を調べる。機関投資家が「アノマリー」を活用して超過リターンを得ているのであれば、そのことは、彼らの「銘柄選択能力」の貢献の部分に現れるはずである。特に、市場において「アノマリー」が超過リターンを生み出している際に、機関投資家の「銘柄選択能力」の貢献による投資パフォーマンスは向上するはずであり、この両者は正の相関を有するはずである。

分析に使用するのは、Kacperczyk et al. (2014)が示した機関投資家の投資パフォーマンスの分解である。彼らは機関投資家の保有株式データを使用し、 t 期における機関投資家 j のパフォーマンスを「タイミング能力の貢献 ($Timing_{t^j}$)」と「銘柄選択能力の貢献 ($Picking_{t^j}$)」とに分解した。前者はある期の期末における当該銘柄の保有ウェイトと市場ウェイトとの差に、当該銘柄の翌期のシステムティック・リターンを乗じ、(当該機関投資家が保有する) 全銘柄についての和を求めたもの(下の (2) 式)、後者は当該銘柄の翌期の固有リターンを乗じたものの全銘柄についての和 ((3) 式)である。

$$Timing_{t^j} = \sum_i (w_{it}^j - w_{it}^m) (\beta_{it} R_{m,t+1}) \quad (2)$$

$$Picking_{t^j} = \sum_i (w_{it}^j - w_{it}^m) (R_{i,t+1} - \beta_{it} R_{m,t+1}) \quad (3)$$

まず、海外投資家、投資信託、年金信託の 3 つの投資主体について、「タイミング能力の貢献」及び「銘柄選択能力の貢献」のそれぞれについての時系列平均値、標準偏差及び t 値を算出した(表 2)。どの投資主体をとっても「銘柄選択能力の貢献」は統計的に有意にゼロと異ならない。これは前章でみた各投資主体の CAPM に対するアルファ値の分析と整合的な結果である。またサン

プル期間を前半と後半とに分けて分析したが、結果は変わらず、いずれの期間においても、どの投資主体についても、「タイミング能力」「銘柄選択能力」双方の貢献が統計的に有意にゼロと異なる結果となっている³。

ただ、たとえ平均的にはゼロであるとしても、市場において「アノマリー」が超過リターンを生み出す際には、「銘柄選択能力」が大きな貢献を生み出しているかもしれない。この点を検証するために、各投資主体の「銘柄選択能力の貢献」の時系列データと、各種「アノマリー」の超過リターンの時系列データとの相関を調べた。

本論文では米国市場を中心とする実証研究で(CAPM に対し)超過リターンをもたらすことが知られている「アノマリー」として 10 のファクターを取り上げた。まず「時価総額」、「B/M 比率」、「過去リターン(ラグ 1 ヶ月の過去 35 ヶ月リターン)⁴」という良く知られている 3 つのファクターに加え、Fama and French が最近の論文(Fama and French 2014)で提唱する「5 ファクター・モデル」の中で加えた収益性に関するファクターと投資パターンに関するファクターを考慮した。収益性に関するファクターとしては Novy-Marx(2012)が使用した「総資産営業利益率」に加え、多くの機関投資家が重視していると見られる「予想 ROE」を使用した。また投資パターンのファクターとしては Cooper et al. (2008)に倣い「総資産成長率」を使用した。

またそれらに加え、これまでに指摘されてきた比較的良く知られている「アノマリー」のファクターとして、「アナリスト予想利益修正率(Stickel 1991、Chan et al. 1996)」、「アクルーアル(Hirshleifer et al. 2004、Chan et al. 2006)」、「ベータ値(Black et al. 1972、Baker et al. 2011、Iwasawa and Uchiyama 2014)」、「固有ボラティリティ(Ang et al. 2006, 2009、内山・岩澤 2012)」を加えた。

これらのアノマリーの日本市場におけるパフォーマンスを(表 3)に示した。東証一、二部全銘柄を対象に、各ファクターの前月末値を使用して、時価総額ウェイトまたは等ウェイトの五分位ポートフォリオを作成、1985 年 4 月から 2014 年 3 月まで 6 ヶ月毎にポートフォリオをリバランスすることを想定、各ポートフォリオの平均リターンを算出した⁵。

³ 日本の株式市場における機関投資家のパフォーマンスについての過去の実証研究では、海外投資家が市場平均を上回るパフォーマンスを生み出していると結論付けられている。ただ Kamesaka et al. (2003)のサンプル期間は 1980~1997 年、Bae et al. (2008)のそれも 1991~1999 年と、サンプル期間がやや古い。本論文でも表 2 が示すように、サンプル期間前半(1985 年 4 月~1999 年 9 月、パネル B)では機関投資家の「タイミング能力」の貢献の平均値は、統計的に有意な水準ではないものの、比較的大きな正である。しかしサンプル期間後半(1999 年 10 月~2014 年 3 月、パネル C)には平均値がほぼゼロと変わらない水準まで低下している。

⁴ 米国市場では個別銘柄の過去 12 ヶ月のリターンがその後のリターンと正の相関を有する傾向を示すのに対し、日本市場ではそのような相関は観察されず、むしろより長期の過去リターンとその後のリターンとが負の相関を有する。この点を考慮し、ここでは Kubota and Takehara(2010)に倣って「ラグ 1 ヶ月の過去 35 ヶ月リターン」をファクターとした。

⁵ リバランスの頻度を増やす(例えば 1 ヶ月毎にする)と、「総資産営業利益率」と「予想 ROE」を除く各種アノマリーの超過リターン幅はより大きくなる。だがここでは 6 ヶ月毎にしか更新されない機関投資家の持ち株比率データを使用して機関投資家のパフォーマンスを検証していることに鑑み、6 ヶ月間リバランスを行わないとしても機関投資家が活用できる、アノマラスな超過リターンが存在するかどうかを検証している。

パネル A には、時価総額ウェイトで分位ポートフォリオを作成した場合の結果を示した。統計的に有意な水準で「アノマリー」が観察されるのは「時価総額(小型株優位)」、「B/M 比率(高 B/M 比率株優位)」、「ベータ値(低ベータ株優位)」、「固有ボラティリティ(低ボラティリティ株優位)」の 4 ファクターであるが、「過去リターン」、「総資産成長率」、「予想利益修正率」、「アクルーアル」の 4 ファクターについても、統計的に有意ではないが、「アノマリー」が超過リターンを生み出すと想定される方向で正の平均リターンが観察される。だが収益性に関連する 2 つのファクターである「総資産営業利益率」と「予想 ROE」は米国市場と逆の結果になっており、いずれも各収益性ファクターの最大値により構成されるポートフォリオの平均リターンが、最小値により構成されるポートフォリオの平均リターンを下回っている。

パネル B には、等ウェイト分位ポートフォリオを作成した場合の結果を示した。統計的に有意な水準で「アノマリー」が観察されるのは「時価総額(小型株優位)」、「B/M 比率(高 B/M 比率株優位)」、「過去リターン(低過去リターン株優位)」、「総資産成長率(低総資産成長率株優位)」、「予想利益修正率(高予想利益修正率株優位)」、「アクルーアル(小アクルーアル株優位)」の 6 ファクターである。また「ベータ値」、「固有ボラティリティ」についても、統計的に有意ではないが、「アノマリー」が超過リターンを生み出すと想定される方向で正の平均リターンが観察される。だがここでも、収益性に関連する 2 つのファクターである「総資産営業利益率」と「予想 ROE」は、「アノマリー」として想定されるのとは逆方向の平均リターンが観察される。

日本の株式市場では収益性に関するファクター群が米国市場で観察されるような「アノマリー」を生み出しておらず、たとえ機関投資家が収益性の高い銘柄をオーバーウェイトしていたとしても、そのことが超過リターンをもたらしてはいない可能性が高いとの点を確認した上で、分析を進めたい。

機関投資家の投資リターンのうち、「銘柄選択による貢献」の部分が各種「アノマリー」の超過リターンにより影響を受けているかを調べるため、前者を被説明変数、後者を説明変数とする回帰分析を行った。例えば機関投資家が B/M 比率に関する「アノマリー」を活用しようとしているとすれば、B/M 比率の高い銘柄が B/M 比率の低い銘柄に対し大きな超過リターンを生み出した際に、彼らの「銘柄選択能力の貢献」によるリターンが大きくなるはずで、両者は正の相関を有するはずである。

(表 4)では、説明変数である各種「アノマリー」の超過リターンを時価総額ウェイトで算出した場合(パネル A)と、等ウェイトで算出した場合(パネル B)の双方について結果を示した。また、大きな金額の運用を行う機関投資家が全体として時価総額の大きい銘柄に偏った運用となることは不可避であることを考慮し、時価総額による「アノマリー」の超過リターンをコントロール変数として説明変数に加えた場合の重回帰の結果(パネル A-1、B-1)をも示した。

各種「アノマリー」のファクター毎に結果をみると、「洗練された機関投資家仮説」と整合する形で、概ね正の相関がみられ、またいくつかの回帰係数が統計的に有意な正の値をとるのは、収益

性に関連する2つのファクターである「総資産営業利益率」と「予想 ROE」に限られる。他のファクターでは、概ね負の相関がみられ、いくつかの回帰係数は統計的に有意な負の値をとる（「時価総額」、「総資産成長率」、「予想利益修正率」、固有ボラティリティ）か、相関が弱くほぼ統計的に有意な水準でゼロと異なる（「B/M 比率」、「過去リターン」、「アクルーアル」、「ベータ値」）かのどちらかであり、これら8つのファクターのデータは「洗練された機関投資家仮説」と整合的でない。

収益性に関する2つのファクターでは回帰係数が概ね正で、いくつかのそれは統計的に有意である。つまり機関投資家の「銘柄選択能力の貢献」によるリターンは、「総資産営業利益率」や「予想 ROE」の大きい銘柄がそれらの小さな銘柄に対してアウトパフォームする時期に好転する傾向を持っているということである。これは機関投資家が、例えば米国市場では超過リターンを生み出す傾向を持つ「総資産営業利益率」や「予想 ROE」の大きい銘柄を「戦略的に」オーバーウェイトしている可能性を示唆するが、皮肉なことに、こうした戦略は日本市場では平均的にみて正の超過リターンをもたらしてはいない。つまり機関投資家は収益性に関する「アノマリー」を「戦略的に」活用している可能性があるが、そのことが平均的にみて彼らに超過リターンをもたらしているわけではない。その意味でこの結果は、機関投資家がミスマイジングを修正することで「利益を得ている」と見なす「洗練された機関投資家仮説」と整合しているわけではないと言えるだろう。

3. 機関投資家は「アノマリー」を活用しているのか？

最後に、機関投資家が「洗練された機関投資家」として各種の「アノマリー」を活用しているのかどうかについてのより直接的な検証を行う。彼らが超過リターンを生み出す銘柄群を、機関投資家が市場平均に対しオーバーウェイトする傾向があるかどうかについての単純な検証である。

Lewellen(2011)に倣い、以下の手順をとった。まず前章で調査した10の「アノマリー」の各ファクターにより東証一、二部上場全銘柄をソートし5つの分位ポートフォリオを作成する。次に各種機関投資家の保有する銘柄のうち、この各分位ポートフォリオに属する銘柄の時価総額の比率を算出する。この比率と、ユニバース全銘柄を対象として算出した、各5分位ポートフォリオに属する銘柄の時価総額の比率との差を、機関投資家の「アクティブ・ウェイト」と見なすことができる。サンプル期間を1985年3月～2013年9月の6ヵ月毎とし、期間平均値を示す。機関投資家の銘柄選択の傾向が時間を通して一定であるかどうかを確認するため、サンプル期間を前半(1985年3月～1999年3月)と後半(1999年9月～2013年9月)に分け、双方の結果をも示す。

結果をみよう(表5)。「洗練された機関投資家仮説」と整合的な結果、つまり、各種アノマリーが超過リターンを生み出すと「想定される」銘柄群をオーバーウェイトする傾向が時間を通して一貫してみられるのは「予想 ROE」、「予想利益修正率」の2つのファクターだけである。これ以外の8つのファクターについては、機関投資家は各種「アノマリー」が負の超過リターンを生み出すと想定される銘柄群を一貫してオーバーウェイトしているか、または時とともに選好の対象が変化しているかの

どちらかである。

機関投資家、特に海外投資家の「予想 ROE」の高い銘柄群への選好は顕著であり、時間を通じて変化していない。これは機関投資家が海外で有効であることが知られているアノミーを「戦略的に」活用しようとしている可能性を示唆するが、既に指摘したように、「予想 ROE」の高い銘柄群をオーバーウェイトする投資戦略は、日本市場では超過リターンを生み出しておらず、その意味でこの事実は「洗練された機関投資家仮説」と必ずしも整合的でない。

機関投資家は「予想利益修正率」の高い(低い)銘柄群をオーバー(アンダー)ウェイトする傾向が見られる。これは「予想利益修正率」アノミーが超過リターンを生み出す方向に沿った投資戦略であり、「洗練された機関投資家仮説」と整合的な結果である。但し「予想利益修正率」の高い(低い)銘柄群へのオーバー(アンダー)ウェイト率は小さく、機関投資家のポートフォリオ全体のリターンに与える影響は限定的であると見られる。実際、前章の分析(表 4)では、「予想利益修正率」の高い銘柄の低い銘柄に対するリターン格差と、機関投資家の「銘柄選択の貢献」によるリターンとの間に正の相関は観察されず、逆にいくつかの回帰式の設定では、負の相関が観察された。

一方、機関投資家による「時価総額」の大きい銘柄群、「過去リターン」の大きい銘柄群、「総資産成長率」の大きい銘柄群、「アクルーアル」の大きい銘柄群への選好、そして「固有ボラティリティ」の小さい銘柄への負の選好は時間を問わず安定している。こうした投資ポジションは、これらのファクターによるアノミーが生み出す超過リターンをマイナスの意味で享受するものであり、「洗練された機関投資家仮説」とは明らかに反する結果である。

「B/M 比率」、「総資産営業利益率」、「ベータ値」に関する機関投資家の選好は、サンプル期間の前半と後半とで一定していない。これらのアノマラスな超過リターンが期待できるファクターに関して機関投資家の選好が一定していないということ自体が「洗練された機関投資家仮説」と整合的でない。加えて、より最近のサブサンプルをみると、機関投資家は「B/M 比率」の小さい銘柄群、「ベータ値」の高い銘柄群を選好しているが、これらの投資ポジションは、これらのファクターによるアノミーが生み出す超過リターンをマイナスの意味で享受するものである。

4. 結論

一般的に、機関投資家は市場の非効率、「アノミー」を活用して最終顧客に超過リターンをもたらすことが期待されている。本論文で我々はこの「洗練された機関投資家仮説」を日本の株式市場におけるデータで検証した。

我々はまず機関投資家の集計パフォーマンスが CAPM や一般的なマルチ・ファクターモデルに対しアルファをもたらしているかどうかを検証した。彼らがこれらの「アノミー」を活用して超過リターンを生み出していれば、そのファンドのリターンは CAPM や一般的なマルチ・ファクターモデルに対し正のアルファをもたらしているはずである。しかし実際にはアルファ値は統計的に有意に

ゼロと異なる水準であった。

次に我々は、機関投資家の集計リターンを「タイミング能力」の貢献による部分と「銘柄選択能力」の貢献による部分とに分解し、後者と各種アノマリーの超過リターンとの相関を調べた。機関投資家が「アノマリー」を活用して超過リターンを得ているのであれば、両者は正の相関を有するはずである。しかし実際には、収益性に関連する2つのファクターを除く8つの「アノマリー」について、正の相関は観察されなかった。また、収益性に関連する2つのファクターは、米国市場では超過リターンを生み出しているが、日本市場では超過リターンを生み出していない。従って、たとえ彼らが「戦略的に」収益性のアノマリーを日本株運用において活用しようとしているというのが正しい見方であるとしても、そのことは彼らに格別の超過リターンをもたらしてはおらず、この事実は「洗練された機関投資家仮説」と整合するとは言えない。

最後に我々は、各種のアノマリーにつき、機関投資家が超過リターンを生み出す銘柄群を市場平均に比べオーバーウェイトする傾向があるかどうかを検証した。機関投資家は「予想 ROE」と「予想利益修正率」の2つのファクターについては、アノマリーによる超過リターンが「想定される」銘柄群を、サンプル期間中安定してオーバーウェイトする傾向が見られた。だが前述のように、このサンプル期間において日本市場では「予想 ROE」の高い銘柄群は超過リターンを生み出していない。また、機関投資家の「予想利益修正率」の高い銘柄群のオーバーウェイト幅は非常に小さく、結果として、彼らのリターンに貢献する度合は小さいと見られる。

逆に、10のファクターのうち上記の2つを除く8つのファクターでは、機関投資家は各種「アノマリー」が負の超過リターンを生み出すと想定される銘柄群を一貫してオーバーウェイトしているか、または時とともに選好の対象が変化しているかのどちらかである。これは「洗練された機関投資家仮説」と整合しない結果である。

我々の検証結果は総じて「洗練された機関投資家仮説」と非整合的である。そしてこの結果は、米国株式市場を対象とする近年の諸研究 (Lewellen 2011, Edelen et al. 2014)とも整合的なものである。我々の研究は、こうした実証結果が日本の株式市場においても概ね妥当することを示している。

この結果は少なくとも以下の二つの問題についての研究を要請する。第一に、現実の市場に存在する各種の「アノマリー」において機関投資家が果たしている役割についての研究である。全体としてみた場合、機関投資家が「アノマリー」が負の超過リターンを生み出す方向でポジションをとっているケースが少なくない。これは機関投資家の投資行動がそうした「アノマリー」の原因を生み出している可能性を示唆する (Lehavy and Sloan 2008, Khan et al. 2012, Frazzini and Lamont 2008, Jiang 2010)。第二に、機関投資家の投資行動を動かす動機についての研究である。機関投資家が、収益性に関する「アノマリー」を除き、「アノマリー」による超過リターンを享受しようとしていない、その理由が探求されなければならない。そこでは例えば、「洗練された機関投資家仮説」

で前提とされている、機関投資家が最終顧客に超過リターンをもたらすよう行動するはずであるとの見方が問い直されなければならず、その点では、機関投資家が、リターンだけでなく何か他の便益、例えば顧客の資金運用における安心感を供与する役割を担っていることを強調する議論 (Gennaioli et al. 2014) が参考になるかもしれない。こうした点についての実証研究が求められる。

引用文献

- Ang, A., 2014, *Asset management – A Systematic approach to factor investing*. New York: Oxford University Press.
- Ang, A., R. J., Hodorick, Y. Xing, and X. Zhang, 2006, The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance* 51, 259-299.
- Ang, A., R. J., Hodorick, Y. Xing, and X. Zhang, 2009, High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence, *Journal of Financial Economics* 91, 1-23.
- Bae, K., 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* 6, 129-155.
- Baker, M., B. Bradley, and J. Wurgler, 2011, Benchmarks as limits to arbitrage: Understanding the low-volatility anomaly. *Financial Analysts Journal* 67, 40-54.
- Black, F., M. C. Jensen, and M. Sholes, 1972, The capital asset pricing model: some empirical tests. In *Studies in the Theory of Capital Markets*. Edited by M. C. Jensen. New York: Praeger.
- Carhart, M., 1997, On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance* 52, 57-82.
- Chan K., L. K. C. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, 2006, Earnings quality and stock returns. *Journal of Business* 79, 1041-1082.
- Chan, L. K. C., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, 1996, Momentum strategies. *Journal of Finance* 51, 1681-1783.
- Cooper, M. J., H. Gulen, and M. J. Schill, 2008, Asset growth and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance* 63, 1609-1651.
- Edelen, R. M., O. S. Ince, G. B. Kedlec, 2014, Institutional investors and stock anomalies, Working Paper.
- Fama, E., and K. French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, E., and K. French, 2014, A five-factor asset pricing model, Working paper.
- Frazzini, A., and O. Lamont, 2008, Dumb money: Mutual fund flows and the cross-section of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 88, 299-322.
- Hirshleifer, D., K. Hou, S. H. Teoh, and Y. Zhang, 2004, Do investors overvalue firms with bloated balance sheets? *Journal of Accounting and Economics* 38, 297-331.
- Iwasawa, S. and T. Uchiyama, 2014, The beta anomaly in the Japanese equity market and investor behavior, *International Review of Finance* 14, 53-73.
- Jiang, H., 2010, Institutional investors, intangible information, and the book-to-market effect, *Journal of Financial Economics*, 96, 98-126.

- Kamesaka, A., J. R. Nofsinger, and H. Kawakita, 2003. Investment patterns and performance of investor groups in Japan. *Pacific-Basin Finance Journal* 11, 1-22.
- Kacperczyk, M., S. V. Nieuwerburgh, and L. Veldkamp, 2014, Time-varying fund manager skill. *Journal of Finance* 69, 1455-1484.
- Khan, M., L. Kogan, and G. Serafeim, 2012, Mutual fund trading pressure: firm-level stock price impact and timing of SEOs. *Journal of Finance* 67, 1371-1395.
- Kubota, K. and H. Takehara, 2010. Expected return, liquidity risk, and contrarian strategy: Evidence from Tokyo Stock Exchange firms. *Managerial Finance* 36, 655-679.
- Lehavy, R., and R. Sloan, 2008, Investor recognition and stock returns. *Review of Accounting Studies* 13, 327-361.
- Lewellen, J. 2011, Institutional investors and the limits of arbitrage. *Journal of Financial Economics* 102, 62-80.
- Novy-Marx, R., 2013, The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics* 108, 1-28.
- Sensoy, B., A., 2009, Performance Evaluation and Self-Designated Benchmark Indexes in the Mutual Fund Industry. *Journal of Financial Economics* 92, 25-39.
- Stickel, S., E., 1991, Common stock returns surrounding earnings forecast revisions: More puzzling evidence. *Accounting Review* 66, 402-416.
- 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* 22, 3-23.
- 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* 31, 61-86.

表 1 機関投資家の超過リターンとアルファ値(1985～2013 年)

パネルA: 超過リターン(単位:月率、%)

ポートフォリオ	平均	標準偏差	t値
海外	0.27	5.87	0.87
投資信託(投信)	0.15	5.92	0.47
年金信託(年金)	0.19	5.72	0.61
投信+年金	0.15	5.80	0.49
海外+投信+年金	0.23	5.86	0.75
MKT	0.22	5.63	0.72
HML	0.66	3.02	4.11 ***
SMB	0.07	3.55	0.38
LMW	0.39	4.51	1.62 *

パネルB: 回帰分析

ポートフォリオ	α	se(α)	t(α)	MKT	HML	SMB	LMW	R2
海外	0.06	0.09	0.60	1.00				0.91
投信	-0.07	0.09	-0.75	1.01				0.92
年金	-0.03	0.06	-0.49	0.99				0.96
投信+年金	-0.06	0.08	-0.80	1.00				0.93
海外+投信+年金	0.02	0.08	0.18	1.00				0.93
海外	0.09	0.09	0.97	0.99	-0.06	0.02		0.91
投信	-0.05	0.09	-0.58	1.01	-0.04	0.11		0.92
年金	-0.04	0.06	-0.65	1.00	0.01	0.02		0.96
投信+年金	-0.06	0.08	-0.78	1.00	-0.01	0.08		0.94
海外+投信+年金	0.05	0.09	0.59	1.00	-0.06	0.03		0.93
海外	0.09	0.10	0.91	1.00	-0.04	0.02	-0.02	0.91
投信	-0.04	0.09	-0.45	1.00	-0.08	0.10	0.04	0.92
年金	-0.04	0.07	-0.62	0.99	0.01	0.02	0.01	0.96
投信+年金	-0.05	0.08	-0.67	0.99	-0.04	0.07	0.03	0.94
海外+投信+年金	0.05	0.09	0.59	1.00	-0.06	0.03	0.00	0.93

(注) パネル A は各投資主体(及びその組み合わせ)の保有するポートフォリオ、全上場銘柄ポートフォリオ(MKT)及び、HML、SMB、LMW の各ファクターの平均超過リターン/月、標準偏差、t 値を示す。HML、SMB は Fama-French の B/M(簿価自己資本/株式時価総額比率)、サイズ(時価総額)ファクター(Fama and French 1993)で、LMW は Carhart(1997)のモメンタム・ファクターの符号を逆にしたもの(日本ではリバーサルが優位なため)。パネル B は各投資主体の保有するポートフォリオのリターンを、CAPM、Fama-French の 3 ファクター・モデル、Carhart の 4 ファクター・モデルのそれぞれにより回帰した際の切片(α 値)、標準誤差(se(α))、t 値(t(α))を示す。MKT、HML、SMB、LMW の列は、各ファクターの傾きを示す。各投資主体のポートフォリオの超過リターンは、例えば海外投資家については本文(1)式の t 月のリターンをサンプル期間(1985～2013 年)について平均したもので、各投資主体の銘柄保有比率は東洋経済の大株主データから取得した。ユニバースは全上場銘柄。HML、SMB、LMW の各ファクターは、久保田・竹原(2007)と Kubota and Takehara(2010)に従って作成した。LMW を作成するに当たり参照した過去リターンの期間は、Carhart(1997)が UMD ファクターを作成するに当たり参照した 1 ヶ月のラグを置いた過去 11 ヶ月ではなく、Kubota and Takehara(2010)に従い 1 ヶ月のラグを置いた過去 35 ヶ月とした。***、**、*はそれぞれ 5%、10%、20%水準で統計的に有意であることを示す。

表 2 機関投資家の「タイミング能力」と「銘柄選択能力」

パネルA: 1985年4月～2014年3月				単位: %/6ヵ月		
	「タイミング能力」による貢献部分			「銘柄選択能力」による貢献部分		
	平均	標準偏差	t値	平均	標準偏差	t値
海外	0.18	1.44	0.94	0.09	3.97	0.17
投資信託(投信)	0.18	1.52	0.91	-0.41	4.01	-0.79
年金信託(年金)	0.14	1.04	1.02	-0.16	2.53	-0.48
投信+年金	0.16	1.32	0.90	-0.37	3.37	-0.84
海外+投信+年金	0.18	1.33	1.05	-0.09	3.53	-0.20

パネルB: 1985年4月～1999年9月						
	「タイミング能力」による貢献部分			「銘柄選択能力」による貢献部分		
	平均	標準偏差	t値	平均	標準偏差	t値
海外	0.32	1.80	0.97	-0.04	4.74	-0.04
投資信託(投信)	0.24	1.79	0.72	-0.92	5.06	-0.98
年金信託(年金)	0.25	1.11	1.21	-0.34	3.18	-0.58
投信+年金	0.23	1.60	0.76	-0.79	4.37	-0.97
海外+投信+年金	0.34	1.60	1.14	-0.38	4.27	-0.47

パネルC: 1999年10月～2014年3月						
	「タイミング能力」による貢献部分			「銘柄選択能力」による貢献部分		
	平均	標準偏差	t値	平均	標準偏差	t値
海外	0.03	0.96	0.18	0.21	3.10	0.37
投資信託(投信)	0.12	2.56	0.55	0.10	2.56	0.20
年金信託(年金)	0.03	0.96	0.16	0.02	1.69	0.07
投信+年金	0.05	1.91	0.13	0.05	1.91	0.13
海外+投信+年金	0.03	1.00	0.17	0.19	2.65	0.38

(注) 各投資主体(及びその組み合わせ)の保有するポートフォリオのリターンを本文(2)、(3)式に従って「タイミング能力」及び「銘柄選択能力」による貢献の部分に分解し、それぞれについて平均値、標準偏差及びt値を表示した。各投資主体の銘柄保有比率は東洋経済の大株主データから取得した。ユニバースは東証一、二部上場銘柄。ベータ値は過去60ヶ月(最低36ヶ月)の月次超過リターンを東証一、二部市場ポートフォリオの超過リターンに回帰して算出した。

表3 日本の株式市場の「アノマリー」(1)

	時価総額	B/M比率	過去 リターン	総資産 営業利益率	予想 ROE
パネルA: 時価ウェイト、1985年3月～2014年3月					
#1 (最小)	5.74	-0.13	2.95	3.48	2.86
#2	4.43	2.53	3.73	2.57	1.97
#3	3.30	3.77	3.29	2.49	2.32
#4	2.78	4.91	2.47	1.53	2.35
#5(最大)	2.05	6.50	1.19	1.79	1.96
#1-#5(最小-最大)	3.70		1.76		
#2-#4(小-大)					
#5-#1(最大-最小)		6.64		-1.69	-0.90
標準偏差	14.46	15.58	17.77	11.03	13.51
t値	1.95 **	3.24 ***	0.75	-1.17	-0.51
パネルA-1: 時価ウェイト、1985年3月～1999年9月					
#1 (最小)	5.54	0.18	3.73	3.91	2.07
#2	3.95	2.35	4.93	2.49	0.65
#3	2.55	3.92	3.76	3.14	3.27
#4	2.50	5.07	2.60	1.96	3.11
#5(最大)	2.87	5.58	1.77	2.65	3.23
#1-#5(最小-最大)	2.66		1.96		
#2-#4(小-大)					
#5-#1(最大-最小)		5.39		-1.26	1.16
標準偏差	17.05	16.04	20.38	12.51	13.61
t値	0.84	1.81 **	0.52	-0.54	0.46
パネルA-2: 時価ウェイト、1999年9月～2014年3月					
#1 (最小)	5.95	-0.45	2.17	3.05	3.66
#2	4.91	2.71	2.52	2.64	3.30
#3	4.06	3.61	2.81	1.83	1.38
#4	3.06	4.75	2.34	1.10	1.59
#5(最大)	1.22	7.43	0.62	0.92	0.69
#1-#5(最小-最大)	4.73		1.55		
#2-#4(小-大)					
#5-#1(最大-最小)		7.88		-2.13	-2.96
標準偏差	11.84	15.57	15.44	9.75	13.56
t値	2.15 ***	2.72 ***	0.54	-1.18	-1.18
パネルB: 等ウェイト、1985年3月～2014年3月					
#1 (最小)	6.29	0.87	5.68	4.76	4.10
#2	4.54	2.39	5.32	4.18	4.19
#3	3.31	3.84	4.16	3.90	4.09
#4	2.86	5.18	3.42	3.43	3.63
#5(最大)	2.67	7.40	1.05	3.46	3.72
#1-#5(最小-最大)	3.63		4.63		
#2-#4(小-大)					
#5-#1(最大-最小)		6.53		-1.30	-0.38
標準偏差	12.53	10.46	14.26	8.08	8.33
t値	2.20 ***	4.76 ***	2.47 ***	-1.23	-0.35
パネルB-1: 等ウェイト、1985年3月～1999年9月					
#1 (最小)	6.07	0.92	5.02	4.38	3.30
#2	4.01	1.89	5.37	3.58	3.49
#3	2.54	3.55	4.10	3.65	3.86
#4	2.48	4.99	3.18	3.45	3.56
#5(最大)	3.10	6.65	0.56	3.21	3.75
#1-#5(最小-最大)	2.96		4.46		
#2-#4(小-大)					
#5-#1(最大-最小)		5.73		-1.17	0.46
標準偏差	15.03	11.79	14.51	8.86	9.88
t値	1.06	2.62 ***	1.66 *	-0.71	0.25
パネルB-2: 等ウェイト、1999年9月～2014年3月					
#1 (最小)	6.51	0.82	6.35	5.15	4.91
#2	5.07	2.89	5.27	4.78	4.89
#3	4.08	4.14	4.23	4.16	4.33
#4	3.24	5.37	3.65	3.40	3.69
#5(最大)	2.23	8.15	1.54	3.72	3.69
#1-#5(最小-最大)	4.29		4.81		
#3-#5(中-最大)					
#5-#1(最大-最小)		7.33		-1.43	-1.22
標準偏差	9.93	9.29	14.52	7.52	6.70
t値	2.33 **	4.25 ***	1.78 *	-1.02	-0.98

表 3 日本の株式市場の「アノマリー」(2)

	総資産 成長率	予想利益 修正率	アクル ーアル	ベータ値	固有ボラティリティ
パネルA: 時価ウェイト、1985年3月～2014年3月					
#1 (最小)	2.28	1.06	2.01	2.71	3.75
#2	2.62	1.50	3.08	3.96	3.27
#3	2.34	-1.28	2.44	3.65	0.83
#4	2.54	1.27	2.24	1.23	1.41
#5(最大)	1.34	2.98	1.56	1.61	0.23
#1-#5(最小-最大)	0.94		0.45		3.52
#2-#4(小-大)				2.73	
#5-#1(最大-最小)		1.92			
標準偏差	10.24	10.88	11.52	8.07	16.11
t値	0.70	1.34	0.30	2.58 ***	1.66 *
パネルA-1: 時価ウェイト、1985年3月～1999年9月					
#1 (最小)	1.80	1.17	2.53	3.90	4.74
#2	3.14	2.32	4.02	4.78	4.30
#3	1.86	-1.32	3.02	4.99	1.50
#4	3.82	1.54	2.58	2.13	1.55
#5(最大)	2.56	3.48	2.48	2.75	-0.42
#1-#5(最小-最大)	-0.75		0.05		5.16
#2-#4(小-大)				0.00	
#5-#1(最大-最小)		2.31			
標準偏差	12.34	10.13	12.09	7.35	16.49
t値	-0.33	1.23	0.02	2.00 **	1.69 *
パネルA-2: 時価ウェイト、1999年9月～2014年3月					
#1 (最小)	2.76	0.96	1.49	1.53	2.75
#2	2.10	0.71	2.14	3.14	2.25
#3	2.82	-1.22	1.87	2.30	0.16
#4	1.26	1.01	1.89	0.33	1.26
#5(最大)	0.12	2.48	0.63	0.46	0.87
#1-#5(最小-最大)	2.64		0.86		1.88
#2-#4(小-大)				0.00	
#5-#1(最大-最小)		1.53			
標準偏差	7.70	11.93	11.32	8.86	16.12
t値	1.84 **	0.69	0.41	1.66 *	0.63
パネルB: 等ウェイト、1985年3月～2014年3月					
#1 (最小)	5.03	2.38	4.82	3.12	4.67
#2	4.24	3.67	4.37	4.69	4.68
#3	3.93	-1.11	3.69	4.70	4.28
#4	3.79	3.38	3.34	4.17	3.93
#5(最大)	2.72	5.94	3.41	3.28	2.41
#1-#5(最小-最大)	2.31		1.41		2.26
#2-#4(小-大)				0.00	
#5-#1(最大-最小)		3.57			
標準偏差	7.67	5.29	4.81	9.87	13.63
t値	2.29 ***	5.13 ***	2.23 ***	1.10	1.26
パネルB-1: 等ウェイト、1985年3月～1999年9月					
#1 (最小)	4.70	1.77	4.39	3.67	5.59
#2	3.90	3.49	4.09	5.23	4.94
#3	3.55	-1.84	3.52	4.62	3.85
#4	3.85	3.05	2.66	3.12	3.23
#5(最大)	2.32	5.61	3.50	2.01	1.04
#1-#5(最小-最大)	2.37		0.90		4.55
#2-#4(小-大)				0.00	
#5-#1(最大-最小)		3.85			
標準偏差	7.78	5.16	5.11	8.55	11.69
t値	1.64 *	4.01 ***	0.94	0.90	2.10 ***
パネルB-2: 等ウェイト、1999年9月～2014年3月					
#1 (最小)	5.37	2.98	5.24	2.56	3.75
#2	4.58	3.85	4.66	4.16	4.42
#3	4.32	-0.02	3.85	4.79	4.70
#4	3.73	3.70	4.01	5.21	4.62
#5(最大)	3.13	6.27	3.32	4.55	3.77
#1-#5(最小-最大)	2.24		1.93		-0.02
#3-#5(中-最大)				1.42	
#5-#1(最大-最小)		3.29			
標準偏差	7.82	5.58	4.61	11.05	15.40
t値	1.54	3.17 ***	2.25 **	0.69	-0.01

(注) 各ファクター値について前月末の値によりソートして五分位ポートフォリオを作成、各分位ポートフォリオの6ヵ月リターンを計測、この作業を1985年3月～2013年9月にかけて58回繰り返し、各分位ポートフォリオのリターンの平均値、分位ポートフォリオのリターン格差、その標準偏差とt値を算出した。パネルAは各分位ポートフォリオの時価総額が等しくなるようポートフォリオを作成、パネルBは各分位ポートフォリオの銘柄数が等しくなるようポートフォリオを作成したもの。パネルA、Bは全サンプル、パネルA-1、B-1は1985年3月～1999年3月、パネルA-2、B-2は1999年9月～2013年9月のサンプル。B/M比率は簿価自己資本/株式時価総額比率。過去リターンは1ヶ月のラグを置いた過去35ヶ月(Kubota and Takehara 2010)。総資産営業利益率は営業利益(直近期実績)/総資産。予想ROEは12ヵ月先予想純利益(コンセンサス予想)/簿価自己資本。総資産成長率は総資産前期比変化幅/総資産。予想利益修正率は今期純利益(コンセンサス予想)に関する過去6ヵ月平均対比での変化率。アクルーアルは(Δ売上債権+Δ棚卸資産-Δ買入債務-Δ貸倒引当金-減価償却費)/総資産。ベータ値は過去60ヵ月(最低36ヵ月)のヒストリカルベータ。固有ボラティリティはFama-French 3ファクターモデルによる残差ボラティリティで、過去60ヵ月(最低36ヵ月)の月次リターンより作成。各ファクターにつき、「アノマリー」による超過リターンがプラスとなることが「知られている」方向で、最小値ポートフォリオ(#1)ー最大値ポートフォリオ(#5)、ないしは最大値ポートフォリオ(#5)ー最小値ポートフォリオ(#1)の平均リターン格差を算出した。ベータ値に関しては、リターン格差が最大となる#2ポートフォリオと#4ポートフォリオとの平均リターン格差を算出した。***、**、*はそれぞれ5%、10%、20%水準で統計的に有意であることを示す。

表4 機関投資家の「銘柄選択」によるリターンのアナノマリーの超過リターンによる回帰(1)

		時価総額	B/M比率	過去 リターン	総資産 営業利益率	予想 ROE
		#1-#5	#5-#1	#1-#5	#5-#1	#5-#1
<パネルA: 単回帰、時価総額ウェイト>						
海外	係数	-0.06	-0.05	-0.01	-0.01	0.09
	t値	-1.77 **	-1.49 *	-0.48	-0.17	2.41 ***
投資信託(投信)	係数	-0.02	-0.01	0.00	-0.03	0.05
	t値	-0.65	-0.40	-0.04	-0.53	1.21
年金信託(年金)	係数	-0.03	-0.01	0.01	-0.01	0.03
	t値	-1.14	-0.31	0.36	-0.28	1.12
投信+年金	係数	-0.02	0.00	0.01	-0.02	0.03
	t値	-0.65	-0.11	0.29	-0.39	1.01
海外+投信+年金	係数	-0.06	-0.04	-0.01	0.00	0.07
	t値	-1.88 **	-1.43	-0.44	0.01	2.21 ***
<パネルA-1: 重回帰(時価総額をコントロール変数とする)、時価総額ウェイト>						
海外	係数		-0.01	0.02	-0.05	0.08
	t値		-0.21	0.54	-1.05	1.59
投資信託(投信)	係数		0.01	0.01	-0.05	0.06
	t値		0.16	0.37	-0.90	1.04
年金信託(年金)	係数		0.03	0.03	-0.03	0.02
	t値		0.90	1.16	-0.85	0.47
投信+年金	係数		0.03	0.02	-0.03	0.03
	t値		0.63	0.77	-0.75	0.76
海外+投信+年金	係数		0.00	0.02	-0.04	0.06
	t値		0.01	0.66	-0.90	1.25
<パネルB: 単回帰、等ウェイト>						
海外	係数	-0.07	-0.08	-0.04	0.16	0.16
	t値	-1.78 **	-1.58	-1.05	2.61 ***	2.74 ***
投資信託(投信)	係数	-0.04	-0.06	-0.03	0.13	0.12
	t値	-0.95	-1.13	-0.75	1.99 **	1.93 **
年金信託(年金)	係数	-0.04	-0.01	-0.01	0.07	0.05
	t値	-1.38	-0.35	-0.22	1.79 **	1.16
投信+年金	係数	-0.04	-0.04	-0.02	0.11	0.10
	t値	-1.05	-0.93	-0.60	2.04 ***	1.86 **
海外+投信+年金	係数	-0.07	-0.07	-0.04	0.15	0.15
	t値	-2.01 ***	-1.63	-1.09	2.84 ***	2.76 ***
<パネルB-1: 重回帰(時価総額をコントロール変数とする)、等ウェイト>						
海外	係数		-0.04	0.00	0.14	0.15
	t値		-0.55	0.02	1.88 **	2.05 ***
投資信託(投信)	係数		-0.04	-0.01	0.14	0.12
	t値		-0.66	-0.22	1.73 **	1.65
年金信託(年金)	係数		0.03	0.02	0.06	0.02
	t値		0.72	0.76	1.20	0.50
投信+年金	係数		-0.02	0.00	0.11	0.09
	t値		-0.32	0.03	1.73 **	1.51
海外+投信+年金	係数		-0.03	0.00	0.13	0.12
	t値		-0.44	0.12	2.00 ***	1.94 **

表 4 機関投資家の「銘柄選択」によるリターンのアナノマリーの超過リターンによる回帰 (2)

		総資産 成長率	予想利益 修正率	アクルーアル	ベータ値	固有ボラティリ ティ
		#1-#5	#5-#1	#1-#5	#2-#4	#1-#5
<パネルA: 単回帰、時価総額ウェイト>						
海外	係数	-0.08	0.00	0.03	0.04	-0.07
	t値	-1.59 *	0.03	0.59	0.60	-2.23 ***
投資信託(投信)	係数	-0.06	-0.03	0.00	-0.01	-0.07
	t値	-1.08	-0.58	-0.05	-0.21	-2.28 ***
年金信託(年金)	係数	-0.01	0.01	0.05	-0.02	-0.02
	t値	-0.39	0.21	1.75 *	-0.42	-0.97
投信+年金	係数	-0.04	-0.03	0.00	-0.02	-0.05
	t値	-0.94	-0.64	0.04	-0.43	-1.97 **
海外+投信+年金	係数	-0.07	0.00	0.02	0.01	-0.06
	t値	-1.68 **	-0.09	0.58	0.10	-2.27 ***
<パネルA-1: 重回帰(時価総額をコントロール変数とする)、時価総額ウェイト>						
海外	係数	-0.05	-0.04	0.00	0.05	-0.07
	t値	-0.94	-0.73	0.03	0.78	-2.40 ***
投資信託(投信)	係数	-0.05	-0.05	-0.01	-0.01	-0.07
	t値	-0.88	-0.91	-0.27	-0.15	-2.31 ***
年金信託(年金)	係数	0.00	-0.01	0.04	-0.01	-0.02
	t値	0.09	-0.26	1.45 *	-0.31	-1.04
投信+年金	係数	-0.03	-0.04	-0.01	-0.02	-0.05
	t値	-0.73	-0.97	-0.18	-0.37	-2.00 ***
海外+投信+年金	係数	-0.05	-0.04	0.00	0.02	-0.07
	t値	-0.98	-0.91	-0.01	0.27	-2.46 ***
<パネルB: 単回帰、等ウェイト>						
海外	係数	-0.18	-0.15	-0.15	-0.02	-0.06
	t値	-2.86 ***	-1.51 *	-1.40 *	-0.39	-1.47
投資信託(投信)	係数	-0.17	-0.20	-0.16	-0.05	-0.07
	t値	-2.63 ***	-2.09 ***	-1.50 *	-1.01	-1.83 **
年金信託(年金)	係数	-0.08	-0.08	0.02	-0.01	-0.02
	t値	-1.91 **	-1.26	0.27	-0.41	-0.80
投信+年金	係数	-0.14	-0.15	-0.11	-0.04	-0.05
	t値	-2.59 ***	-1.88 **	-1.15	-0.94	-1.68 **
海外+投信+年金	係数	-0.18	-0.13	-0.14	-0.04	-0.05
	t値	-3.13 ***	-1.47 *	-1.48 *	-0.74	-1.54
<パネルB-1: 重回帰(時価総額をコントロール変数とする)、等ウェイト>						
海外	係数	-0.16	-0.25	-0.12	-0.01	-0.09
	t値	-2.22 ***	-2.46 ***	-1.10	-0.24	-2.34 ***
投資信託(投信)	係数	-0.18	-0.28	-0.15	-0.05	-0.09
	t値	-2.44 ***	-2.72 ***	-1.33 *	-0.93	-2.36 ***
年金信託(年金)	係数	-0.07	-0.13	0.04	-0.01	-0.04
	t値	-1.40	-1.96 **	0.54	-0.29	-1.39 *
投信+年金	係数	-0.15	-0.22	-0.09	-0.04	-0.07
	t値	-2.34 ***	-2.52 ***	-0.97	-0.85	-2.23 ***
海外+投信+年金	係数	-0.16	-0.22	-0.11	-0.03	-0.09
	t値	-2.40 ***	-2.54 ***	-1.14	-0.58	-2.53 ***

(注) 各投資主体の「銘柄選択能力」の貢献によるリターンを被説明変数、各種アナノマリーの「超過リターン」を説明変数として回帰し、「超過リターン」の回帰係数及びt値を表示した。パネル A、B は単回帰、パネル A-1、B-1は時価総額を説明変数として加重重回帰を行ったもの。各投資主体の「銘柄選択能力」の貢献によるリターンについては表2注を参照。各種アナノマリーの「超過リターン」は、表3における各ファクターの分位ポートフォリオ#1(最小)-#5(最大)、#5(最大)-#1(最小)のいずれかのリターン格差。ベータ値は#2-#4で算出。パネルAは時価総額ウェイトで分位ポートフォリオを作成した場合、パネルBは等ウェイトで分位ポートフォリオを作成した場合の結果。

表5 機関投資家のポートフォリオと市場ポートフォリオ

ファクター	ウエイト	1985年3月～2013年9月			1985年3月～1999年3月			1999年3月～2013年9月		
		株式5分位			株式5分位			株式5分位		
		1(最小)	3(中位)	5(最大)	1(最小)	3(中位)	5(最大)	1(最小)	3(中位)	5(最大)
時価総額	市場	0.01	0.04	0.83	0.01	0.05	0.80	0.01	0.03	0.86
	海外－市場	-0.01	-0.02	0.06	-0.01	-0.01	0.04	0.00	-0.02	0.08
	投信－市場	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	0.00	-0.03	0.00	-0.01	0.01
	年金－市場	-0.01	-0.01	0.02	-0.01	-0.01	0.01	0.00	-0.01	0.03
	投信＋年金－市場	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.02	0.00	-0.01	0.02
	海外＋投信＋年金－市場	-0.01	-0.02	0.04	-0.01	-0.01	0.03	-0.01	-0.02	0.06
B/M比率	市場	0.37	0.17	0.06	0.33	0.18	0.10	0.41	0.16	0.02
	海外－市場	-0.01	0.00	0.01	-0.09	0.03	0.04	0.06	-0.02	-0.01
	投信－市場	-0.01	0.01	0.01	-0.08	0.03	0.02	0.05	-0.02	-0.01
	年金－市場	-0.05	0.02	0.01	-0.10	0.04	0.02	0.01	0.00	-0.01
	投信＋年金－市場	-0.03	0.01	0.01	-0.08	0.03	0.02	0.03	-0.01	-0.01
	海外＋投信＋年金－市場	-0.01	0.01	0.01	-0.09	0.03	0.03	0.06	-0.02	-0.01
過去リターン	市場	0.15	0.18	0.30	0.14	0.17	0.33	0.15	0.18	0.27
	海外－市場	-0.01	-0.01	0.04	-0.01	-0.01	0.04	-0.01	-0.01	0.03
	投信－市場	-0.01	-0.01	0.02	-0.01	0.00	0.00	-0.02	-0.01	0.04
	年金－市場	-0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.01	0.03
	投信＋年金－市場	-0.01	0.00	0.02	-0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.01	0.03
	海外＋投信＋年金－市場	-0.01	-0.01	0.03	-0.01	-0.01	0.03	-0.01	-0.01	0.03
総資産営業利益率	市場	0.10	0.19	0.30	0.10	0.19	0.31	0.09	0.19	0.30
	海外－市場	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.01	-0.03	0.00	-0.01	0.04
	投信－市場	-0.01	0.01	-0.02	0.00	0.02	-0.05	-0.01	0.00	0.02
	年金－市場	-0.01	0.01	-0.02	-0.01	0.02	-0.05	-0.01	0.00	0.01
	投信＋年金－市場	-0.01	0.01	-0.02	0.00	0.02	-0.05	-0.01	0.00	0.02
	海外＋投信＋年金－市場	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.01	-0.04	0.00	-0.01	0.04
予想ROE	市場	0.08	0.21	0.31	0.09	0.21	0.28	0.07	0.20	0.33
	海外－市場	-0.02	-0.03	0.07	-0.02	-0.03	0.08	-0.01	-0.02	0.06
	投信－市場	-0.01	-0.02	0.04	-0.01	-0.02	0.04	-0.01	-0.02	0.04
	年金－市場	-0.01	-0.01	0.03	-0.02	-0.01	0.02	-0.01	-0.02	0.04
	投信＋年金－市場	-0.01	-0.02	0.03	-0.01	-0.01	0.03	-0.01	-0.02	0.04
	海外＋投信＋年金－市場	-0.02	-0.02	0.06	-0.02	-0.02	0.06	-0.01	-0.03	0.06
総資産成長率	市場	0.12	0.21	0.23	0.13	0.20	0.22	0.11	0.21	0.25
	海外－市場	-0.02	0.00	0.04	-0.03	0.00	0.06	-0.01	-0.01	0.02
	投信－市場	-0.01	0.00	0.03	-0.02	0.01	0.04	-0.01	0.00	0.01
	年金－市場	-0.02	0.01	0.01	-0.02	0.02	0.02	-0.01	0.00	0.00
	投信＋年金－市場	-0.02	0.00	0.02	-0.02	0.01	0.03	-0.01	0.00	0.01
	海外＋投信＋年金－市場	-0.02	0.00	0.03	-0.03	0.01	0.05	-0.01	-0.01	0.02
予想利益修正率	市場	0.17	0.09	0.22	0.18	0.12	0.22	0.16	0.06	0.21
	海外－市場	-0.01	0.00	0.01	-0.02	0.00	0.01	-0.01	0.00	0.00
	投信－市場	-0.01	0.00	0.01	-0.02	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
	年金－市場	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00
	投信＋年金－市場	-0.01	0.00	0.01	-0.01	0.00	0.01	-0.01	0.00	0.00
	海外＋投信＋年金－市場	-0.01	0.00	0.00	-0.02	0.00	0.01	-0.01	0.00	0.00
アクルーアル	市場	0.22	0.19	0.15	0.21	0.21	0.14	0.23	0.18	0.16
	海外－市場	-0.01	0.00	0.01	-0.01	0.01	0.02	-0.01	0.00	0.01
	投信－市場	-0.02	0.01	0.01	-0.02	0.01	0.03	-0.01	0.02	-0.01
	年金－市場	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	-0.01	0.02	-0.02
	投信＋年金－市場	-0.01	0.01	0.00	-0.01	0.01	0.02	-0.01	0.02	-0.01
	海外＋投信＋年金－市場	-0.01	0.01	0.01	-0.01	0.01	0.02	-0.01	0.01	0.00
ベータ値	市場	0.17	0.19	0.27	0.15	0.17	0.31	0.19	0.20	0.22
	海外－市場	-0.01	0.00	-0.01	0.03	-0.01	-0.05	-0.05	0.01	0.02
	投信－市場	-0.03	0.01	0.01	-0.01	0.00	-0.01	-0.05	0.01	0.03
	年金－市場	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.02	-0.03	0.01	0.02
	投信＋年金－市場	-0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.02	-0.04	0.01	0.02
	海外＋投信＋年金－市場	-0.02	0.00	0.00	0.01	-0.01	-0.03	-0.04	0.01	0.02
固有ボラティリティ	市場	0.34	0.20	0.07	0.41	0.18	0.07	0.26	0.21	0.07
	海外－市場	-0.03	0.02	-0.01	-0.03	0.01	-0.01	-0.03	0.02	-0.01
	投信－市場	-0.06	0.03	0.00	-0.07	0.03	-0.01	-0.04	0.02	0.01
	年金－市場	-0.02	0.02	-0.02	-0.01	0.01	-0.02	-0.02	0.02	-0.01
	投信＋年金－市場	-0.04	0.03	-0.01	-0.05	0.03	-0.01	-0.03	0.02	0.00
	海外＋投信＋年金－市場	-0.03	0.02	-0.01	-0.04	0.02	-0.02	-0.03	0.03	-0.01

(注)「市場」は、東証一、二部上場銘柄を対象に、1985年3月～2013年9月まで、毎年3、9月末に各特性値で銘柄をソートし、各ポートフォリオの銘柄数が等しくなるように分位ポートフォリオを作成、各分位ポートフォリオに含まれる銘柄の時価ウェイトを算出、その時系列平均値。「海外－市場」、「投信－市場」、「年金－市場」、及びそれらの組み合わせについては、これらの投資主体が保有する銘柄を上記の各分位ポートフォリオに割り当て、各ポートフォリオの時価ウェイトを算出した上で、それと市場時価ウェイトとの差を算出したもの。