

株主構成と株式超過収益率の検証 —市場志向的ガバナンスのわが国における有効性—

光 定 洋 介

(日本証券アナリスト協会検定会員(CMA))

蜂 谷 豊 彦

目 次

- | | |
|-------------------|----------------|
| 1. はじめに | 5. 回帰分析 |
| 2. 先行研究・仮説・仮説検証方法 | 6. ロバストネス・チェック |
| 3. サンプルとデータ | 7. 結果の解釈の可能性 |
| 4. 株式超過収益率の分析結果 | 8. 結論と今後の課題 |

本稿では市場志向的ガバナンスが働きやすい株主構成を持つ企業は、そうでない企業に対し2000年-2006年に有意な株式超過収益率があることを確認した。また、回帰分析の結果、市場志向的ガバナンスを機能させる株主構成と超過収益率の間に有意な正の関係があることも見いだした。その上で、株式超過収益率の発生原因についての検証を行い、その原因の一つとして投資家のガバナンス改善への期待が変わった可能性が高いことを導出した。

1. はじめに

2000年代前半のわが国の株式市場では、バブル崩壊以降、株式持ち合いの解消が進み株式の流

動化が進展し、敵対的買収が増加しつつある。こうした背景から、買収の脅威が経営者へのチェック機構として機能する、市場志向的なガバナンスへの投資家の期待が高まっている可能性がある。



光定 洋介 (みつさだ ようすけ)

1986年早稲田大学法学部卒業。2006年早稲田大学大学院ファイナンス研究科 (MBA) 修了。日本債券信用銀行、ガートモア社を経て、ユニゾン・キャピタルでプライベートエクイティ投資を行い、(株)東ハト監査役等を歴任。05年よりあすかアセットマネジメントCFM。産業能率大学経営学部准教授。CFA。主な著書に『投資ファンドのすべて』(共著、金融財政事情研究会)、『株式投資家が会社に知って欲しいこと』(共著、商事法務) などがある。



蜂谷 豊彦 (はちや とよひこ)

1985年一橋大学経済学部卒業。同大学大学院商学研究科博士課程修了。東京工業大学工学部助手、青山学院大学経営学部専任講師、助教授を経て、98年4月から東京工業大学大学院社会理工学研究科助(准)教授。主な著書に『基礎からのコーポレート・ファイナンス』(中央経済社)、『企業経営の財務と会計』(朝倉書店)、『キャッシュフロー会計と企業評価』(中央経済社) などがある。

特集 1

ガバナンス改善への期待は、投資家のエージェンシーコスト見積額の減少を通じて、株式価値の増加をもたらすと見込まれる。そこで、本稿では、2000年代前半のわが国で市場志向的ガバナンスの機能を左右する株主構成の違いが、株価の超過収益率に影響を与えているかどうかについて検証を行う。

ガバナンスと株価の関係については、Gompers *et al.* [2003] やCremers and Nair [2005] が、ガバナンスが株式超過収益率に影響を与えていることを実証している。その要因として、Gompers *et al.* [2003] は、ガバナンスの悪い企業には本来追加的なエージェンシーコストが必要であるが、投資家がこのコストを低く見積もっていた可能性があり、その修正の過程で低い収益率となったという一つの解釈を提示している。

本稿の内容は次のように要約できる。まず、2000年-2006年のわが国の株式市場では、市場志向的なガバナンスが働きやすい株主構成を持つ企業は、そうでない企業に対して有意な株式の超過収益率をもつことが確認された。次に、こうした超過収益率と株主構成の関係について、回帰分析を行ったところ、市場志向的ガバナンスをより機能させると考えられる外国人株主比率と超過収益率の間には有意な正の関係が見られた一方で、市場志向的なガバナンスの働きを弱める事業法人株主比率と株式超過収益率の間には、有意な負の関係が確認された。その上で、株式超過収益率が発生した原因について幾つかの検証を行った結果、その原因の一つとして、投資家のガバナンス改善への期待が変わった可能性が高いことが挙げられることを明らかにした。

本稿の貢献は以下の3点である。第1に、敵対的な買収の増加により市場志向的ガバナンスへの投資家の期待が高まった2000年代前半（2000-

06年）の日本市場を分析対象として、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業に有意な株式超過収益率があることを確認した。第2に、基本的な分析フレームワークはCremers and Nair [2005] に倣いつつも、日本における株主構造の特徴を踏まえてリサーチデザインを行うとともに、4ファクターモデル（以下、FF4モデル）を用いて市場リスク要因をコントロールし、株主構成と株式超過収益率の関係を明らかにした。第3に、株式超過収益率の発生原因の特定を行い、発生原因の一つに投資家のガバナンス改善への期待の変化がある可能性が高いことを導出した。

本稿の構成は次の通りである。まず、第2章において先行研究を概観し仮説の提示と検証方法を論述し、第3章でサンプルとデータについて述べる。第4章で株式超過収益率の分析結果を提示し、第5章で株式超過収益率と株主構成の関係について回帰分析を用いて分析し、第6章においてロバストネス・チェックを行う。そして、第7章で分析結果の解釈を提示しそれぞれについて議論を行い、第8章で結論と今後の課題を述べる。

2. 先行研究・仮説・仮説検証方法

2-1 先行研究・仮説

Gompers *et al.* [2003] は、コーポレートガバナンスの条項を基に株主の権利を示す指標を作成し、1990年9月から99年12月にかけて、株主の権利の強いガバナンスの働きやすい民主的な企業は、その対極にあるガバナンスの働きにくい経営者独裁的な企業に対して年間平均8.5%の株式超過収益率を上げたことを示している。さらに、Cremers and Nair [2005] は、株主の権利の強弱による買収の脅威という外部ガバナンスに加え

て、大口投資家や取締役会によるガバナンスという内部ガバナンスの効果も考慮し、外部・内部のガバナンスと株式超過収益率の関係を分析し、両者が補完的な関係にあることを述べている。

わが国のコーポレートガバナンスは、メインバンクが重要な役割を演じてきたという見方が広く受け入れられている。顧客企業の業績が好調な時は経営に干渉せず、悪化すると監視を強め救済パッケージを提供し、さらに財務危機に直面するとメインバンクが経営権を掌握し、清算か再建かを決定するという関係は、青木 [1995] によって状態依存型ガバナンスと特徴付けられている。しかし、規制緩和と金融自由化が進展した80年代、90年代を通じて、メインバンクの役割は低下した。小佐野・堀 [2002] は、90年代後半の企業の成長可能性と銀行借入れの関係を分析し、両者の間に負の関係があることを示している。

一方で、バブル崩壊後の株式持ち合い解消の流れにより株式の流動化が進んだ結果、資本市場を

通じたコーポレートガバナンスへの関心が、徐々に高まりつつある。実際、外国人・投信・年金信託といった純粋にパフォーマンスを追求する投資家の比率は95年度14.3%、2000年度27.1%、05年度34.7%と増加傾向にある。このような株式の流動化は、2000年代に入ってから敵対的な買収の増加の一因となっていると考えられる。

図表1にあるように、敵対的買収は、2000年1月にM&Aコンサルティング（通称：村上ファンド）による昭栄への敵対的TOBが注目を集めた後、03年、04年にスティール・パートナーズやダルトン・インベストメンツといった投資ファンドによる敵対的買収が仕掛けられた。その後、05年1月にライブドアによるニッポン放送への敵対的なTOBが起り、それまでの投資ファンドによる敵対的買収だけではなく、日本企業による日本企業への敵対的買収も起こるようになった。

以上のように、2000年代前半の日本では、株式持ち合いの解消が起り株式の流動化が進展

図表1 2000年-07年の上場企業に対する敵対的TOB

年月	コード	ターゲット企業	買収側	期間	件数
Jan-00	3003	昭栄	M&A コンサルティング	2000年1月から12月	1
Dec-03	3571	ソトー	STEEL PARTNERS	2001年1月から12月	0
Dec-03	5013	ユシロ化学	STEEL PARTNERS	2002年1月から12月	0
(Aug-04)	8307	UFJホールディングス	三井住友FG	2003年1月から12月	2
(Sep-04)	4514	帝国臓器（あすか製薬）	DALTON INVESTMENTS	2004年1月から12月	2
(Jan-05)	4660	ニッポン放送	ライブドア	2005年1月から12月	4
Jul-05	9626	日本技術開発	夢真	2006年1月から12月	5
(Oct-05)	9401	TBS	楽天	2007年1月から12月	6
Nov-05	6911	新日本無線	MAC アセットマネジメント		
Jan-06	7579	オリジン東秀	ドンキホーテ		
Jul-06	3865	北越製紙	王子製紙		
(Aug-06)	9879	フタタ	AOKI		
Oct-06	2900	明星食品	STEEL PARTNERS		
Oct-06	8083	サンテレホン	JMBO FUND LTD (DALTON INVESTMENTS)		
(Feb-07)	2501	サッポロホールディングス	STEEL PARTNERS		
May-07	2804	ブルドックソース	STEEL PARTNERS		
May-07	5945	天龍製鋸株式会社	STEEL PARTNERS		
May-07	8841	TOC	ダヴィンチ・アドバイザーズ		
Oct-07	4663	ATL システムズ	日本アジアホールディングス		
Oct-07	7602	ソリッドグループホールディング	ケン・エンタープライズ		

(図表注) () 内はTOB提案や敵対的株式買い集めとして新聞で報道のあった主な案件(出所) 筆者作成 (以下の図表すべて同じ)

し、敵対的買収の標的になる企業数も増加してきている。こうした背景から、買収の脅威が経営者へのチェック機構となる市場志向的なガバナンスへの投資家の期待が高まっている可能性がある。敵対的な買収の可能性の少ない時代に投資家が見積もっていたエージェンシーコストと、敵対的な買収の可能性があり市場志向的なガバナンスが機能しやすい時代に投資家が見積もるエージェンシーコストには違いが生じる可能性があると考えられる。Gompers *et al.* [2003] も、ガバナンスの悪い企業には本来追加的なエージェンシーコストが必要であるが、90年の投資家はこのコストを低く見積もっていた可能性があり、それがその後上昇したことによって株価が相対的に低下して、低い収益率になったという一つの解釈を提示している。敵対的な買収が起こるようになった結果、買収の脅威が大きい株主構成を持つ企業群に対する投資家のエージェンシーコストの見積額が相対的に変化し、こうした企業群は買収の脅威が小さい株主構成を持つ企業群に対して高い株式超過収益率を生む可能性がある(注1)。そこで、次のような仮説を立て、2000年代前半の日本において、株主構成の違いが株式超過収益率に影響を与えるかどうかを検証する。

仮説 2000年代前半(2000-06年)の日本では、買収の脅威が大きく市場志向的なガバナンスが働きやすい株主構成を持つ企業群は、そうでない企業群に対して、より優れた株式超過収益率を上げている。

2-2 仮説検証方法

仮説の検証を行うため、まず、FF4モデルにより個別企業の株式超過収益率を算出し、その後、サンプル企業を株主構成の違いによる属性別のポートフォリオに分類し、買収にさらされる可能性の高い株主構成を持つポートフォリオとその可能性の低い株主構成を持つポートフォリオとの間に株式超過収益率の差が生じているかどうかを検証する。その上で、個別企業の株式超過収益率を被説明変数、株主構成を説明変数とする回帰分析を行い、株主構成が株式超過収益率に影響を与えているかどうかを分析する。

2-2-1 個別企業の株式超過収益率の算出方法

個別企業の株式超過収益率の算出に当たり、市場リスク要因、企業サイズリスク要因、バリュエーション要因、モメンタムリスク要因の影響を排除するために、Fama and French [1997]、Jegadeesh and Titman [1993]、Cahart [1997] に倣ったFF4モデルを用いる。(1)式の α が超過収益率部分であり、 R_{it} は第 t 週の企業 i のリターンを、 MKT_t 、 SMB_t 、 HML_t 、 UMD_t は、それぞれ市場、サイズ、簿価時価比率、モメンタムのポートフォリオの第 t 週のリターンを示している。基準時点は毎年12月末とし、過去52週間(注2)の値動きを回帰することで企業ごとの β の推定を行い、推定された β を基にその後 x 週間の株式超過収益率を算出する。株式超過収益率の算出は、大半の企業が3月決算であるので、決算から約半年後に期末決算データベースが更新され、その後の銘柄調査・

(注1) 買収の脅威が最も低い株主構成を持つ企業群と比較を行っているのは、上場企業群全体に影響を与えている他のエージェンシーコスト見積額の変化の要因をコントロールするためである。

(注2) 2000年と05年は過去53週、その他の年は過去52週。Fama and French [1997] は月次で過去60カ月を推定期間としたが、本分析が主に短期(2年)の株式超過収益率の算出を目的としていることから、週次の過去1年としている。

選定作業に要する時間を考慮し、翌年の1月を起点にポートフォリオを構築し、各ポートフォリオについて2年間（短期）と7年間（長期）の株式超過収益率の計測を行う。無リスク資産の収益率（ R_f ）には短期国債の流通利回り（注3）を用いる。市場全体のリターン（ MKT_t ）はTOPIXの週次リターンから無リスク資産の収益率を控除して求める。企業サイズ要因（ SMB_t ）は毎年12月末の東証一部上場企業をその時点での時価総額によってメディアンより上か下かで、大型と小型の二つに分け、両ポートフォリオの収益率の差を求める。また、バリュエーション要因（ HML_t ）は東証一部上場企業を簿価時価比率（book-to-market（注4）、以下B/M）によってボトム（低B/M）30%、中間40%、トップ（高B/M）30%の三つのグループに分け、高B/Mと低B/Mの収益率の差を求めて算出する。モメンタム要因（ UMD_t ）については、東証一部上場企業の52週前から4週前までの株式収益率によって、上位30%と下位30%の株式収益率の銘柄群に分け、上位と下位の株式収益率の差を求めて算出する。これらの指標や収益率の算出には『AMSUS』のデータを用いている。

$$\alpha_i = R_{it} - R_{ft} - (\beta_1 \cdot MKT_t + \beta_2 \cdot SMB_t + \beta_3 \cdot HML_t + \beta_4 \cdot UMD_t) + \varepsilon \quad (1)$$

2-2-2 属性別ポートフォリオの作成

市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成とは、敵対的な買収に際しては純粋に買収価格のみ

で買収者に株式を売却し、市場価格が、買収者が提示すると思われる本来の企業価値を下回っていると判断すると、積極的に経営者にその是正を求め圧力を掛ける株主で構成される株主構成である。McConnell and Servaes [1990] は、米国企業を対象に、株式所有構造とトービンの q との関係に関する実証分析を行っており、機関投資家の所有する株式割合が大きいほどトービンの q が上昇することを示している。また、Nickell *et al.* [1997] は、英国企業の分析において、保険会社・銀行・投資信託基金などの金融セクターに属する機関が大株主である場合に、各企業の産出高の成長率にプラスの影響があることを示している。こうした先行研究から市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成としては、国内機関投資家や外国人投資家が考えられるが、わが国の長期間の持株比率のデータでは金融機関の持株比率データには持合株式が含まれており、純粋な国内機関投資家の持株比率を長期にわたってとることができない。そこで、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成の代理変数として、外国人持株比率を用いる（注5）。外国人株主は、国内投資家よりも純粋にリターンを追求することが多く、企業経営者に対してリターン向上のために積極的に発言すると考えられる（注6）。岩壺・外木 [2006] は、外国人持株比率の上昇が企業価値の向上につながることを実証している。また、買収提案があった場合には、外国人株主は純粋に経済合理性だけで売却するものと考えられるため、こうした株主の

（注3） 流通利回りは1週間の流通利回りの売値と買値の平均値を採用している。

（注4） 12月の直前の本決算期末の資本の部合計の数値を用いて算出している。

（注5） これらのデータは、『AMSUS』のデータを用いたが、98年以前の株主データは『AMSUS』が対応していないため、『日経Needs』のデータを用いている。

（注6） すべての外国人投資家がこうした行動をとるわけではないが、データ制約上、最も近いものとして外国人持株比率を用いている。

増加は企業経営者にとっては買収の脅威を増すものと考えられる。

次に、市場志向的ガバナンスを働きにくくする株主構成として、米国と異なるわが国特殊の要因である持合株主や安定株主という存在が考えられる。Lichtenberg and Pushner [1994] は、76年から89年の日本企業を対象に株式所有構造と企業のパフォーマンスとの関係に関する実証を行い、持合比率は全要素生産性や資産収益率に対して有意にマイナスの影響を与えることを示している。近時の敵対的買収の際の法人株主の言動を見ると、事業上の関係から敵対的買収に応じないとする企業が多く、単なる持合株主だけでなく、より広範な安定株主の多さが市場志向的ガバナンスの働きにくさにつながる可能性が考えられる。そこで、安定株主である可能性が高い事業法人持株比率(注7)を安定株主の代理変数と考え、市場志向的ガバナンスが働きにくい株主構成として事業法人持株比率の大小を用いる(注8)。市場志向的ガバナンスでは、企業買収の脅威が経営者へのチェック機構として働くため、安定株主の増加によって買収の脅威が減ることは、ガバナンス効果も減少する可能性が高い。

分類方法は、外国人持株比率と事業法人持株比率を、それぞれ①上位25%以上、②メディアン以上・上位25%未満、③下位25%以上・メディアン未満、④下位25%未満の4分位のいずれかに分類し、すべての個別企業を $4 \times 4 = 16$ のマトリクスの中のいずれかに帰属させる。その上で、

最も市場志向的ガバナンスが働きやすい株主構成の企業(以下、「機関投資家ポート(注9)」と呼ぶ)を「①外国人持株比率が上位25%以上で、④事業法人持株比率が下位25%未満」とし、反対に最も市場志向的ガバナンスが働きにくい株主構成の企業(以下、「安定株主ポート」と呼ぶ)を「④外国人持株比率が下位25%未満で、①事業法人持株比率が上位25%以上」と定義する。分析対象となった個別企業の2000-06年の年平均社数の分布は図表2の通りである。

2-2-3 個別企業の株価超過収益率の回帰分析

次に、株主構成の違いが株式超過収益率に影響を与えていることを確認するため、FF4モデルで算出した*t*期の企業*i*の株式超過収益率($ALPHA_{it}$)を被説明変数とし、外国人持株比率(F_OWNER_{it})と事業法人持株比率(C_OWNER_{it})を説明変数とする回帰分析を行う。回帰式は(2)式の通りである。また、持株比率以外の要因では、買収のターゲットになりやすい財務変数と業種ダミーをコントロール変数として用いる。財務変数には、株主資本比率($CAPITAL_R_{it}$)、ROE(注10)(ROE_{it})を用いる。ROEは業種による違いが大きいため、業種調整を行ったROEを用い、これは、当該企業のROEとその企業の東証33業種分類のROEのメディアンからの乖離を求めて算出している。川北・宮野 [2007] は、村上ファンドの投資対象を分析し、ターゲットになりやすい企業の特徴として株主資本比率が高いことや利益率(ROA、ROE)

(注7) すべての事業法人が安定株主ではないが、データ制約上、最も安定株主に近いと考えられる事業法人持株比率を用いている。

(注8) 分析対象時点で判明している直前の本決算期での株主構成に基づいて、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業群と働きにくい株主構成を持つ企業群に分類する。

(注9) ガバナンスの働きやすさの超過収益率への影響を測ること、および、企業サイズの違いはFF4モデルの中で調整しているので、ポートフォリオの作成は等平均によって行っている。

(注10) 当期利益/株主資本。

が見劣りすることなどを挙げている。また、井上・加藤 [2007] は、アクティビストの投資対象として資本効率 (ROE) が悪い企業を投資対象としていることを示している。さらに、業種による株式超過収益率の違いをコントロールするため東証33業種分類に基づく業種ダミーをコントロール変数に加える。

$$\begin{aligned}
 ALPHA_{it} = & \beta_1 \cdot \text{株主構成}(F_OWNER_{it}, C_OWNER_{it}) \\
 & + \beta_2 \cdot \text{コントロール変数} \\
 & (ROE, CAPITAL_R, \text{業種ダミー})_{it} \\
 & + C + \epsilon
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

3. サンプルとデータ

サンプル企業は年末の東証一部上場企業から金融を除いたすべての企業で、サンプル期間は

2000年から06年の6年である。株式超過収益率、株主構成、財務指標のすべてのデータがそろったサンプルは7,073サンプル (企業×年) あり、その記述統計量は図表3の通りである (注11)。また、図表は掲載していないが、各変数間の相関係数を見ると、特に外国人持株比率と事業法人持株比率の間の相関が-34.9% (5%有意水準) と高いことを指摘できる。

4. 株式超過収益率の分析結果

4-1 長期 (7年) の分析結果

まず、2000年代の流れを分析するため、99年末に判明している株主構成に基づく分類で機関投資家ポートと安定株主ポートを固定し、2000年から06年まで週次累計 (注12) で7年間運用する場合の株式超過収益率の差を計測する。計測結果

図表2 2000年から06年の年平均の企業数分布

		事業法人持株比率			
		上位 25%以上 高い	メディアン以上 上位 25%未満	下位 25%以上 メディアン未満	下位 25%未満 低い
外国人持株比率	上位 25%以上	31	51	79	149
	メディアン以上 上位 25%未満	63	81	87	78
	下位 25%以上 メディアン未満	89	85	81	52
	安定株主 ポート	115	93	66	30
	下位 25%未満	低い			

図表3 各変数の記述統計量

	平均	メディアン	最大	最小	標準偏差	Skewness	Kurtosis	サンプル数
ALPHA	2.86	1.48	139.39	-131.55	42.36	0.12	3.46	7,073
C_OWNER	24.76	20.43	100.00	0.15	16.70	0.87	3.08	7,073
F_OWNER	8.27	4.45	78.23	0.00	9.81	2.18	9.80	7,073
ROE	-2.86	0.02	229.22	-533.63	23.08	-8.08	124.47	7,073
CAPITAL_R	0.42	0.40	0.99	-0.05	0.22	0.24	2.27	7,073

(図表注) ALPHA、ROE、Capital_R についてそれぞれ3標準偏差以上離れたサンプルを除いている。

(注11) 株式超過収益率とコントロール変数 (ROE、Capital_R) について3標準偏差を超えるものを除外した場合のサンプルを記述しており、5章以降の回帰分析では、これらのサンプルを用いている。

特集 1

は、**図表 4** に示すように機関投資家ポートの株式超過収益率は41.03% (t値=6.23)、安定株主ポートの株式超過収益率は2.71% (t値=0.40) となり、両者の差は38.32%で、1%水準 (t値=4.04) で有意なものである (注13)。

こうした傾向が90年代後半にも確認されるかどうかを検証するため、92年末に判明している株主構成に基づいてポートフォリオを固定し、93年から99年までの7年間 (注14) について同様の検証を行う。**図表 4** に示すように、同期間、機関投資家ポートと安定株主ポートの株式超過収益率の差は-3.45% (t値=0.33) で両ポートフォリオの株式超過収益率の間に統計上有意な違いは認められない。この結果、90年代後半には市場志向的ガバナンスの働きやすい機関投資家ポートに株式超過収益率は確認されないが、2000年代に入り、機関投資家ポートが株式超過収益率を生んでいる可能性を指摘できる。

4-2 短期 (2年ごと) の分析結果

長期の分析結果をより詳細に確認するために、

次のような点に配慮して短期間に区切った分析を行う。まず、期間中にM&Aの買収ターゲットになった企業の株式超過収益率に与える影響を排除するために、96年以降にM&Aの買収ターゲットになった企業を除外して各ポートフォリオの株式超過収益率を算出する。次に、期中の株主の変動の影響を考慮するため、毎年末の株主構成によって機関投資家ポートと安定株主ポートを作成し直し、その後2年間 (注15) 運用する場合の株式超過収益率を計測する。

計測結果は**図表 5** に示しているが、2000-01年、04-05年、05-06年の3期間で、機関投資家ポートと安定株主ポートの株式超過収益率の差が、それぞれ15.98% (t値=2.52)、11.94% (t値=2.29)、17.19% (t値=3.31) と有意な水準にあり、いずれも機関投資家ポートが株式超過収益率を生んでいることが確認される。このように、2000-01年、および04-06年は、株主構成の違いが株式超過収益率に影響を与えている可能性がある。

図表 4 長期の機関投資家ポートと安定株主ポートの株式超過収益率

	2000年-2006年			1993年-1999年		
	超過収益	t値	企業数	超過収益	t値	企業数
機関投資家ポート (A)	41.03	6.23***	120	-7.35	0.98	103
安定株主ポート (B)	2.71	0.40	106	-3.90	0.53	111
A-B	38.32	4.04***		-3.45	0.33	

(図表注) ***1%有意水準、**5%有意水準、*10%有意水準

(注12) 毎年の各前年末にてFF4モデルのベータの推計を行い、2000年53週、01年52週、02年52週、03年52週、04年52週、05年53週、06年52週 (計366週間) の各年のアルファを算出しそれらを累計している。

(注13) 差の検定については、等分散性のLevene検定を行い、等分散性を仮定できる場合は、通常のt検定を行い、等分散性を仮定できない場合は、Welchの方法でのt検定を行っている。さらに、Mann-WhitneyのU検定も行い、いずれの検定によっても有意水準が確認できた場合にのみ有意としている (以下、すべての差の検定と同様)。

(注14) 毎年の各前年末にてFF4モデルのベータの推計を行い、93年52週、94年53週、95年52週、96年52週、97年52週、98年52週、99年52週 (計365週間) の各年のアルファを算出しそれらを累計している。

(注15) 2年間の運用期間中は機関投資家ポート、安定株主ポートの銘柄の入れ替えは行わない。

5. 回帰分析

5-1 長期の株式超過収益率の回帰分析結果

本章では、株主構成と第4章で確認された株式超過収益率との関係をより詳細に分析するために回帰分析を行う。まず、4-1で算出した長期(7年)の株式超過収益率を被説明変数とする(2)式の回帰分析を行う。異常値を調整するため、株式超過収益率とコントロール変数がそれぞれ3標準偏差を超えるサンプルを除外して回帰分析を行う(注16)。結果は図表6の通りであり、ROE、自己資本比率、業種ダミーをコントロール変数として考慮したモデルを見ると、Model 2の外国人持

株比率の係数は0.94(t値=3.27)と1%水準で有意にプラスであり、Model 4の事業法人持株比率の係数は-0.27(t値=-1.77)と10%水準で有意にマイナスである。これらは、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業ほど正の株式超過収益率が発生し、逆に安定株主の多い株主構成を持つ企業ほど負の株式超過収益率が発生する傾向を示している。

5-2 短期の株式超過収益率の回帰分析結果

次に、4-2で算出した短期(2年)の株式超過収益率を被説明変数とする回帰分析を次の2通りの方法を用いて行う。まず、すべてのサンプル

図表5 短期の機関投資家ポートと安定株主ポートの株式超過収益率

	2000年-2001年			2001年-2002年			2002年-2003年		
	超過収益	t値	企業数	超過収益	t値	企業数	超過収益	t値	企業数
機関投資家ポート(A)	18.88	4.28***	118	5.06	1.22	133	8.53	2.34**	150
安定株主ポート(B)	2.90	0.64	103	-0.46	0.12	111	7.61	1.85*	115
A-B	15.98	2.52**		5.52	0.98		0.93	0.17	

	2003年-2004年			2004年-2005年			2005年-2006年		
	超過収益	t値	企業数	超過収益	t値	企業数	超過収益	t値	企業数
機関投資家ポート(A)	0.53	0.19	160	-0.87	0.29	160	8.72	2.54**	172
安定株主ポート(B)	2.83	0.51	111	-12.81	2.98***	129	-8.47	2.21**	123
A-B	-2.30	0.37		11.94	2.29**		17.19	3.31***	

(図表注) ***1%有意水準、**5%有意水準、*10%有意水準

図表6 長期の株式超過収益率と外国人・事業法人持株比率の回帰分析結果

	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4		
	係数	t値	prob	係数	t値	prob	係数	t値	prob	係数	t値	prob
外国人持株比率	0.81	2.92	0.00***	0.94	3.27	0.00***						
事業法人持株比率							-0.26	-1.72	0.09*	-0.27	-1.77	0.08*
ROE				-0.07	-0.26	0.79				0.02	0.08	0.94
自己資本比率				-20.84	-1.58	0.11				-13.20	-1.02	0.31
定数項 c	10.82	0.71	0.48	20.22	1.23	0.22	26.87	1.75	0.08*	34.00	2.01	0.04**
標本数	1,001			1,001			1,001			1,001		
調整済みR2	11.5%			11.6%			11.0%			10.9%		
Durbin-Watson stat	2.10			2.10			2.10			2.10		
F-statistic	5.34			5.11			5.12			4.83		
Prob(F-statistic)	0.00			0.00			0.00			0.00		

(図表注) 1. ***1%有意水準、**5%有意水準、*10%有意水準
2. 業種ダミーを含む。

(注16) 5-2節の2年の超過収益率の回帰分析においても、超過収益率とコントロール変数が3標準偏差を超えるサンプルを除外して分析を行っている。また、異常値の修正を行わない回帰分析や、金融危機の影響を考慮し債務超過企業をサンプルから除外した回帰分析も行ったが、結果はほぼ同様であった。

特集 1

をプールしYearダミーを加えて(2)式の回帰分析を行う。結果は、**図表 7**の通りであり、パネルAが外国人持株比率の影響を、パネルBが事業法人持株比率の影響を示している。ROE、自己資本比率、業種ダミーをコントロール変数として用いたモデルを見ると、パネルAのModel 3の外国人持株比率の係数は0.18 (t値=3.33) と1%水準で有意にプラスであり、パネルBのModel 3の事業法人持株比率の係数については-0.11 (t値=-3.48) と1%水準で有意にマイナスとなっている。

このことから、市場志向的ガバナンスが働きやすい株主構成は株式超過収益率に正の影響を与え、反対に安定株主(事業法人株主)は株式超過収益率に負の影響を与えていると推定できる。

次に、年ごとの詳細な関係を推定するため、全サンプルを年ごとに分けて(2)式のクロスセクション推計を行い、説明変数である外国人持株比率と事業法人持株比率の係数を確認する。分析結果は

図表 8の通りであり、パネルAが外国人持株比率の各年の係数、パネルBが事業法人持株比率の各年の係数を示している。

ROE、自己資本比率、業種ダミーをコントロール変数としたパネルAのModel 3を見ると、外国人持株比率の係数は、過去6期間すべてにおいてプラスとなっており、また、6期のうち2期において有意にプラスとなっている。全体の平均の係数も0.21 (t値=4.73) と1%有意水準でプラスとなっている。また、パネルBの事業法人持株比率の係数をModel 3で見ると、6期のうち5期で係数がマイナスとなっており、そのうち2期で有意にマイナスとなっている。全体の係数の平均は-0.10 (t値=-2.48) と10%有意水準でマイナスとなっている。

これらの結果から、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成は正の株式超過収益率に、逆に安定株主は負の株式超過収益率につながっている

図表 7 短期の株式超過収益率と外国人・事業法人持株比率の回帰分析結果

	Model 1			Model 2			Model 3		
	係数	t値	prob	係数	t値	prob	係数	t値	prob
外国人持株比率	0.18	3.35	0.00***	0.17	3.21	0.00***	0.18	3.33	0.00***
ROE				0.03	1.50	0.13	0.04	1.66	0.10
自己資本比率							-2.46	-0.94	0.35
定数項 c	2.37	0.86	0.39	2.41	0.87	0.38	3.56	1.18	0.24
標本数	7,073			7,073			7,073		
調整済みR2	2.77%			2.79%			2.79%		
Durbin-Watson stat	1.88			1.88			1.88		
F-statistic	6.76			6.63			6.48		
Prob(F-statistic)	0.00			0.00			0.00		
	Model 1			Model 2			Model 3		
	係数	t値	prob	係数	t値	prob	係数	t値	prob
事業法人持株比率	-0.11	-3.48	0.00***	-0.11	-3.47	0.00***	-0.11	-3.48	0.00***
ROE				0.04	1.77	0.08*	0.04	1.82	0.07*
自己資本比率							-1.01	-0.40	0.69
定数項 c	6.82	2.42	0.02**	6.79	2.41	0.02**	7.31	2.35	0.02**
標本数	7,073			7,073			7,073		
調整済みR2	2.78%			2.81%			2.80%		
Durbin-Watson stat	1.88			1.88			1.88		
F-statistic	6.78			6.69			6.51		
Prob(F-statistic)	0.00			0.00			0.00		

(図表注) 1. ***1%有意水準、**5%有意水準、*10%有意水準
2. 業種ダミーとYearダミーを含む。

図表 9 短期の株式超過収益率と株主分散ダミーの回帰分析結果

	Model 1			Model 2		
	係数	t値	prob	係数	t値	prob
株主分散ダミー	2.74	2.60	0.01***	2.65	2.48	0.01**
外国人持株比率	0.16	3.01	0.00***	0.17	3.06	0.00***
ROE	0.03	1.60	0.11	0.04	1.68	0.09*
自己資本比率				-1.43	-0.54	0.59
定数項 c	1.78	0.64	0.52	2.46	0.81	0.42
標本数	7,073			7,073		
調整済みR2	2.87%			2.86%		
Durbin-Watson stat	1.88			1.88		
F-statistic	6.64			6.48		
Prob(F-statistic)	0.00			0.00		

(図表注) 1. ***1%有意水準、**5%有意水準、*10%有意水準
 2. 業種ダミーとYearダミーを含む。

のクロスセクション分析では、図表は掲載していないが、全体平均の株主分散ダミーの係数は有意にプラスとなっている。これは、株主が分散している方が、株式超過収益率が高い傾向を示しており、事業法人持株比率を代理変数とした場合と整合的な結果である。

さらに、外国人持株比率と事業法人持株比率に代えて、浮動株比率と特定株比率を用いて(2)式の回帰分析を行う(注17)。浮動株が大きいほど被買収の可能性が大きいので正の株式超過収益率が、また特定株が大きいほど被買収の可能性が減るので負の株式超過収益率が想定される。すべてのサンプルをプールし、浮動株比率と特定株比率それぞれに関して、Yearダミーを加えて推計を行った結果、図表は掲載していないが、浮動株比率の係数は0.11 (t値=2.09)、特定株比率の係数は-0.19 (t値=-3.98)と、それぞれ5%有意水準、1%有意水準で想定される符号条件を満たしている(注18)。

以上のような結果より、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業はそうでない企

業に対して、2000年代前半に株式超過収益率が確認され、株主構成が株式超過収益率に影響を与えているという仮説は支持されると考えられる。

7. 結果の解釈の可能性

こうした結果の解釈として、本稿では、先行研究の結果および日本における株式流動化の状況を踏まえて、投資家のガバナンス改善への期待が変わった可能性が高いと推定できると考えているが、その他にも解釈の余地は残っている。まず、外国人投資家が買った結果、株式の需要が増加し株式超過収益率が出ている可能性が指摘できる。この可能性を検証するため、(2)式の株式超過収益率を被説明変数とする回帰式に、当年以降の2年間の外国人持株比率増減とYearダミーを加えて回帰分析を行う。ただし、外国人持株比率の増減には、株式への需要が増加する効果を示す代理変数と、外国人が増加するため買収の可能性が増加し市場志向的ガバナンスが働きやすくなるという効果を示す代理変数という少なくとも二つの意味合

(注17) 浮動株・特定株の過去データの制約上、02年以降の分析となっている。

(注18) 年ごとにクロスセクション推計を行い浮動株と特定株の係数の平均を調べた結果は、特定株の係数の平均は-0.21で1%有意水準、浮動株の係数の平均は0.09で符号条件は満たしていたが有意ではなかった。

いが考えられることには注意を要する。図表10が分析結果である。Model 1 に示すように外国人持株比率増減の係数は1.29 (t値=13.45) と1%有意水準でプラスとなっている。しかし、この場合でも、外国人持株比率の係数そのものは0.24 (t値=4.56) と、これまでの分析結果同様に、有意にプラスとなっている。また、事業法人持株比率の係数についてもModel 2 に示すように-0.09 (t値=-2.97) と1%有意水準でマイナスとなっている。これは、外国人が買って需要が増加したという効果や外国人株主が増加し市場志向的ガバナンスが働きやすくなったという効果をコントロールしても、外国人持株比率の水準は有意に正の影響を、また、事業法人持株比率の水準は有意に負の影響を株式超過収益率に与えていることを意味する。

また、外国人投資家が買ったとしても、それは何らかの変化を期待することによって株価がそれまでの状態より割安になっていたからだと考えるのが妥当であろう。株価が何らかの変化によって割安になる可能性の一つとして、事業収益の改善が考えられる。例えば、株主の圧力によって買収

の脅威が大きい株主構成を持つ企業の経営者の行動が変わり、企業の事業収益の改善が期待された結果であると解釈することができる。これはまた、洗練された調査能力を持つ外国人投資家が事前に収益改善を予期して多くの株式を保有していた結果であると解釈することもできる。こうした可能性を検証するため、事業収益性として、Cremers and Nair [2005] と同様にROA (注19)、ROE、売上高営業利益率 (ROS) の各指標と特別利益の影響を排除した経常利益ROE (経常利益/自己資本) の四つの指標 (以下、「収益性指標」と呼ぶ) を選び、当年の収益性とその2年後の収益性の変化幅を求め、同期間の業種平均の各収益性の変化幅との乖離を指標化し、これらの数値の分析を行う。まず、機関投資家ポートと安定株主ポートの間で、収益性指標の変化幅に差があったかどうかを検証したところ、図表は掲載していないが、ROAの変化幅では、01-02年、02-03年で機関投資家ポートの収益性の変化幅が、安定株主ポートの収益性の変化幅に対して、1%水準で有意に低くなっている。これは、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業や調査能力の高い外国人

図表10 外国人持株比率の増減を加えた回帰分析結果

	Model 1			Model 2		
	係数	t値	prob	係数	t値	prob
外国人持株比率	0.24	4.56	0.00***			
事業法人持株比率				-0.09	-2.97	0.00***
外国人持株比率の増減	1.29	13.45	0.00***	1.24	12.94	0.00***
ROE	0.02	1.11	0.27	0.03	1.33	0.18
自己資本比率	-2.24	-0.87	0.38	-0.22	-0.09	0.93
定数項	-2.29	-0.76	0.45	1.58	0.51	0.61
標本数		7,073			7,073	
調整済みR2		5.21%			5.05%	
Durbin-Watson stat		1.87			1.87	
F-statistic		11.23			10.90	
Prob(F-statistic)		0.00			0.00	

(図表注) 1. ***1%有意水準、**5%有意水準、*10%有意水準
2. 業種ダミーとYearダミーを含む。

(注19) 「営業利益+受取利息・割引料+受取配当金-支払利息・割引料」を事業利益とし、事業利益/総資産をROAとしている。

特集 1

投資家が多い企業の方が、収益性が悪化したことを示している。また、このほかの収益性指標の変化幅についても、図表は載せていないが、機関投資家ポートの収益性変化幅が、安定株主ポートの収益性変化幅に対して有意に高くなることはなく、これは株主構成に基づく事業収益性の改善は説明できない可能性を示している。

次に、四つの収益性指標の変化幅と、株主構成の関係について回帰分析を行う。各収益性指標の変化幅を被説明変数とし、外国人持株比率の水準を説明変数としてすべてのサンプルをプールしYearダミーを加えた推計では、ROAの変化幅を被説明変数とした場合に外国人持株比率の係数がマイナスで有意な結果になっており、外国人持株比率が高いほどROAの変化幅がマイナスとなるという結果となっている。また、その他の収益性指標の変化幅に対しては外国人持株比率の大きさは特に有意な影響を与えていない。さらに、年ごとのクロスセクション推計を行った結果でも、特に有意な結果は見られない。このように外国人持株比率の水準と収益性指標の変化幅の間関係には、外国人株主が多いほど収益性が改善するという傾向を確認できず、株主構成に基づく事業収益性の改善は説明できないことを示している(注20)。

一方で、ガバナンス改善への期待が変化した可能性を確認するため、経営者が株主を重視する方向にその行動を変えているかどうかを検討する。ここでは、相対的に早期に変化が現れる財務行動の一つとして配当政策を取り上げる。株主構成と増配との関係を回帰分析してみると、外国人持株

比率が高いほど有意に増配している傾向が確認でき、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業は株主を重視する方向に行動を変化させている可能性があると推定できる。こうした企業行動の変化によって、投資家のエージェンシーコストの見積額が減少した可能性がある。

投資家のエージェンシーコストの期待値を直接計測することはできないが、株主構成に基づく事業収益性の改善が説明できないこと、および、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業の配当行動に変化が見られることを併せて考えると、株式超過収益率が確認された背景の一つとして、投資家のエージェンシーコストの見積額が変化した可能性が高い。すなわち、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業では、そうでない企業に対して投資家のエージェンシーコストの見積額が相対的に減少し、その結果その時点の株価が割安となり投資家の買いニーズを誘発して、株式超過収益率につながった可能性が考えられる。

8. 結論と今後の課題

今回、われわれは、2000-06年の日本企業のデータを用いて、同期間、市場志向的ガバナンスが働きやすい株主構成を持つ企業は、市場志向的ガバナンスが働きにくい株主構成を持つ企業に対して、有意な株式超過収益率が確認されたことを立証した。その上で、こうした株式超過収益率と株主構成の関係を推定し、外国人持株比率は株式超過収益率に対して有意に正の影響を与えており、

(注20) このほかにも、事業法人持株比率と株式超過収益率の関係に関して、企業経営者が将来の収益性指標の悪化を予想してあらかじめ安定株主を増加させるという解釈も考えられる。この可能性を検証するため、事業法人持株比率の増減とその後の収益性指標の変化幅について検証を行ったが、この解釈を支持する結果にはならなかった。

逆に、事業法人持株比率は株式超過収益率に対して有意に負の影響を与えている可能性が高いことを確認した。こうした株式超過収益率が確認された背景として、市場志向的ガバナンスの働きやすい株主構成を持つ企業の経営者の株主重視の行動に変化が現れ、投資家のエージェンシーコストの見積額が相対的に減少した結果であるということが一因である可能性が高いと考える。

最後に今後の課題を述べる。まず、分析方法に関して、ポートフォリオの構築タイミング、ポートフォリオの運用期間、ベータの推定期間について、株主構成の影響、翌期決算の情報、FF4のファクターリターンの情報などが織り込まれる期間をより一層検討した分析を行うことによって、より頑健な結果を検証することができる。また、結果の解釈に関して、今回は株主構成に焦点を当て投資家のエージェンシーコストに影響を与えている可能性を指摘したが、このほかにも株主構成の変化も投資家のエージェンシーコストに影響を与えている可能性があり、投資家のエージェンシーコストに影響を与えている事象を総合的に分析することも今後の課題と考えられる。

[参考文献]

- 青木昌彦 [1995] 『経済システムの進化と多元性』、東洋経済新報社。
 伊丹敬之 [2000] 『日本型コーポレートガバナンス』、日本経済新聞社。
 井上光太郎・加藤英明 [2007] 「アクティビストファンドの功罪」、『経済研究』58(3)。
 岩壺健太郎・外木好美 [2006] 「外国人株主の株式所有と企業価値の因果関係—分散不均一性による同時方程式の識別—」、Center for Economic Institutions, Working Paper Series No.2006-13, Hitotsubashi University。
 小佐野広 [2001] 『コーポレート・ガバナンスの経済学』、日本経済新聞社。
 小佐野広・堀敬一 [2002] 「日本企業の資金調達とガ

- バナンス：規制緩和と持合解消のインパクト」、伊藤秀史編『日本企業変革期の選択』、東洋経済新報社、第5章141-169。
 川北英隆・宮野玲 [2007] 「村上ファンドの投資行動と役割」、『ニッセイ基礎研所報』45。
 Carhart, Mark M. [1997] “On persistence in mutual fund performance,” *Journal of Finance* 52, 57-82。
 Cremers, K.J. M and V. B.Nair [2005] “Governance Mechanisms and Equity Prices,” *The Journal of Finance* LX(6), 2859-2894。
 Fama and K. R.French [1997] “Industry costs of equity,” *Journal of Financial Economics* 43, 153-193。
 Gompers, P, Joy Ishii and A. Metrick [2003] “Corporate Governance and Equity Prices,” *The Quarterly Journal of Economics*, Feb.,107-155。
 Huson, Mark R., Robert Parrino, and Laura T. Starks [2001] “Internal Monitoring Mechanisms and CEO Turnover; A Long Term Perspective,” *Journal of Finance* 56, 2265-2297。
 Jegadeesh, Narashimhan, and Sheridan Titman [1993] “Returns to buying winners and selling losers; Implications for stock market efficiency,” *Journal of Finance* 48, 65-91。
 Lichtenberg, F. R. and G. M. Pushner [1994] “Ownership Structure and Corporate Performance in Japan,” *Japan and the World Economy* 6, 239-261。
 McConnell, J. J. and H. Servaes [1990] “Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate value,” *Journal of Financial Economics* 27,595-612。
 Nickell, S.,D. Nicolitsas, and N. Dryden [1997] “What Makes Firms Perform Well?” *European Economic Review* 41, 783-796。

本稿の作成に当たり、東京工業大学大学院修士課程在学中であった大西真氏に分析データの作成などで大変お世話になった。また、早稲田大学大学院ファイナンス研究科の蟻川靖浩先生、蜂谷ゼミ参加者、匿名のお二人のレフェリーなどから有益なコメントを頂戴した。深く感謝申し上げる。なお、本稿の内容は筆者らが所属する組織を代表するものでなく、すべて個人的な見解である。また、本稿に残された誤りのすべては、筆者らの責に帰するものである。

(この論文は投稿論稿を採用したものです。)