

企業間提携がもたらすシナジー効果と投資家行動の変化：第三者割当増資におけるイベントスタディ

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2024-09-09 キーワード (Ja): 卒業論文 キーワード (En): 作成者: 池田, 拓郎 メールアドレス: 所属:
URL	https://ocu-omu.repo.nii.ac.jp/records/2002022

Title	企業間提携がもたらすシナジー効果と投資家行動の変化: 第三者割当増資におけるイベントスタディ
Author	池田, 拓郎
Citation	経済学雑誌. 別冊. 107 巻 2 号
Issue Date	2006-10
ISSN	0451-6281
Type	Learning Material
Textversion	Publisher
Publisher	大阪市立大学経済学会
Description	

Placed on: Osaka City University Repository

企業間提携がもたらすシナジー効果と 投資家行動の変化

——第三者割当増資におけるイベントスタディ——

池 田 拓 郎

(経済学部 2005年度卒業生)

指導教員 中 川 満

1 はじめに

海外資本企業の国内参入に拍車がかかる近年において、それに対抗すべく日本の企業が大きな変貌を遂げつつある。事業の拡大や差別化による企業の存続を図り、かつての系列企業との関係維持を廃して積極的に企業間で新たな資本、事業提携を行う傾向が見られるようになった。しかし、実際に新規提携を行うことにより、企業の株価、経営パフォーマンスの向上をもたらす相乗効果、すなわち企業価値のシナジー効果が発生しているのかは定かでなく、また投資家が企業の新規提携に対して成長機会を見出しているのかということも明らかではない。そこで本論文では、これらの実状を解明し、企業間の新規提携が企業や投資家にとって有益な手段となっているのかを判断するために、企業における新規提携の情報を獲得した投資家の行動を背景にイベントスタディ分析を行い、新規提携を実施した企業の株価リターンや将来キャッシュフローの動向を観測していく。

イベントスタディ分析は、経済上のイベントが企業価値に与える影響度を測定することを目的とし、株式市場のデータを用いたイベントスタディ分析の場合、あらゆるイベントの影響は即座に株価に反映されるというセミストロング

型の効率的市場仮説を所与として、イベントが実施された時点での株価における異常リターンを測定していく方法を適用する。つまり、本論文の目的を実現するにはイベントを定義する必要性があり、ここでは企業が新規提携を行う手段の1つである第三者割当増資を用いている。第三者割当増資とは、提携先などの特定の投資家に新株引受権を与えて新株式を発行する株式発行手段のことで、経営状態が悪く通常の増資が行えない場合に、系列企業や金融機関に資本提供を求める場合の有益な手段にもなる¹⁾。この第三者割当実施のアナウンスメントをイベントとして、イベント日やその前後の異常リターンを測定する。

新規提携目的の第三者割当実施のアナウンスメントがあった場合に、その企業の株価異常リターンが正の方向に転じれば、投資家は新規提携を行うことが好ましい情報であると判断していることを実証でき、投資家による追加的な企

1) 増資の形態は有償増資と無償増資に区別され、有償増資には株主割当増資、公募増資、第三者割当増資があり、無償増資には株式分割がある。新株式を発行する方式には投資家から払込金を得る有償増資が該当する。また以下では「第三者割当増資」を「第三者割当」、「公募増資」を「公募」と略記する。

業評価が株価に反映されたことを明確にする。また、第三者割当実施後の株価パフォーマンスが上向きに推移したとすれば、投資家が企業間のシナジー効果を期待し、企業価値の向上を予測していると判断できる。新規提携を行った企業が、株価パフォーマンスに相当する将来キャッシュフローの増加を実現していれば、新規提携によるシナジー効果の有効性や投資家の企業価値評価の信憑性を支持することができるだろう。さらに、これまでの第三者割当イベント時における異常リターンの実証結果では、系列企業や金融機関を割当先とすることで発生するモニタリング強化の影響が異常リターンの主な要因の1つとされているため、新規提携目的で用いられる第三者割当において、新たな異常リターンの要因として新規提携による企業価値のシナジー効果を考慮することは重要であると考えられる。以下では、第三者割当におけるイベントスタディ分析により、系列企業や金融機関を割当先とする第三者割当実施企業との比較に基づき、新規提携がもたらすシナジー効果の存在と投資家行動の変化を詳細に分析していくことにする。

1.1 先行研究

第三者割当などの株式発行イベントに対する市場の反応に関しては、アメリカの株式市場(NYSE)を中心に検証されている。第三者割当イベントは正の異常リターンをもたらすことが実証されており、日本の株式市場においても同様の結果が得られている²⁾。また、イベント時異常リターンの測定に限らず、その要因分析も行っている例が多く、特にアメリカの株式市場において実施される公募イベントが株価の異常リターンに与える要因を分析した例がよく見

られる。その中で、企業のファイナンスにおける意思決定が引き起こす株価変動を説明する要因として Smith (1986) は、(1)最適資本構成(他人資本構造の変化)、(2)将来キャッシュフローの変化、(3)想定外のアナウンスメント、(4)情報の非対称性、(5)所有権構造の変化を挙げており、第三者割当においては(1)、(3)を除く3つの要因が市場の反応に影響を与えていると考えられている³⁾。

Wruck (1989) は、第三者割当実施のアナウンスメント時の正の異常リターンに対する所有権集中度の変化の影響を分析し、増資前後での持株比率上位6社(人)の大株主に対する持株水準の変化を用いて piecewise 回帰(ターニングポイントを5%、25%としている。)を行っている。その結果、持株水準が25%以上増加した場合、株価上昇につながることを導いた。これは、株主の持株比率が増加することによって、企業と投資家の間での情報の非対称性の緩和や、エージェンシーコストの低下、モニタリング効果の向上などの付加価値が生まれるためであると解釈することができる。ただし、持株水準が5~25%の増加であった場合は株価に負の効果を与え、これは経営に携わる内部者の関係を強

-
- 3) 第三者割当は公募と比較される場合が多く、アメリカの株式市場において公募実施のアナウンスメントは負の異常リターンをもたらすことが確認されている(日本の株式市場では正の異常リターンが確認されている。詳しくは Kang and Stulz (1996), Cooney et al. (2003) を参照)。Wruck (1989) は、第三者割当、公募ともに他人資本の削減を試みるので、最適資本構成は異常リターンの符号の相違を説明できないと主張しており、また単純な想定外のアナウンスメントも同様であると述べている。さらに、Asquith and Mullins (1986) が、他人資本の変化では公募における一次的発行(primary issues)と二次的発行(registered secondary issues)双方の負の異常リターンを説明できないことを実証している。

2) ただし、日本の株式市場における株式発行イベントと異常リターンの関連性を分析した例は比較的少なく、研究の余地が残されているといえる。

化することによって、外部投資家が経営から淘汰される影響（entrenchment hypothesis）が、株主が享受する利益を上回るからであるとしている。

しかし、この分析では第三者割当イベントによる情報の非対称性の緩和（情報シグナル）効果と所有権構造変化の効果を区別することが不十分であり、その問題に着目したのが Hartzel and Smith (1993) である。彼らは、第三者割当の株式発行価格に対する時価からのディスカウント率が、引受投資家が負担する企業の情報コストを反映しており、同時に、株価の異常リターンは企業価値に関する好ましい情報を反映していると述べている。結果として、ディスカウントや異常リターンが発生する要因を情報シグナル効果と所有権構造変化の効果に分離したところ、情報シグナル効果のほうが顕著に現れていることを発見した⁴⁾。

また、Hartzel and Rees (1998) は、将来キャッシュフローの変化とイベント時異常リターンの関連性を検証し、第三者割当実施企業の収益は明確な増加を示し、発行後の収益変化はアナウンスメント時の株価反応と強い相関をもっていると結論づけている。さらに彼らは、エクイティベータとアセットベータの変化を分析し、増資実施後エクイティベータが増加していることを発見した。これは、Healy and

Palepu (1990) が公募における検証を行った場合と同様に、企業のシステムティックリスクが増加していることを意味する。その原因として、アメリカにおいて第三者割当は事業投資目的で行うことが多く、レバレッジが上昇する傾向にあるからであると述べている。この傾向は、負債返済目的が多いことからレバレッジが減少し、アセットベータが増加する公募の場合と相違することも主張している⁵⁾。

Goh et al. (1999) は、証券アナリスト予測とイベント時異常リターンの関係を調べており、将来の利益予測に関する市場の評価の代用として、アナリストの利益予測の修正値を用いている。第三者割当が将来の利益に対して好材料となるのであれば、アナリストも利益予測を上向きに修正するはずだが、彼らは分析結果からアナリストが短期的な利益改善を示唆していることを導き、アナリストの利益予測修正値とイベント時異常リターンが正の相関関係をもつと結論づけた。投資家が第三者割当イベントから企業間提携による企業価値のシナジー効果を期待するとすれば、割当先企業がもつ潜在的価値が増資実施企業の将来キャッシュフローの向上に貢献することを予期しているはずであり、本論文において将来キャッシュフローの変化は、イベント時異常リターンと関連づける上で重要な位置づけとなる。

日本の株式市場における第三者割当イベントと株価の異常リターンの関係を研究した例は少ない⁶⁾。Kang and Stulz (1996) は、日本とアメ

4) Hartzel et al. (2002) は、第三者割当実施企業の株価が長期的に負の異常リターンをもたらすことを検証しており、それを考慮すると、第三者割当のディスカウントはさまざまな企業査定コストを表して、短期的な正の株価反応も将来の期待収益がそのコストを上回るからであると判断するより、ディスカウントが本質的な企業価値を引受投資家が査定した結果もたらされと考える必要性があることも示唆している。しかし、Krishnamurthy et al. (2005) は、第三者割当実施企業の長期的な株価の負のパフォーマンスは、企業の財務状況と引受投資家の特性に依存し、絶対的でないことを実証している。

5) エクイティベータは企業の投資収益率とマーケット・ポートフォリオの投資収益率の関係を示したマーケットモデルのパラメータの1つであり、 $R_e = \alpha + \beta_e R_m + \varepsilon$ における β_e を指す。またアセットベータは、 β_e をレバレッジで除したもので、 $\beta_e / (V/E)$ (V : 資産の市場価額、 E : 資本の市場価額) と表す。レバレッジが改善するほどアセットベータは増加する。

6) 研究例は少ないが、いずれの研究結果もアメリカの株式市場よりも一貫して大きな正の異ノ

リカの株式市場の間での新株発行による株価の反応の差異を幅広く研究している。彼らは日本の株式市場では、新株発行イベントが相対的に正の株価反応をもたらすことを実証した。しかし、第三者割当に関する詳細な研究までは行われていない⁷⁾。また Kato and Schallheim (1993) は、日本の企業系列と正のイベント時異常リターンの関わりを追究している。彼らは、銀行をはじめとする系列企業に割当を実施するほうが、増資後の株価パフォーマンスが好ましいことに言及しており、日本の企業形態は系列をもつほうが株主にとって望ましいと述べている。

しかし、阿萬 (2003) は、銀行による引受は株価に負の効果を与えると分析しており、銀行によるモニタリングの向上効果よりも、割当実施企業の経営状態が著しく悪化していることを市場に顕示する効果のほうが大きいからであると結論づけている。結局のところ、日本の株式市場での銀行や系列企業によるモニタリング効果に対して、投資家が好ましい情報であると判断することに対する裏づけはなされていない。

これらの見解は、企業系列や金融機関との結びつきを強化することが、第三者割当実施のアナウンスメント時の正の異常リターンに大きく貢献するとしている。それに対して、本論文で論証しようと試みる、新規提携による企業価値のシナジー効果が存在するという仮説は、彼らの主張と対極な位置にあるといえる。さらに、彼らの実証結果に整合性がないという事実は、

本論文の研究意義を支持するものとなっている。このことから、第三者割当イベント時の異常リターンの分析において、新規提携がもたらすシナジー効果と企業系列や金融機関によるモニタリング効果の影響を比較検証することは、明確な異常リターン要因を顕示するために十分な意義があるといえよう。

1.2 シナジー効果の存在とその影響力

シナジー効果とは、一般的に複数の媒体を組み合わせることにより、互いの欠点を補填しつつ利点を活かして相乗効果を生み出すことをいう。会計学においては、この効果を計るためによく用いられるのが企業の無形資産であり、無形資産 (intangibles) とは営業権や特許権などの企業の潜在的価値のことで、いわゆる知的財産権のことをいう⁸⁾。しかし、明確な定義や共通の算出方法が不十分で、各企業によってそれぞれ算出方法が異なるというのが実態である。具体的な算出方法はまだまだ改良段階であるが、この無形資産を株価と関連づけて考えると、無形資産の詳細な分類を考慮しなければ、企業の発行済株式の時価総額と純資産額の差を求めればよく、投資家が企業の将来性を見込むほど時価総額と純資産額の差額は大きくなると考えられる。投資家が将来性を見込む際に重要な要素となるのが無形資産であり、企業の営業ノウハウや商品の新規性などに大きく起因する。問題は、実際にそのような無形資産の価値が株価に反映されているのかということであるが、桜井・石光 (2004) は、無形資産の中のブランド価値に着目してブランドに起因する超過利益率が株価に与える影響を分析した。その結果、ブランド価値情報が株価や時価総額に対する追加的なプラスの説明力をもつことが実証され、ブ

ゝ常リターンを示している。公表日1営業日前と公表日の2日間の累積異常リターンはどれも4~5%の数値を示している。

7) 彼らのサンプルには、株主割当、公募、第三者割当、普通債発行、ワラント債発行、転換社債発行が含まれる。また、日本とアメリカの株価反応が異なる要因として、市場の制度や効率性の相違、規制緩和効果、バブル経済効果、経営権支配構造の相違を挙げている。

8) 一般的に、営業権とはある企業の平均収益力が同種企業の平均収益力に比べて大きい場合の超過収益力要因のことをいい、具体的には商号や商標の知名度、販売上の優位性などを指す。

ランド価値評価額が投資家にとって企業価値を評価する上での情報価値を有していることを述べている⁹⁾。

この分析結果は、企業間提携が行われる場合も、提携先の無形資産がもたらす影響により投資家が企業の将来キャッシュフローの増加を期待し、株価上昇につながっているという仮説が検証するに値するものであることを示唆している¹⁰⁾。もしこの仮説が成立すれば、企業間提携がもたらすシナジー効果が存在することをより確かな事実としてみなすことができる。さらに、企業間提携に大きく関連する第三者割当イベント時の正の株価異常リターンも、新規提携目的の企業の異常リターンに影響されている部分が大きいと予測することができる。以下では、提携関係が生み出す企業価値のシナジー効果を踏まえつつ、第三者割当イベントにおける新規提携目的の企業の異常リターンについて詳細に見ていくことにする。

1.3 本論文の構成

第2章以降の目的は、企業間の新規提携がもたらす企業価値のシナジー効果が、第三者割当実施のアナウンスメント時における株価の正の異常リターンに影響する可能性を分析していくことである。第2章では、イベントスタディを実行する上でのデータの集計法や、サンプルの分類法を紹介する。第3章では、リサーチデザ

インと全サンプルを用いた実証分析を行い、第4章では増資目的別の企業サンプルに分類した分析と長期的な企業の株価や将来キャッシュフローの変化を観測していく。最後に第5章で結論と今後の課題を要約して本論文の結びとする。

2 データの集計とサンプルの目的別分類

2.1 データの集計

本研究では、第三者割当実施企業を集計するために日経テレコン21から得られる財務短信を利用した。財務短信が新聞掲載された日を公表日（Announcement Day）とし、サンプル抽出期間は1994年1月から2003年12月の10年間としている¹¹⁾。また、他のイベントが引き起こすバイアスが異常リターンの測定に含まれたり、企業の株主の持株状況が変化することを避けるために、公表日から3年以内に第三者割当を実施した場合、もしくは、1年以内に資本異動が行われた場合の企業はサンプルから除外している。これは、新規提携目的の企業は第三者割当が一度限り行われる場合が多いのに対し、負債返済目的などの企業は頻繁に第三者割当を行う傾向にあるため、実施回数を考慮しないと後者の異常リターンが過少評価される可能性があるためでもある。資本異動の有無は、『会社四季報』（東洋経済新報社）の資本異動欄を参照している。それに加えて、サンプル抽出期間には不良

9) 彼らは、 $v_i(p_i) = c_0 + c_1x_i + c_2y_i + c_3z_i$ (v_i : 時価総額、 p_i : 株価、 x_i : 純資産、 y_i : 超過利益現在価値、 z_i : ブランド価値) の重回帰モデルを用いている。超過利益現在価値はオールソンモデルに基づき、ブランド価値は経済産業省の提唱モデルに基づく。

10) 第三者割当は、実施企業より企業規模が大きく財務基盤が優良な企業に対して行われる傾向があるため、実施企業側の投資家が、提携先に対して実施企業にもたらす影響力により企業の経営パフォーマンスが改善することを期待する度合いは大きいと思われる。

11) サンプル期間を1994年からとしているのは、Kang and Stulz (1996) が提示している、日本の株式市場におけるバブル経済効果が引き起こすバイアスを避けるためであり、また、この年から公募の発行価格決定方式にブックビルディング方式が導入され、マーケットメカニズムに基づく円滑な消化が試みられるようになったためでもある。公募の制度変更は、企業が増資を行う際に公募が第三者割当を選択する上で大きな影響を与えるため、制度変更がもたらす企業サンプルの変化を取り除けるように考慮した。日本における公募制度の変遷については、Cooney et al. (2003) を参照。

債権処理のために整理回収機構を割当先とした銀行サンプルが数多く含まれており、他の実証例と比較する場合に適当でないためこれらも除外した¹²⁾。

株価データについては、PanRolling 社からダウンロードを行い、サンプル対象を東証1部、2部、大証1部、2部、JASDAQの企業とした¹³⁾。ただし、イベントスタディによる推定期間中にデータが欠損している企業は除外している。これらの除外条件によりサンプル抽出を行った結果、全242のサンプル企業が得られた。また、財務データは日経 NEEDS データのCD-ROM を用いている。

2.2 サンプルの目的別分類

242のサンプル企業の中から、新規提携目的の企業を取り出すために、『会社四季報』（東洋経済新報社）の株主欄を用い、次の2つの条件を満たすものを新規提携サンプルとしている。(1) 全割当先に個人投資家、金融機関を含まない。(2) 全割当先の増資前持株比率が3%未満である。(1)は割当先によるモニタリング効果の影響を避けるためであり、(2)の基準が3%であるのは、調査資料に記載されている全サンプルの株主の持株比率を確認できる最低ラインであったことによる¹⁴⁾。この条件に基づきサン

プル企業を振り分けたところ、67の新規提携サンプルが得られ、新規提携サンプル以外の企業のうち、サンプル抽出期間中の日本におけるバブル崩壊後の経済状況の影響で、割当実施が増加した金融機関のサンプルは金融機関サンプルとし、残りの既存株主を割当先とした、負債返済、経営再建などの経営支援目的の企業サンプルを経営支援サンプルとした¹⁵⁾。金融機関サンプルは56、経営支援サンプルは119得られる結果となった。

2.3 データの特性

表2-1には、全サンプル、新規提携サンプル、経営支援サンプル、金融機関サンプルの発行価額、株式時価総額、割当比率、ディスカウント率を示している。発行価額は株式発行価格と増資による発行株式数の積であり、株式時価総額はイベントスタディの推定期間（公表日250営業日前から公表日20営業日前）の平均株価と増資前発行株式数の積とする。また、割当比率は第三者割当による発行株式数を増資後発行株式数で除した比率で、ディスカウント率は発行価格を第三者割当実施後10営業日の株価で除した比率である¹⁶⁾。一般的に第三者割当を実

12) 『商事法務（増資白書）』（各年版）（商事法務研究会）の記録によると、整理回収機構が割当先となる第三者割当は1998年と1999年の3月に多く実施され、全19行にのぼる。

13) サンプル採用条件をすべて満たした JASDAQ の企業は、エスコム（2002/12/10）、ファイ（2002/12/10）、アトラス（2003/10/16）、サイバード（2003/12/02）の4社のみで、株式時価総額の大小により発生するバイアスの影響は小さいと考えられる。

14) 当然3%より低い基準ラインを設定できることが望ましいが、この水準で増資前に経営に大きな影響を与えている可能性は低いため、差し支えないとみなす。

15) 第三者割当実施時の割当先の企業名をはじめとする、発行株式数や発行価格、払込日などのデータは財務短信より入手可能である。割当先の数が多いために、割当先の企業名が全て記載されていない場合は、新規提携サンプルには加算せず経営支援サンプルとする。また、金融機関には銀行、証券、保険、その他金融が含まれる。

16) ディスカウント率の算出方法は、Hertzel and Smith (1993), Krishnamurthy et al. (2005) に基づいている。彼らの見解によると、増資後の株価を基準に算出するのは、増資時に企業の潜在的情報が市場に行き渡り、その後の株価が本質的企業価値を反映しているためであるとみなしているからであり、企業の査定コストを測定できるようにするためであると考えられている。

施する場合、増資実施企業は割当先に対して市場株価に一定に割引率を施した株式発行価格を設定する。表から見られるように、新規提携サンプルや経営支援サンプルのディスカウント率はそれぞれ11.5%、10.0%となっている。しかし、金融機関サンプルは-5.1%と市場の株価より割高な価格で株式を発行していることが窺え、これは他のサンプルと比較してもやや異なる結果であるといえる。金融機関の第三者割当においては、ディスカウント率の設定要因が他の企業サンプルと異なる可能性があるが、本論文の主旨に沿わないためここでは深く言及しないことにする¹⁷⁾。サンプル別にみた特徴としては、全サンプルと新規提携サンプルの値は比較的類似しているが、経営支援サンプルは全体的に小規模で、逆に金融機関サンプルは大規模企業が多い。また、割当比率を除いた各指標の標準偏差、変動係数は大きな値を示しており、各サンプルのばらつきは大きいといえる。

3 リサーチデザインと実証分析

3.1 異常リターン測定モデル

イベントスタディを実行するために、個別証券のリターンとマーケット・ポートフォリオのリターンの関係を説明するマーケットモデルを利用していく¹⁸⁾。マーケット・ポートフォリオ

のリターンには日経 225 の平均株価を用いている。企業 i 、イベント時間 τ の観測値におけるマーケットモデル

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it},$$

$$E[\varepsilon_i] = 0, \text{Var}[\varepsilon_i] = \sigma_i^2$$

に従い、推定ウィンドウとして設定した公表日 250 営業日前から公表日 20 営業日前で推定したパラメータ $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\beta}_i$ を用いて、イベント時異常リターン AR (Abnormal Return) を、

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt}$$

と表す。また、イベントウィンドウとして設定した公表日 10 営業日前から公表日 10 営業日後内の τ_1 から τ_2 における累積異常リターン CAR (Cumulative Abnormal Return) とその分散を、

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it},$$

$$\text{Var}[CAR_i(\tau_1, \tau_2)] = \sigma_i^2(\tau_1, \tau_2)$$

とし、各企業 i の標本累積異常リターンを集計して得られる平均標本累積異常リターンとその分散を、

$$\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2),$$

$$\text{Var}[\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)] = \bar{\sigma}^2(\tau_1, \tau_2)$$

$$= \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2(\tau_1, \tau_2)$$

と定める。

検定統計量としては、漸近的に標準正規分布に従う以下の 2 つを使用する。

$$J_1 = \frac{\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)}{[\bar{\sigma}^2(\tau_1, \tau_2)]^{\frac{1}{2}}},$$

$$J_2 = \left(\frac{N(L_1 - 4)}{L_1 - 2} \right)^{\frac{1}{2}} \overline{SCAR}(\tau_1, \tau_2).$$

(L_1 : 推定ウィンドウ期間)

SCAR は累積異常リターンをその分散によって割った標準化された累積異常リターンのことで、 $\overline{SCAR}(\tau_1, \tau_2)$ は各サンプルの値を集計して求めた平均値である。いずれを用いても、

ポートフォリオの収益率を利用するので、モデルの操作性に優れている。

17) 今回の実証分析においては、日本の株式市場における他の実証結果と比較するために優先株発行と普通株発行の区別を行っていない。銀行の第三者割当は優先株で行っているところが数行あり、ディスカウント率に少なからず影響を与えている可能性がある。

18) モデルの構築は、祝迫得夫他訳『ファイナンスのための計量分析』（2003）の第 4 章に基づいている。マーケットモデルの詳細については、小暮厚之・照井伸彦『計量ファイナンス分析の基礎』（2001）の第 4 章を参照にした。マーケットモデルは、CAPM のように説明変数、被説明変数ともに $E[R_m] - R_f$, $E[R_i] - R_f$ のリスクプレミアムを用いず、各企業、マーケット・ポー

検定の結果に大きな差を生むことはないと考えられているが、 J_1 は分散が大きなサンプルの異常リターンに大きなウェイトがかかる場合により効果的な値を示し、逆に J_2 は分散が小さいサンプルの異常リターンのウェイトが大きい場合に望ましい値となる。第三者割当を実施する企業には、比較的企業規模が小さく、かつ株価が割安な企業が多く、このようなサンプルの異常リターンの分散は大きい傾向にあるため、異常リターンの測定に影響を与える度合いも大きいと考えられる¹⁹⁾。ゆえに、第三者割当イベントの異常リターン測定の場合は J_1 の検定統計量を重視すべきであると判断できるが、本研究では、より正確な分析を図るため双方の統計量を用いることとする。これらのパラメータを用いて、第三者割当実施のアナウンスメントが株価に与える影響を分析していく。

3.2 イベント時の異常リターン測定

全サンプルを用いたイベント時異常リターンの分析結果は、図3-1、表3-1、表3-2に記載している。推定ウィンドウは公表日250営業日前から公表日20営業日前、イベントウィンドウは公表日10営業日前から公表日10営業日後としている。図3-1、表3-1より、各イベン

ト日の異常リターンARは公表日に大きくリターンが向上し、イベントウィンドウ中の累積異常リターンCARも大きく上昇していることが読み取れる。これは効率的市場仮説が成立していない可能性を示唆している。また、表3-2より、公表日、公表日1営業日前から公表日、公表日1営業日前から公表日1営業日後のイベント時異常リターンは、それぞれ3.08%、4.06%、5.59%と正の値を示しており、統計的にも十分に有意であるといえる。この結果は、Kato and Schallheim (1993), Kang and Stulz (1996), 阿萬 (2003) の実証結果と一致し、本論文が用いたサンプル抽出期間においても市場のセミストロング型での効率性は不十分であり、第三者割当実施のアナウンスメントが投資家にとって好ましい情報であることがわかる²⁰⁾。また、イベントウィンドウ全体の累積異常リターンも9.12%と株価が大きく上昇しているため、投資家にとって株式ポートフォリオの短期運用を行う場合においても第三者割当実施イベントが非常に有益であることが確認できる。

3.3 重回帰モデルによる異常リターン要因分析

これまでの実証結果と同様に、第三者割当イベント時の異常リターンは正の反応を示すことが確認された。ここでは、新規提携目的の企業におけるイベント時異常リターンが第三者割当を実施した企業全体の異常リターンに影響を与えているかを判断し、そこから企業間提携がもたらすシナジー効果の存在を見出していくことを目的とする。企業 i のイベント期間 t_1 から t_2 における累積異常リターンCARに対して、新規提携目的の企業の異常リターンがどの程度

19) Krishnamurthy et al. (2005) は、第三者割当を行う企業が公募を選択しない理由として、引受業者に支払う引受手数料に対する固定コストが負担となり、株式発行による利益が相殺されやすいことを挙げており、特に発行株式数の少ない小規模企業にとっては利点が少ないからであるとしている。また、資金調達が容易であること、経営困難な企業にとって公募は実行可能な資金調達方法でないことなども述べている。しかし、これらの項目はいずれも経営支援目的の企業に該当するものである。新規提携目的の場合においては、第三者割当のみが該当する。これは、既存株主を含めた不特定多数の投資家から資金を募る公募によって、企業間の新規提携を達成することはできないためである。

20) 公表日前後のイベント日を含めて分析しているのは、第三者割当実施に関する情報のリークを考慮するためである。ただし、異常リターンの測定に関しては、他のイベントの影響が含まれないようにするため公表日前後1日までの株価を利用する。

説明力をもっているのかを分析するために、CAR を被説明変数とした重回帰モデルを用いたクロスセクション分析を行う。説明変数には、割当先側の要因として新規提携サンプルの場合に1、それ以外のサンプルの場合は0とする新規提携ダミー D_{si} 、金融機関サンプルの場合に1、それ以外のサンプルの場合には0とする金融機関ダミー D_{ki} を用い、増資実施企業側の要因として、株式時価総額 MV_i (Market Value)、割当比率 BS_i (Block Size)、ディスカウント率 DIS_i (Discount) を加えた、

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \alpha + \beta_1 MV_i + \beta_2 BS_i + \beta_3 DIS_i + \beta^4 D_{si} + \beta^5 D_{ki} + \varepsilon_i$$

に従い分析を行っていく。新規提携サンプルのCARが、サンプル全体のCARの向上に対する追加的な説明力をもっていれば、 D_{si} の係数 β^4 は正の値を示すはずである。またそれを実証できれば、企業間の新規提携による企業価値のシナジー効果が生じており、投資家がそれを期待していることを証明することができるといえよう。金融機関ダミー D_{ki} は、他の期間に比べ、サンプル抽出期間中に集中的に第三者割当を実施している金融機関の影響を他の産業のCARと区別するために設定している。

また、増資実施企業側の要因を考慮したことは、Myers and Majluf (1984) の仮説に基づいている。彼らは、経営者は企業の現在資産価値や成長機会について株主よりもより正確な情報を保有しているが、経営者は資金調達を行うために市場に低コストで確実に内部情報を公開することができないと主張している。すなわち、既存株主を含めた不特定多数の投資家に資金を募る公募では、競争相手に内部情報が漏れることがなく好ましい内部情報を確実に提示する機会を得ることができない。しかし、小規模集団の投資家に株式発行を行うことは可能であり、好ましい内部情報を保有している企業は、公募よりも第三者割当による株式発行を必然的に選択する。このことから Hertz and Smith

(1993) は、第三者割当による割当先への株式発行を行う場合、株式発行価格のディスカウント率が高いほど、企業内部の情報（この場合好ましい情報）を査定するコストが高く、その分第三者割当によって発生する情報レントも高いということを提示している。つまり投資家にとっては、増資実施によって企業内部の情報査定コストに比例した情報量を得られるため、企業と投資家間における情報の非対称性が解消される度合いが大きくなる。その結果、将来の株価上昇が期待されるのである。この影響は、第三者割当イベント時異常リターンを説明する情報シグナル効果と定義されている。本論文の分析においては、新規提携がもたらすシナジー効果が第三者割当イベント時の異常リターンの新たな追加的要因となっているという仮説をより明確にすることが最も重要である。そこで、増資実施企業側の要因、すなわち情報シグナル効果を説明するとされるディスカウント率を含めて検証結果を考慮していくことにする。

さらに、株式時価総額と割当比率についてそれぞれがCARに与える要因を追加しておく。一般的に株式時価総額の小さい企業のほうが市場に企業の潜在的情報が浸透していない場合が多く、その結果ディスカウント率が高くなる傾向にあるため、ディスカウント率と株式時価総額に相関があるとすれば、株式時価総額はCARと負の相関をもつと考えられる²¹⁾。割当

21) 日本の株式市場における株式発行イベント時の異常リターンと企業規模の関連性について Kang and Stulz (1996) と Cooney et al. (2003) が分析している。Kang and Stulz (1996) は、同じ企業規模においてPER (Price Earnings Ratio) の差は異常リターンの差に影響を与えないが、同じPERの水準において企業規模の差は異常リターンの差に影響を与えると述べており、このことはアメリカと日本の株式市場間で類似していると結論づけている。一方、Cooney et al. (2003) は、公募実施時の証券会社などの引受業者が負担するリスク、すなわち株式発

比率においては、その割合が高いほど既存株主の持株比率を希薄化する一方、投資家が企業の成長機会を高く評価していた場合、割当比率に比例してその成長機会は大きくなるため、CAR との相関は判断しにくい。前者の影響が勝っていた場合は負の相関、後者の影響が勝っていた場合は正の相関があると思われる。

これらの説明変数に関して互いの相関関係を確認しておくことにする。表3-3には説明変数間の相関係数行列が記してある。発行価額と株式時価総額が若干高い相関を示しているものの、全体的に際立って大きな相関はなく、重回帰を行う場合も分析に支障をきたす程の多重共線性は見られないと考えられる²²⁾。また、発行

価額は企業規模に比例し、株式時価総額や発行価額の小さい企業はディスカウント率が高い傾向にあるという Hertz and Smith (1993) が示した第三者割当の特徴を考えると、発行価額と株式時価総額、発行価額とディスカウント率、株式時価総額とディスカウント率の相関がそれぞれ 0.398, -0.129, -0.095 という正負の符号を示したことは合理的であるといえる。割当比率に関しては、株式時価総額との相関が -0.211 と負の相関をもっていることから、小規模企業のほうが比較的イベント前の発行済株式数に迫る新たな株式数を発行していることが読み取れる。

これらを踏まえて、重回帰モデルの分析結果を解釈していく。分析結果は表3-4に詳細に記されている。累積異常リターン CAR は、公表日、公表日1営業日前から公表日、公表日1営業日前から公表日1営業日後の3種類を用いている。サンプルからは、ディスカウント率が平均から 3σ 以上乖離している4つのサンプルを除外しており、全238のサンプルを対象にしている²³⁾。予測通り新規提携ダミーの係数はどの CAR においても有意に正の値を示している。このことより、新規提携ダミーのサンプルにおける CAR が全サンプルの CAR に正の効果を与えていることが確認された。つまり、投資家は系列企業や金融機関が経営支援を行うより、新規株主と提携するほうが企業にとってより望ましいと判断していることが推測できる。またそれは、投資家の観点からは、新規提携がもたらすシナジー効果が、系列企業や金融機関によるモニタリング効果を大いに上回っていると判断していることを示唆している。

Hertz and Smith (1993) は、異常リターン

ゝきな変化は見られなかった。

23) 除外されたサンプルは、東京三菱銀行 (1998/12/22)、泉州銀行 (1999/4/10)、紀陽銀行 (1999/11/10)、いすゞ自動車 (2002/11/19) の4社で、銀行が多い結果となった。

ゝ行前に引受業者が割引発行価格で設定された株式を請け負うリスクをブットオプションのショートポジション (原資産価格が株式の時点 t での市場価格、権利行使価格をディスカウント価格、満期までの残存期間を発行価格が設定されてから株式が発行されるまでの売出期間とする。) に見立てて、そのオプション価値が大きいほど公募イベント時の異常リターンは大きいことを実証した。これは引受業者の株式の本質的価値に対する証明効果 (underwriter certification) を意味している。このことから、日本の株式市場における公募イベント時異常リターンを説明する要因は、企業規模よりも引受業者の証明効果や株式発行制度に基づく主張し、Kang and Stulz (1996) が述べたような企業規模の相違により公募イベント時の異常リターンは説明できないとしている。

22) 説明変数に発行価額を含んでいないのは、発行価額と株式時価総額の説明変数の情報が非常に酷似していたからである。他の変数に加え、発行価額、株式時価総額双方を加えたモデル (モデル1) と、発行価額のみを加えたモデル (モデル2)、株式時価総額のみを加えたモデル (モデル3) の間で AIC (Akaike's Information Criterion) によるモデル選択を行った結果、それぞれの AIC が -1113.90, -1114.92, -1115.06 となったため AIC が最小であるモデル3を適用した。いずれのモデルを用いても係数の大

の要因を実証するために、増資実施企業側による情報シグナル効果の影響と割当先側によるモニタリング効果の影響を区別して重回帰モデルのクロスセクション分析を行った。彼らが主張する情報シグナル効果を説明するディスカウント率と、Wruck (1989) が主張している、企業の所有権構造の変化によるモニタリング強化などの企業基盤の改善効果を説明する既存株主の持株比率の変化率を、それぞれ重回帰モデルの説明変数に組み入れた結果、既存株主の持株比率の変化率は有意な説明力を示さないことが実証されている。つまり、Wruck (1989) による、所有権構造の変化が第三者割当イベント時の正の異常リターンの要因であるとする仮説は、増資実施企業側の要因を考慮すると成立しないことを示しており、また、割当先側のモニタリング効果の影響は異常リターンに反映されない可能性を示唆している。

それに対して、新規提携がもたらす企業価値のシナジー効果を説明する新規提携ダミー変数は、増資実施企業側の情報シグナル効果を反映するとされるディスカウント率を考慮しても十分な説明力をもっており、割当先側の異常リターンの要因としては、既存株主、すなわち系列企業や金融機関によるモニタリング強化の効果よりも、新規株主との提携によるシナジー効果が上回っていることが確認できる。この結果から、日本の株式市場において、投資家は第三者割当イベント時に、既存株主との関係強化よりも新規株主との関係強化を好ましい情報とみなしていることを確証づけられたといえるだろう。

また、他の説明変数について考察していくと、増資実施企業側の情報シグナル効果の要因を説明するとされるディスカウント率も新規提携ダミーと同様に、どの CAR に対しても大きな影響力をもっている結果となっており、割当先企業側の要因だけでなく、増資実施企業側の要因も存在している可能性を示唆している。しかし、

阿萬 (2003) の分析結果によると、公表日 2 日前の株価と発行価格を用いて算出したディスカウント率は、異常リターンに負の効果をもたらしており、本研究においても、表には記載していないが、推定ウィンドウ期間（公表日 250 営業日前から公表日 20 営業日前）中の平均株価と発行価格を用いて算出したディスカウント率は、異常リターンに対して有意な説明力を示さなかった。そもそも、各企業が株式発行価格を決定する場合、増資前一定期間の平均株価を基準にディスカウント率を設定しているため、増資後 10 営業日の株価を基準にしたディスカウント率が正確な企業情報コストを反映しているとは断定し難い。仮に増資後の株価を基準にした場合が好ましいとしても、増資後 10 営業日の株価が最も正確に企業の情報コストを反映するという根拠は見当たらない。ここでの実証結果は、他の分析結果との比較を意図して増資後 10 営業日のディスカウント率を適用したが、明確なディスカウント率の設定基準が存在しないため、ディスカウント率が有意な説明力を示したことが、増資実施企業側による情報シグナル効果の影響に起因すると結論づけることは性急な判断であると考えられる。これと類似した見解は Hertz et al. (2002) も示しており、情報シグナル効果がディスカウント率により説明されるかは明確でないとしている。増資後 10 営業日の株価を用いたディスカウント率は、あくまで第三者割当イベント時異常リターンを説明する情報シグナル効果を示す近似的な指標であると考えられる²⁴⁾。

一方、新規提携ダミー変数においては、いずれのディスカウント率を用いても有意な結果を

24) 日本の企業における第三者割当では、ディスカウント率設定の基準となる平均株価を算出する一定期間は、6 ヶ月から 1 週間未満と企業によって異なるので、ディスカウント率によって正確な情報シグナル効果を測定することは困難であると思われる。

示し、ディスカウント率の設定基準や他の説明変数の組み換えにかかわらず、第三者割当イベント時の異常リターンに対して一定の説明力をもつことが確認されている²⁵⁾。

最後に、その他の変数については統計的に有意な値を示さず、それぞれの変数がもたらす要因を確証づける結果にはなっていない。参考として、金融機関ダミーの係数においては負の値を示しており、金融機関の第三者割当は全体的にCARに対して負の効果をもたらしている傾向にあると考えられる。

以上の重回帰モデルによるクロスセクション分析から、増資実施企業側の要因としてディスカウント率をはじめとする3変数を取り入れた上で、新規提携目的の企業が第三者割当実施のアナウンスメントによる正の株価異常リターンに大きく影響しているという追加的な事実を得ることができた。また、割当先側の要因としては、系列企業や金融機関によるモニタリング効果よりも新規提携によるシナジー効果が大きく作用していることが実証された。この結果より、投資家は新規提携が好ましい情報であると判断し、新規提携がもたらすシナジー効果を存分に期待している可能性を見出すことができたといえよう。以下では、新規提携目的の企業に投資家が期待する度合いをより詳細に見ていくために、分類別サンプルの異常リターンと増資前後のキャッシュフローの変化に着目していくことにする。

4 分類別サンプルの異常リターン測定と長期的視点からの考察

4.1 分類別サンプルの異常リターン測定

前章より、新規提携目的の企業の異常リターンが第三者割当イベントの株価反応に正の効果を与えていることが実証された。本章では、新規提携サンプル、経営支援サンプル、金融機関サンプルにそれぞれ分類した異常リターンを測定することで、新規提携による異常リターンへの追加的效果をより明確にするとともに、長期的な企業の株価リターンや将来キャッシュフローの推移を見ていくことで、投資家に対する新規提携によるシナジー効果の影響力やその要因を探っていく。

表4-1には分類別サンプルのイベント日ごとのARとイベントウィンドウにおけるCARが集計されている。新規提携サンプル、経営支援サンプル、金融機関サンプルがそれぞれ6.00%、2.63%、0.55%と、公表日に正の異常リターンを示しているが、その中でも新規提携サンプルの異常リターンが著しく大きな値を示していることを確認することができる。経営支援サンプルも3%弱の値を示しているが、新規提携サンプルの異常リターンには遠く及ばない結果となっている。また、金融機関サンプルについては非常に小さな正の値を示すにとどまっている。

さらに、図4-1、図4-2から各サンプルのAR、CARの推移を見ても、新規提携サンプルが突出した異常リターンを挙げていることが窺える。新規提携サンプルの異常リターンの突出性を明示しているとともに、各サンプルが非常に類似した異常リターンの変動を示していることも興味深い結果である。ARにおいては公表日後イベント前の水準に回帰する傾向にあり、公表日後2、3日に見られる若干の負の異常リターンは、短期的な利益獲得を目指した仕手先が株式を手仕舞いしているためであると考えら

25) ディスカウント率の算出には、推定ウィンドウ期間中の平均株価、増資後10営業日の株価と株式発行価格を用い、他の説明変数の組み換えでは、重回帰モデルに使用した説明変数に加え、発行価額を含めた数種の組み合わせを利用して分析を行った。

れる。各サンプルの CAR については公表日後高い水準にとどまっている傾向にあり、これは第三者割当実施のアナウンスメントによって企業の本質的価値が上向きに再評価されたことを意味している。逆にいえば第三者割当実施のアナウンスメント前の企業価値は過小評価されている傾向にあると解釈することもでき、投資家にとって第三者割当は企業の評価を修正する有益な材料とされていることも読み取ることができる。しかし、その中でも特に新規提携イベントが投資家にとって望ましい情報とされていることは明らかであり、企業提携が生み出すシナジー効果への期待が十分に働いていると判断できる。

また、各サンプルの異常リターンに統計的な評価を与えるために、表4-2には異常リターンの検定結果が記されている。公表日、公表日1営業日前から公表日、公表日1営業日後、公表日10営業日前から公表日10営業日後の CAR の検定を行っており、新規提携サンプルと経営支援サンプルにおいては、いずれの CAR も有意な結果となっている。新規提携サンプルのイベントウィンドウ中の CAR は16.65%と著しい株価上昇を実現し、経営支援サンプルの CAR と大きく乖離していることも読み取れる。金融機関サンプルは、他の2種類のサンプルに比べて大きく劣った検定結果となっており、公表日1営業日前から公表日、公表日1営業日前から公表日1営業日後の CAR は有意な結果となっているが、公表日とイベントウィンドウ中の CAR は十分な結果を得られていない。このことは、金融機関に対しては第三者割当実施のアナウンスメントが株価に正の効果を及ぼさないことを意味しており、不良債権処理のための財務強化や負債返済目的の第三者割当は、投資家行動にさほど影響を与えないことがわかる。しかし、全体的には、全サンプルにおける分析も含め、第三者割当イベントはこれまでの実証分析が示したように投資

家に好ましい情報をもたらしており、特に新規提携目的の場合は投資家の評価が極めて高いことを確認することができたといえる。

表4-3は、有意に正の異常リターンを観測した新規提携サンプルと経営支援サンプルにおける CAR 平均値の差の検定結果である。ここでは、新規提携サンプルの CAR が経営支援サンプルの CAR を大きく上回ることを統計的に確証づけており、新規提携がもたらすシナジー効果と系列企業や金融機関によるモニタリング効果を比較した場合、投資家に対する双方の影響力が相違することを明確にしている。この実証結果から、前章の重回帰モデルによるクロスセクション分析結果と同様に、第三者割当イベント時の異常リターンが、企業間の新規提携によるシナジー効果への投資家の高い評価に大きく起因するという仮説を支持するに値すると判断してよいだろう。

4.2 分類別サンプルの長期的リターンの動向

新規提携目的の企業の異常リターンが短期的に大きな値を示すことは実証された。これは投資家が企業価値を上向きに修正したことによるが、長期的に投資家による上向きの企業評価が維持されているのかを株価パフォーマンスから分析し、シナジー効果の影響力を検証していくことを目指していく。また、ここでの比較対象は新規提携サンプルと経営支援サンプルのみとし、短期的な異常リターンの数値が大きく異なる金融機関サンプルは対象外とする。

一般的に長期的な株価の異常リターンを測定する場合、推定ウィンドウ中で推定したベータに基づいたマーケットモデルは利用できないとされている。個別企業とマーケット・ポートフォリオ間のリスク指標であるマーケットモデルのベータは、イベント実施企業の資本構造に大きく依存し、増資後他人資本が減少するとベータが低下し、逆に増加するとベータも増加する傾向にあるといわれている。つまり、第三

者割当イベント前に推定したベータを用いて、長期にわたりイベント後の異常リターンを測定すると、ベータが低下した企業の異常リターンを過小評価し、ベータが増加した企業の異常リターンを過大評価することになってしまう。Kato and Schallheim (1993) や Hertz and Rees (1998) は、それぞれ日本やアメリカの第三者割当実施企業における増資前後のベータの変化を検証しており、彼らのサンプル抽出期間においては、日本の実施企業のベータは低下する傾向にあり、アメリカの実施企業のベータは増加する傾向にあると述べている。これは、日本の実施企業の場合、負債返済目的が多いのに対して、アメリカの実施企業の場合は事業投資目的が多いからであると考えられている。

このような企業のレバレッジ効果がもたらす異常リターンのバイアスにとどまらず、長期的な異常リターンの測定には、短期的な異常リターンの測定に用いた累積異常リターン CAR を利用できない。Barber and Lyon (1997) は、実質的な長期リターンを示す、連続複利に基づいた長期保有異常リターン BHAR (Buy-and-Hold Abnormal Return) と比較した場合、累積異常リターン CAR は統計的に有意な測定上のバイアス (measurement bias) を生じさせることを実証した。この実証結果に基づき、本論文においても累積異常リターン CAR を用いず、長期保有異常リターン BHAR を使用する。測定期間は第三者割当実施の公表日から500営業日 (約2年間) とし、 $t-1$ 期から t 期におけるサンプル企業 i の日次リターン R_{it} を $R_{it} = \log P_{it} - \log P_{it-1}$ 、マーケット・ポートフォリオ (日経 225) の日次リターン R_{mt} を $R_{mt} = \log P_{mt} - \log P_{mt-1}$ ($\log P_{it}(\log P_{mt})$: 株価 P_{it} (P_{mt}) の自然対数) と定める。また、各サンプル企業 i の BHAR を、

$$BHAR_i = \sum_{t=1}^{500} (R_{it} - R_{mt})$$

とし、各新規提携、経営支援サンプルの BHAR の平均を比較することによって、新規

提携が生み出すシナジー効果が企業価値に追加的な効果を長期的にもたらしているのかを検証する²⁶⁾。

BHAR を測定するために、第三者割当実施のアナウンスメント時の株価異常リターン測定時に用いた新規提携サンプルと経営支援サンプルから、公表日が2003年4月以降であるサンプル、公表日後500営業日までの株価データが欠損しているサンプル、測定期間中に資本異動が行われたサンプル、合併、倒産したサンプルを除外した結果、新規提携サンプルが33、経営支援サンプルが69となり、これらのサンプルに基づいた BHAR の動向が図4-3に記されている。公表日後50営業日あたりまでは、両サンプルの累積超過リターンの入れ替わりが激しいが、それ以降は一貫して新規提携サンプルの累積超過リターンが経営支援サンプルの累積超過リターンを上回っている。このことから、長

26) Barber and Lyon (1997) は、累積異常リターン CAR と長期保有異常リターン BHAR の間に生じる測定上のバイアスだけでなく、双方の異常リターンに生じる、比較ポートフォリオのサンプリング方法が原因となるサンプリングのバイアス (sampling bias) を提示している。彼らは、サンプル企業のリターンの比較対象として、マーケット・ポートフォリオを選択した場合、BHAR においては、新規上場企業のリターンが低下しやすいことから、新規上場企業を含むマーケット・ポートフォリオのリターンが低下しやすいバイアス (new listing bias)、サンプル企業とマーケット・ポートフォリオの両母集団の歪度が大きく相違することにより生じるバイアス (skewness bias)、株価の平均への回帰傾向の影響をマーケット・ポートフォリオが受けやすいことから生じるバイアス (rebalancing bias) が存在すると述べている。BHAR は後に述べた2つのバイアスが大きく影響し、総合的に過小評価されやすい傾向にあるため、本研究においては異常リターンの数値やその正負の符号は重視せず、両サンプルの BHAR の差異を統計的に検証することを目的とする。

期的な視点で見ても企業間提携がもたらすシナジー効果が系列企業や金融機関によるモニタリング効果を上回っており、企業評価に追加的な影響を十分に与えていることが明らかで、第三者割当実施のアナウンスメント時の投資家による短期的な企業評価が持続している傾向にあることがわかる。

さらに、表4-4より両サンプルのBHARの差異を統計的に評価すると、有意に新規提携サンプルが経営支援サンプルを平均的に凌いでいることが確認できる。Barber and Lyon (1997)によると、マーケット・ポートフォリオと比較したBHARは過小評価される傾向にあることを提示しているが、新規提携サンプルのBHARは正の値を示している。統計的に有意な結果はもたらされていないものの、シナジー効果の影響力をここでも示唆することができる。逆に、経営支援サンプルのBHARは有意に負の値を示しており、両サンプルの差の検定からは、新規提携サンプルの長期的株価パフォーマンスが経営支援サンプルより好ましいことが実証された²⁷⁾。

アメリカの株式市場における実証結果と比較してみると、Hertzel et al. (2002) は、第三者

割当実施企業はアナウンスメント時に正の株価反応を示し、増資後の株価は負の反応を示すことを実証し、第三者割当実施企業の負の長期保有異常リターンが確認されている。しかし、Krishnamurthy et al. (2005) は、第三者割当イベントと負の長期保有異常リターンとの関係をより詳細に分析し、負の長期保有異常リターンは経営健全な企業が非提携関係の投資家に第三者割当を行った場合に発生すると述べている²⁸⁾。この条件に該当する可能性があるのは、本論文における経営支援サンプルよりもむしろ新規提携サンプルであり、新規提携サンプルが長期的に経営支援サンプルより好ましい株価パフォーマンスを達成している本研究の実証結果と相違する結果となっている。彼らは、経営健全企業が非提携関係の投資家に第三者割当を行った場合の負の長期保有異常リターンの要因として、このような企業は経営状態が好ましいが故に、既存株主を含む不特定多数の投資家に資金を募

27) Kato and Schallheim (1993) は、割当先と増資実施企業との系列関係に着目し、公表日16営業日後から公表日100営業日後の異常リターンを測定した結果、割当先が系列企業のサンプルが好ましい異常リターンをもたらすことを導いている。しかし、彼らの分析には長期的な異常リターンとして累積異常リターンCARを用い、推定ウィンドウ期間から算出したベータ値を利用するなど他の実証結果と比較し難い問題点が存在する。本研究においても累積異常リターンCARを利用した場合、新規提携サンプル、経営支援サンプルともに有意に正の異常リターンが得られ、BHARと大きな誤差が生じている。ただし、両サンプルのリターンの大小関係は変化せず、リターンの差異は依然として有意な結果となった。

28) Hertzel et al. (2002) や Krishnamurthy et al. (2005) は、第三者割当実施企業の長期保有異常リターンの測定手段として、Barber and Lyon (1997) が用いた長期保有異常リターン測定法や Fama and French (1993) の3ファクターモデルに基づいたカレンダータイム・ポートフォリオ回帰 (calendar-time portfolio regressions) を用いて実証している。前者の手法は、イベント実施企業と企業規模や業種が類似したコントロール企業を比較対象として分析を行う。後者の手法は、イベント実施企業の月次リターンを用いて、 $R_{it} - R_{ft} = \alpha + \beta_m(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_sSMB_t + \beta_hHML_t + \varepsilon_t$ (SMB: 企業規模ファクター、HML: 株式時価簿価比率ファクター) に基づいた回帰を行い、定数項 (の符号を検証している。彼らはこれらの手法に若干の修正を加えているが、いずれの手法も異常リターンのバイアスを完全に解消することはできないとされており、現在においてもモデルの改良が進んでいる。よって彼らの実証結果による異常リターンの数値も1つの判断指標として用いるにとどめておく。

る公募を行える可能性を秘めているにもかかわらず、経営に直接的な影響をもたない外部投資家に第三者割当を行うことに対して市場が好ましい評価をしないことを主張している。つまり、異常リターンには割当先の分類に限らず、企業の経営状況にも大きく影響することを強調しており、本論文においても、各サンプル企業の経営状況を考慮する必要性があると考えられる。そこで、本研究の実証結果から得られた新規提携がもたらすシナジー効果の要因を、経営状況とキャッシュフローの変化に主眼を置いて検証していくことにする。

4.3 新規提携がもたらすシナジー効果と企業キャッシュフローの関連性

Krishnamurthy et al. (2005) は、経営健全かつ非提携関係の投資家に第三者割当を行った企業の長期保有異常リターン BHAR は負の反応を示すことを実証した。それにもかかわらず、本論文の実証結果から、新規株主と提携を行った企業の BHAR は、系列企業や金融機関といった提携関係にある企業を割当先とした経営支援目的の企業の BHAR より好ましいことが確認された。このことは、彼らが主張する負の要因を凌駕する新規提携による企業価値のシナジー効果を投資家が期待していることを示唆している。それを説明する要因として本論文では次の3点を指摘する。(1)アメリカと日本の投資家行動の根本的相違、(2)シナジー効果による実質的な企業キャッシュフローの改善、(3)経営悪化企業の投資家による新規提携がもたらす成長機会への過剰な期待である。(1)が成立するのは、本論文で用いた新規提携サンプルの経営状況が良好であるのに、新規提携サンプルの BHAR が好ましい場合で、日本の投資家が公募を実施できる余力があっても外部投資家に第三者割当を行うことに負の効果を見出さない可能性がある。(2)においては、新規提携を行うことによって企業体質が大きく改善することを投

資家が把握している場合が考えられ、そうであるとしたら、実際に各企業サンプルにおける将来キャッシュフローの改善が実現しているはずである。(3)では企業の経営が悪化しているため、新たな提携先がもつ経営能力、ブランド価値によるシナジー効果が企業の成長機会を創出することに投資家が過剰に期待している場合が考えられる。これらの要因を考慮しつつ、新規提携サンプル、経営支援サンプルにおける増資前後の当期純利益、1株あたり利益 EPS (Earnings Per Share) を比較し、両サンプルのキャッシュフロー変化を考察していく。

まず、分析に用いる当期純利益と EPS を定義する。長期保有異常リターン BHAR の測定に使用した企業サンプル i の単独決算に基づく増資実施時の会計年度1年前と2年前の当期純利益の平均を $Earnings_{i, before}$ 、1年後、2年後の当期純利益の平均を $Earnings_{i, after}$ と定め、増資前後における利益変化額を $\Delta Earnings_i$ とする。また、増資前の発行株式数 (Outstanding Capital Stock) を $OCS_{i, before}$ 、増資後の発行株式数を $OCS_{i, after}$ とし、増資前後の EPS を用いた EPS 変化を、

$$\Delta EPS_i = \frac{Earnings_{i, after}}{OCS_{i, after}} - \frac{Earnings_{i, before}}{OCS_{i, before}}$$

とする。増資による株式の希薄化を上回る利益改善が達成された場合には両サンプルの ΔEPS が正の値を示すと考えられる。また、利益捻出、利益圧縮といった裁量的会計行動が影響することを避けるために、当期純利益の数値は増資実施時の会計年度の値を用いず、増資前後2年間の平均を用いることにした。

表4-5には新規提携サンプルと経営支援サンプルの増資前後における当期純利益、EPSの記述統計、検定結果が記載されている。表の(a)記述統計から新規提携サンプルの増資前当期純利益、EPSから確認すると、当期純利益、EPSの平均は負の値を示しており、増資前の経営状況は好ましくないといえる。このた

め新規提携サンプルは、Krishnamurthy et al. (2005) が提示した、負の長期保有異常リターンをもたらすとされる経営健全かつ非提携関係への第三者割当実施企業の形態に一致せず、先に述べた新規提携サンプルにおける非負の長期的な株価パフォーマンスの要因としても(1)の要因では説明できないことが確認された。ゆえに新規提携が正の株価反応をもたらす別の要因が存在すると考えられる。すなわち、注目すべきは(2)、(3)の要因で、投資家が株価に反映されているような新規提携によるシナジー効果への期待に値する経営パフォーマンスの改善がなされているか否かが重要である。そこで新規提携サンプルの増資後当期純利益、EPS を検証していくと、増資前に比べ企業のキャッシュフローが大きく改善傾向にあることが窺える。しかし、表の(b)によるキャッシュフロー変化の検定結果からは、統計的に有意とみなせる利益改善を示していない²⁹⁾。この大きな要因として、増資後の経営リスクの増大が考えられ、新規提携サンプルの当期純利益、EPS の標準偏差は、増資実施後それぞれ445%、287%の上昇率を示している。増資後当期純利益の変動係数も 38.125 と経営支援サンプルの数値と比較しても極めて大きいことが読み取れる。つまり、投資家は新規提携がもたらすシナジー効果による急激な経営パフォーマンスの改善を期待しているものの、新規提携目的の第三者割当には、投資家による経営改善への期待の増加に比例した経営リスクの上昇を伴っていることが実証されている。こ

の分析結果から、新規提携サンプルにおける非負の長期的な株価パフォーマンスの要因として、シナジー効果がもたらす企業の成長機会により、経営改善が実現することを過剰に期待する投資家行動を挙げることができ、先に述べた(3)の要因が最もふさわしいことを確認することができる。

対照的に、経営支援サンプルは、当期純利益の変化は有意な結果が得られていないが、増資前後で明確な EPS の改善を示しており、長期的に系列企業や金融機関によるモニタリング効果が長期的に作用する可能性を示唆している。この結果に相反して、株価パフォーマンスにおいては新規提携サンプルが好ましい結果を示していることから、投資家は企業のキャッシュフローの改善が実現した事実以上に、企業の将来的な成長機会を重視している傾向にあることがわかり、成長機会を考慮した場合は、新規提携によるシナジー効果が系列企業や金融機関によるモニタリング効果を上回ることが明らかとなった。

以上のことを要約すると、新規提携によるシナジー効果は、経営リスクの増加により明確な経営パフォーマンスの改善を示すまでの影響力をもたなかったが、系列企業や金融機関によるモニタリング効果は経営パフォーマンスの改善に幾分貢献する結果となった。しかし、そのような経営パフォーマンスの変化に反して、投資家は企業の新規提携を支持する傾向にあった。それは新規提携サンプルの株価パフォーマンスから明確であり、短期、長期において経営支援サンプルの株価パフォーマンスを大きく上回っている。すなわち、投資家は企業価値を評価する場合に、企業の成長機会を最も重視することを示唆しており、経営リスクを過小評価しがちな行動をとる可能性を示しているといえる。このことは、今後の新規提携を目指す企業、投資家双方に対して企業価値のシナジー効果の慎重な評価を推奨すべき結果であったといえよう。

29) 表 4-5(b)では、新規提携サンプルと経営支援サンプルの $\Delta \text{Earnings}$ の差異と比較して、(ΔEPS の差異が極めて大きいことが読み取れる。これは両サンプルの発行株式数の水準が異なる要因が大きい。従って、両サンプルの収益性を比較する目的で ΔEPS 平均値の差を測定するようなクロスセクション分析の解釈には注意を要するが、ここでの実証結果からは有意な差を示す十分な結果は得られていない。

5 結論と今後の課題

本論文では、日本における、新たな提携関係を結んだ企業の株価や経営パフォーマンスの推移、新規提携に対する投資家の評価を検証することを目的とした。この分析が有意義であるのは、企業間の新規提携による資本、事業拡大が促進しているからである。今後も国内外の企業が事業展開を繰り広げ、事業のフィールドも拡大していくことが予測されるだけに、企業間の新規提携が企業や投資家に与える影響や、新規提携がもたらす企業価値のシナジー効果を分析することは極めて重要であるといえる。この影響を詳細に把握するために、新規提携を行うための手段の一つである第三者割当をイベントとしてイベントスタディ手法に基づいた異常リターン測定を行った。

本論文の実証結果から、2つの新たな事実が発見された。第一に、第三者割当イベント時異常リターンの割当先側による説明要因としては、系列企業や金融機関によるモニタリング効果よりも新規提携がもたらすシナジー効果が大きく作用することである。第三者割当実施のアナウンスメント時の株価における正の異常リターンは新規提携目的企業が最も大きく、企業間提携がもたらす企業価値のシナジー効果が第三者割当イベント時の異常リターンに大きな影響を与えていることが確認された。また、新規提携を行った企業の長期的な株価の異常リターンが既存株主を割当先とする企業より好ましい結果を示したことは、投資家が長期的にシナジー効果を期待し、企業に対して高い評価を与えていることを実証している。さらに、短期、長期いずれの異常リターンにおいても、新規提携目的の企業が既存株主からの経営支援を目的とする企業を上回っていたことは、系列企業や金融機関が増資を引き受けることによるモニタリング効果に重点を置き、それが異常リターンに大きく起因しているとしたこれまでの実証結果を疑問

視すべき結果となっている。これは、かつての日本の企業系列を重視していた形態が崩れ、企業の利益拡大に重点をおいた企業戦略が定着しつつあることを示唆しているともいえる。

第二に、投資家は新規提携がもたらすシナジー効果を過大評価しがちなことである。新規提携によるシナジー効果が経営パフォーマンスに反映されているかを判断すべく、第三者割当実施企業の増資前後における当期純利益とEPSの変化を分析した。新規提携目的の企業は、各指標の平均値が増資後に改善傾向を示したものの、それを上回る経営リスクの増加により統計的に十分な経営パフォーマンスの改善は実証されなかった。これは、投資家が期待する企業価値のシナジー効果は好ましい経営パフォーマンスをもたらすほどの影響力を持たないことを示唆する結果となっている。それに対して、経営支援目的の企業では増資前後のEPS変化が有意な改善を示し、モニタリング効果が経営パフォーマンスに反映されている可能性を示唆しており、株価パフォーマンスから得られる結果と相違したものとなっている。この要因としては、投資家の新規提携によるシナジー効果への過剰な期待が考えられ、投資家は一時的な企業キャッシュフローの改善よりも、割当先の経営能力やブランド価値がもたらす企業の成長機会を極めて重視していることが推測される。新規提携目的企業の株価、経営パフォーマンスが整合的に推移しない事実を得られたことから、今後の新規提携を目論む企業やその投資家に対して企業価値のシナジー効果の慎重な評価を実行するインセンティブを高められたとみなせるだろう。

最後に、本研究においては、企業間提携によるシナジー効果を企業が獲得するキャッシュフローの変化に反映する限りにおいて間接的に分析を行っている。第三者割当イベントにおいて新規提携目的の企業の異常リターンが高い要因は企業価値のシナジー効果によるものであって

も、キャッシュフローの変化を観測するだけでは十分に説明しきれていない可能性が残っている。より精密な分析を行うために割当先の無形資産を算出し、それがどのように異常リターンに影響を与えているかを分析していき、また、より長期的な視点で、企業の株価、経営パフォーマンスの推移、投資家行動の変化を考察していくことが今後の研究課題であることを指摘しておきたい。

参考文献

- [1] 阿萬弘行「第三者割当増資と株式市場の反応について」金融経済研究, 第19号 (2003年3月), 56-71頁。
- [2] 小暮厚之・照井伸彦「計量ファイナンス分析の基礎」朝倉書店, 2001年。
- [3] 桜井久勝・石光裕「ブランド価値の株価関連性と超過収益の獲得可能性」国民経済雑誌, 第189巻5号 (2004年), 17-32頁。
- [4] Asquith, P., and D. W. Mullins, Jr. 1986. "Equity Issues and Offering Dilution," *Journal of Financial Economics*, 15: 61-89.
- [5] Barber, B. M., and J. D. Lyon. 1997. "Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test-statistics," *Journal of Financial Economics*, 43: 341-372.
- [6] Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A. C. MacKinlay. 1997. "The Econometrics of Financial Market," Princeton University Press. 祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治訳『ファイナンスのための計量分析』共立出版, 2003年。
- [7] Cooney, J. W., Jr., Hideaki Kiyoshi, and J. S. Schallheim. 2003. "Underwriter Certification and Japanese Seasoned Equity Issues," *The Review of Financial Studies*, 16: 949-982.
- [8] Fama, E., and K. R. French. 1993. "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33: 3-56.
- [9] Goh, J., M. Gombola, H. Lee, and F. Liu. 1999. "Private Placement of Common Equity and Earnings Expectations," *The Financial Review*, 34: 19-32.
- [10] Healy, P. M., and K. G. Palepu. 1990. "Earnings and Risk Changes Around Stock Repurchase Tender Offers," *Journal of Accounting Research*, 28: 25-48.
- [11] Hertz, M., and L. Rees. 1998. "Earnings and Risk Changes Around Private Placements of Equity," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 13: 21-35.
- [12] Hertz, M., M. Lemmon, J. S. Linck, and L. Rees. 2002. "Long-Run Performance following Private Placements of Equity," *Journal of Finance*, 57: 2595-2617.
- [13] Hertz, M., and R. L. Smith. 1993. "Market Discounts and Shareholder Gains for Placing Equity Privately," *Journal of Finance*, 48: 459-485.
- [14] Kang, J. K., and R. M. Stulz. 1996. "How Different Is Japanese Corporate Finance? An Investigation of the Information Content of New Security Issues," *The Review of Financial Studies*, 9: 109-139.
- [15] Kato, K., and J. S. Schallheim. 1993. "Private Equity Financings in Japan and Corporate Groupings (Keiretsu)," *Pacific-Basin Finance Journal*, 1: 287-307.
- [16] Krishnamurthy, S., P. Spindt, V. Subramaniam, and T. Woidtke. 2005. "Does Investor Matter in Equity Issues? Evidence from Private Placements," *Journal of Financial Intermediation*, 14: 210-238.
- [17] Myers, S. C., and N. S. Majluf. 1984. "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, 13: 187-221.
- [18] Smith, C. W., Jr. 1986. "Investment Banking and the Capital Acquisition Process," *Journal of Financial Economics*, 15: 3-29.
- [19] Wruck, K. H. 1989. "Equity Ownership Concentration and Firm Value: Evidence from Private Equity Financings," *Journal of Financial Economics*, 23: 3-28.

表2-1 サンプル企業の特性：記述統計（発行価額、株式時価総額、割当比率、ディスカウント率）

（※割当比率、ディスカウント率、変動係数は%表示に換算していない。）

	平均	中間値	最大値	最小値	標準偏差	変動係数
全サンプル (N=242)						
発行価額(億円)	211.98	55.00	5857.00	0.37	558.08	2.633
株式時価総額(億円)	1723.06	228.55	66725.57	10.34	6672.22	3.872
割当比率	0.229	0.211	0.735	0.001	0.161	0.702
ディスカウント率	0.069	0.067	0.756	-1.674	0.306	4.411
新規提携サンプル (N=67)						
発行価額(億円)	211.32	28.93	5857.00	0.37	772.13	3.654
株式時価総額(億円)	2147.57	181.46	60617.90	10.34	8483.74	3.950
割当比率	0.187	0.149	0.704	0.017	0.144	0.768
ディスカウント率	0.115	0.100	0.698	-0.604	0.247	2.143
経営支援サンプル (N=119)						
発行価額(億円)	88.15	38.88	1013.76	0.84	141.25	1.602
株式時価総額(億円)	436.22	151.59	5441.66	11.40	873.20	2.002
割当比率	0.251	0.231	0.691	0.001	0.157	0.626
ディスカウント率	0.100	0.092	0.756	-1.643	0.271	2.707
金融機関サンプル (N=56)						
発行価額(億円)	475.94	221.63	3958.31	4.96	708.80	1.489
株式時価総額(億円)	3949.71	903.99	66725.57	133.02	9910.45	2.509
割当比率	0.233	0.202	0.735	0.003	0.180	0.771
ディスカウント率	-0.051	0.048	0.317	-1.674	0.400	-7.821

表3-1 全サンプルにおけるイベント時異常リターン

（全242のサンプルは、1994年1月から2003年12月までに第三者割当を実施した東証、大証、JASDAQの企業である。推定ウィンドウを公表日250営業日前から公表日20営業日前とし、イベントウィンドウを公表日10営業日前から公表日10営業日後としている。左からイベント日、異常リターン（AR）、累積異常リターン（CAR）を表記している。）

Event Day	AR	CAR	Event Day	AR	CAR	Event Day	AR	CAR
-10	0.0021	0.0021	-3	0.0089	0.0264	4	0.0015	0.0847
-9	-0.0028	-0.0007	-2	0.0119	0.0383	5	-0.0010	0.0837
-8	0.0063	0.0056	-1	0.0097	0.0480	6	0.0026	0.0864
-7	0.0019	0.0075	0	0.0308	0.0788	7	0.0012	0.0876
-6	0.0019	0.0095	1	0.0153	0.0942	8	0.0010	0.0886
-5	0.0015	0.0109	2	-0.0027	0.0915	9	0.0007	0.0893
-4	0.0066	0.0175	3	-0.0083	0.0831	10	0.0019	0.0912

図3-1 異常リターンの推移

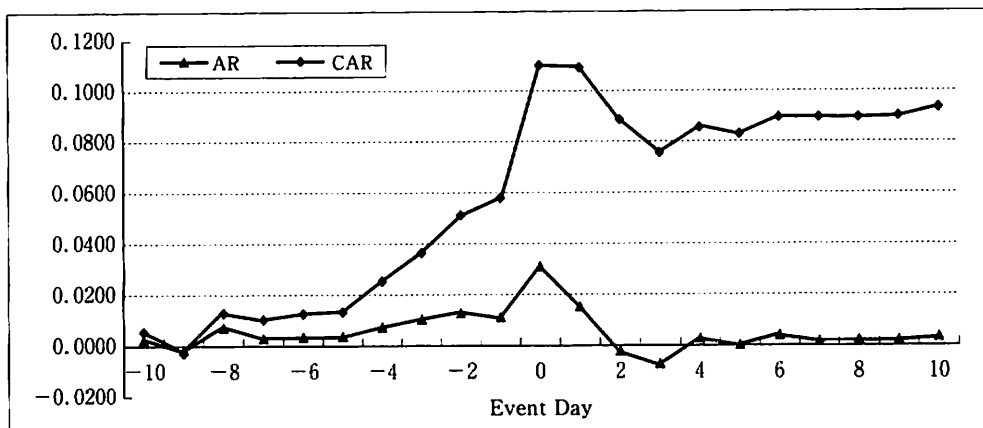


表3-2 異常リターンの検定結果

(全サンプル 242 の公表日 (AD), 公表日 1 営業日前と公表日, 公表日 1 営業日前から公表日 1 営業日後, 公表日10営業日前から公表日10営業日後の異常リターンの検定を行っている。 J_1 , J_2 は標準正規分布に従い, *** は 1% 水準, ** は 5% 水準, * は 10% 水準で有意である。)

	AD	AD-1 to AD	AD-1 to AD+1	AD-10 to AD+10
平均	0.0308	0.0406	0.0559	0.0912
標準偏差	0.0027	0.0038	0.0047	0.0129
J_1	11.4929***	10.6662***	11.9828***	7.0973***
J_2	17.4778***	16.1412***	17.7499***	9.9889***

表3-3 説明変数間の相関係数行列

	発行価額	株式時価総額	割当比率	ディスカウント率
発行価額	1	0.398	0.132	-0.129
株式時価総額	0.398	1	-0.211	-0.095
割当比率	0.132	-0.211	1	0.021
ディスカウント率	-0.129	-0.095	0.021	1

表3-4 重回帰モデル分析結果

(公表日と公表日前後の営業日を含めた異常リターンを被説明変数として回帰を行った。ディスカウント率においては、平均から 3σ 乖離したサンプルを除外し、サンプルサイズは全 238 である。*** は 1% 水準, ** は 5% 水準, * は 10% 水準で有意である。)

N=238	AD			AD-1 to AD			AD-1 to AD+1		
	推定係数	標準誤差	t-value	推定係数	標準誤差	t-value	推定係数	標準誤差	t-value
定数項	0.012	0.013	0.864	0.023	0.015	1.573	0.003	0.019	0.182
株式時価総額	-1.7E-06	1.23E-06	-1.349	-3.9E-07	1.35E-06	-0.292	-1.3E-06	1.74E-06	-0.763
割当比率	0.004	0.041	0.088	-0.022	0.045	-0.499	0.044	0.057	0.760
ディスカウント率	0.121	0.029	4.129***	0.144	0.032	4.480***	0.325	0.041	7.870***
新規提携ダミー	0.037	0.015	2.529***	0.045	0.016	2.803***	0.058	0.021	2.765***
金融機関ダミー	-0.005	0.016	-0.324	-0.013	0.018	-0.721	-0.002	0.023	-0.093
F-value	5.957			7.076			16.326		
adj-R ²	0.095			0.114			0.244		

表 4-1 サンプル分類別イベント時異常リターン

	新規提携サンプル (N=67)		経営支援サンプル (N=119)		金融機関サンプル (N=56)	
Event Day	AR	CAR	AR	CAR	AR	CAR
-10	0.0024	0.0024	0.0016	0.0016	0.0027	0.0027
-9	-0.0089	-0.0065	-0.0009	0.0007	0.0005	0.0032
-8	0.0122	0.0057	0.0046	0.0053	0.0029	0.0061
-7	0.0146	0.0203	-0.0031	0.0022	-0.0026	0.0035
-6	0.0029	0.0232	0.0015	0.0037	0.0018	0.0053
-5	0.0029	0.0261	0.0025	0.0061	-0.0025	0.0029
-4	0.0014	0.0275	0.0100	0.0161	0.0057	0.0086
-3	0.0177	0.0452	0.0084	0.0246	-0.0008	0.0078
-2	0.0175	0.0627	0.0148	0.0394	-0.0011	0.0066
-1	0.0199	0.0826	0.0069	0.0463	0.0036	0.0103
0	0.0600	0.1426	0.0263	0.0726	0.0055	0.0158
1	0.0240	0.1666	0.0141	0.0867	0.0076	0.0234
2	0.0003	0.1669	-0.0044	0.0822	-0.0025	0.0208
3	-0.0063	0.1607	-0.0111	0.0712	-0.0049	0.0159
4	0.0042	0.1649	0.0000	0.0711	0.0016	0.0175
5	0.0038	0.1687	-0.0037	0.0674	-0.0009	0.0166
6	0.0018	0.1704	0.0013	0.0688	0.0065	0.0231
7	-0.0004	0.1700	-0.0001	0.0687	0.0059	0.0290
8	-0.0009	0.1691	0.0045	0.0733	-0.0043	0.0247
9	-0.0022	0.1669	0.0000	0.0733	0.0058	0.0305
10	-0.0004	0.1665	0.0029	0.0762	0.0025	0.0330

図 4-1 サンプル分類別 AR の推移

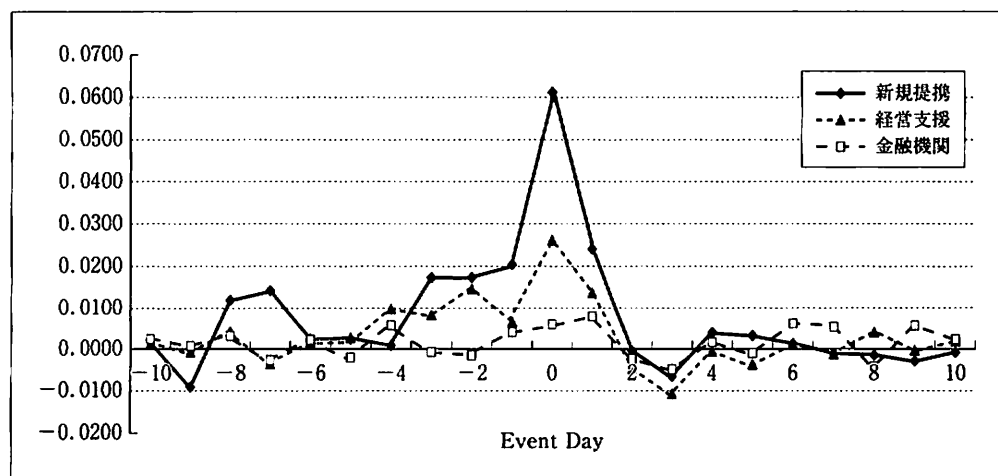


図4-2 サンプル分類別 CAR の推移

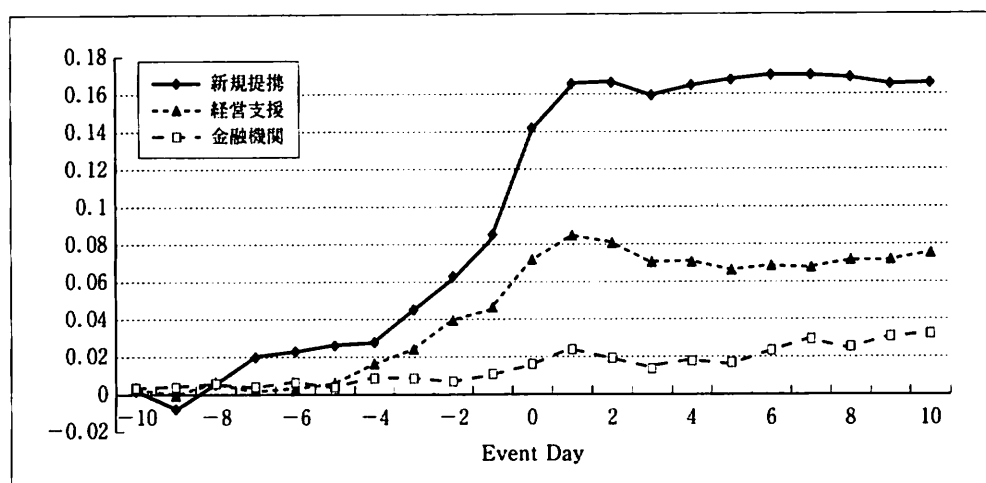


表4-2 サンプル分類別異常リターンの検定結果

(新規提携サンプル 67, 経営支援サンプル 119, 金融機関サンプル 56 の公表日 (AD), 公表日 1 営業日前と公表日, 公表日 1 営業日前から公表日 1 営業日後, 公表日 10 営業日前から公表日 10 営業日後の異常リターンの検定を行っている。は標準正規分布に従い, *** は 1% 水準, ** は 5% 水準, * は 10% 水準で有意である。)

	AD	AD-1 to AD	AD-1 to AD+1	AD-10 to AD+10
新規提携サンプル (N=67)				
平均	0.0600	0.0799	0.1039	0.1665
標準偏差	0.0052	0.0074	0.0090	0.0249
J_1	11.5320***	10.8298***	11.4829***	6.6881***
J_2	15.6365***	13.2632***	14.9191***	7.3234***
経営支援サンプル (N=119)				
平均	0.0263	0.0332	0.0473	0.0762
標準偏差	0.0042	0.0060	0.0074	0.0203
J_1	6.2130***	5.5294***	6.4169***	3.7485***
J_2	7.9492***	6.6185***	8.1710***	4.1056***
金融機関サンプル (N=56)				
平均	0.0055	0.0091	0.0167	0.0330
標準偏差	0.0038	0.0054	0.0066	0.0182
J_1	1.4469	1.6927*	2.5289**	1.8136*
J_2	1.6129	1.7241*	1.8503*	1.1900

表 4-3 新規提携サンプルと経営支援サンプルにおける平均値の差の検定結果

(新規提携サンプルの CAR を CAR_s 、経営支援サンプルの CAR を CAR_k とし、帰無仮説を $H_0: CAR_s = CAR_k$ 、対立仮説を $H_1: CAR_s > CAR_k$ とし、両サンプルの母集団の分散が等しいことを前提に片側検定を行っている。検定は t 分布に基づき、*** は 1% 水準、** は 5% 水準、* は 10% 水準で有意である。)

	AD	AD-1 to AD	AD-1 to AD+1	AD-10 to AD+10
平均値の差	0.0336	0.0466	0.0566	0.0904
標準偏差	0.0007	0.0010	0.0012	0.0034
t-value	47.8046***	46.7208***	46.2399***	26.7965***

図 4-3 新規提携サンプルと経営支援サンプルにおける長期保有異常リターン BHAR の推移

(公表日を起点とした500営業日後までの測定期間において、マーケット・ポートフォリオ（日経 225）の日次リターンに対する両サンプルの長期保有異常リターン BHAR の動向を示している。サンプル抽出条件を満たしたサンプルは、新規提携が 33、経営支援が 69 となっている。)

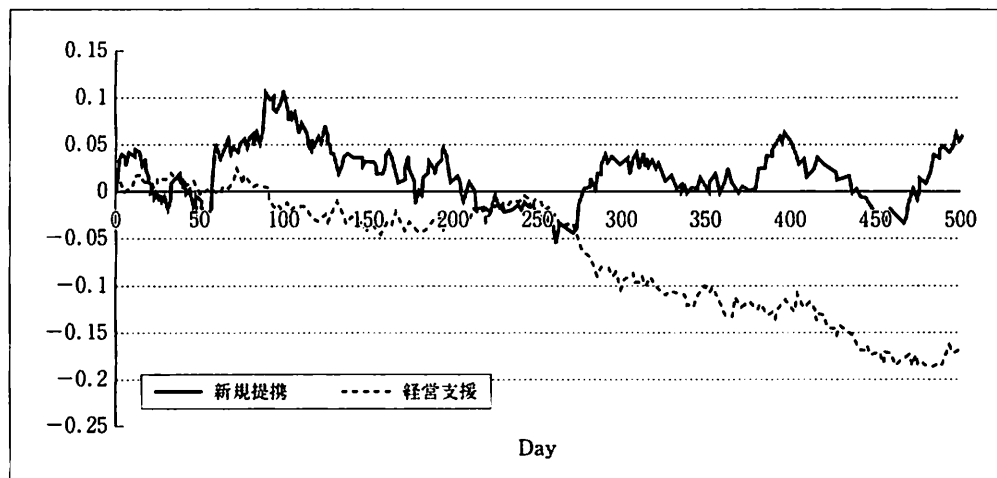


表 4-4 新規提携サンプルと経営支援サンプルの長期累積超過リターン BHAR の検定結果

(各 BHAR においては $H_0: BHAR=0$ 、 $H_1: BHAR \neq 0$ の両側検定、平均値の差の検定は表 4-3 と同様に等分散を前提に片側検定を行っている。検定は t 分布に基づき、*** は 1% 水準、** は 5% 水準、(は 10% 水準で有意である。)

	新規提携サンプル (N=33)	経営支援サンプル (N=69)	Δ BHAR
平均値 (の差)	0.0624	-0.1576	0.2200
標準偏差	0.7572	0.6540	0.1458
t-value	0.4734	-2.0023**	1.5096*

表 4-5 新規提携サンプルと経営支援サンプルの当期純利益、EPS の記述統計・検定結果

(※当期純利益、EPS の単位はそれぞれ百万円、円であり、変動係数は％表示に換算していない。平均値の差の検定においては両サンプルの分散が大きく異なるため、両サンプルの母集団の分散が相違することを前提に検定を行い、標準正規分布に基づいている。***は1％水準、**は5％水準、*は10％水準で有意である。)

(a) 記述統計

	平 均	中間値	最大値	最小値	標準偏差	変動係数
新規提携サンプル (N=33)						
当期純利益 (増資前)	-1858.44	-822.00	32675.50	-40790.00	11513.72	6.195
当期純利益 (増資後)	1342.53	412.00	185467.00	-213703.00	51184.26	38.125
EPS (増資前)	-63.04	-13.41	98.70	-1473.96	262.32	4.161
EPS (増資後)	126.78	7.89	4296.43	-223.21	751.95	5.931
経営支援サンプル (N=69)						
当期純利益 (増資前)	-6050.99	-1377.50	10442.50	-80236.50	14845.93	2.453
当期純利益 (増資後)	-3784.59	-451.50	32939.00	-91160.00	17892.75	4.728
EPS (増資前)	-41.98	-19.96	27.53	-328.60	74.71	1.780
EPS (増資後)	-19.80	-7.915	26.55	-294.84	44.31	2.238

(b) 検定結果

	新規提携サンプル (N=33)		経営支援サンプル (N=69)	
	Δ Earnings	Δ EPS	Δ Earnings	Δ EPS
平 均	3200.97	189.82	2266.40	22.18
標 準 偏 差	54031.28	1008.19	21552.00	71.27
t-value	0.340	1.082	0.876	2.585**
両サンプルにおける平均値の差				
	Δ Earnings		Δ EPS	
平均値の差	934.57		167.65	
標 準 偏 差	9756.93		175.71	
Z-statistic	0.096		0.954	