

M&A の株主価値向上効果推定に関する研究

浅田 克己

- 1 序
 - 2 研究デザイン
 - 2.1 サンプルの選択
 - 2.2 モデルの定式化と超過リターンの算出
 - 3 実証分析
 - 3.1 市場モデルを用いた推定
 - 3.2 超過リターンの計測
 - 4 終わりに
- 付録 A 分散の不偏推定量

1 序

企業の合併・買収 (Merger and Acquisition 以下、M&A と呼ぶ) の経済性に関する分析はコーポレートファイナンスの重要な関心事である。企業は、株主や債権者から資金を調達し、生産・営業など事業活動を行い、その結果、キャッシュ (資金) を増殖させる装置であると考えられることができる。企業活動後に残ったキャッシュは債権者、株主そして国に分配される。ある事業や投資の計画が将来もたらすであろうキャッシュフロー (現金の流れ) は企業価値の源泉であるが不確実性に充ちている。企業が将来生み出すキャッシュフローの現在価値を合計したものはオーソドックスな企業価値と定義されている。そして企業価値は、債権者価値と株主価値に区別される。債権者価値は、債権者の将来キャッシュフローからの取り分であり、会計上は有利子負債から現金および現金同等物を除いた実質有利子負債 (ネット・デット) が相当する。一方、株主価値は、「株式」が生む将来キャッシュフローの株主の取り分と考えられ、現実的には株式時価総額 (= 株価 × 発行済株式数) と理解することができる。企業価値と株主価値を区別したうえで、M&A が、株主価値を増加させるのか、減少させるのかを実証的に明らかにすることは、コーポレートファイナンスの重要なテーマといえる。

M&A の株主価値向上効果推定に関する研究

企業の目的は株主価値の最大化であるという立場に立つと、企業の投資活動の目的も株主価値の最大化を図ることにあるといえる。投資理論では、投資判断の際、正味現在価値法 (NPV 法: Net Present Value) が有効なルールといわれている¹⁾。M&A は企業の投資活動の一種であるから、M&A の判断基準も NPV 法に従うのが良いということになる。しかし、M&A の決定に伴う NPV の推定は容易ではない。

本稿のテーマは、日本の上場企業間の M&A に伴う株主価値向上効果の統計的推定方法に関する研究である。その推定方法は、主として株式市場のデータを使ったイベント・スタディを行うことにある²⁾。効率的な株式市場を前提にして、累積異常収益率 (CAR: Cumulative Abnormal Return. 以下本稿では「累積超過リターン」と表現) などを推定して、企業が M&A の実施計画を発表 (アナウンス) した前後の株式市場の反応を調査することを試みる。そして、当該 M&A が買収企業と被買収企業の株主価値に与える影響を予測し、買収企業と被買収企業が統合することでもたらされる M&A の便益を計量的に分析するのが目的である。

本稿の構成は次のとおりである。第2章「研究デザイン」は、2変量統計的回帰問題について整理している。市場モデルと呼ばれるシンプルで活用範囲の広い統計的モデルを仮定し、線形回帰の議論を進める。第3章「実証分析」では、日本で2008年(暦年)に行われた上場企業同士の M&A について当事者企業の株価データを使って市場モデルを推定する。市場モデルの説明力や累積超過リターンについて実証結果を示し内容を検討する。サンプル期間は短い、M&A の便益を検証するうえで有用な基盤を提供するものといえよう。

2 研究デザイン

2.1 サンプルの選択

一般に M&A は、既存の企業または事業が経営目的に沿って経営権を移動させることをいう。資産や負債の移転を伴わない単なる業務提携は本稿での研究対象でない。M&A の形態は、広義には合併、買収、事業譲渡、資本参加、出資拡大

1) NPV は、「将来のキャッシュフローの現在価値の合計額から当初の投資金額を差し引いたネット額」と定義される。

2) イベント・スタディとは異なる方法として、M&A が実施された後の企業業績 (主として会計数値) に与える長期的な影響を計測する方法がある。「パフォーマンス・スタディ」と呼ばれている。井上・加藤 (2006) pp.46.

に分類できるが、株主価値向上との関係で本稿で分析の対象とする M&A の形態は合併と買収である。

本稿の分析対象企業は、日本の証券取引所に上場する企業である。サンプルの M&A データは 2008 年(暦年)の 1 年分である。M&A の実施計画が発表されても、実際に M&A が実現したものと、計画発表されたがその後の事情から実施が中止されたものがある。実施計画が発表された時点での株主価値向上効果測定が目的であるから、その後の事情に拘らず両方のデータを採り上げる。本稿の M&A データは、M&A の専門情報雑誌である『MARR』(レコフ社発行)の 2009 年 2 月号から収集されている。『MARR』は、M&A 発表の日付を M&A 取引発表がニュース・リリース、新聞記事等により外部に明らかになった日としている。分析対象とした M&A のサンプル抽出を次の条件に従って行った。

- (1) 買収企業、被買収企業のいずれもが株式を国内の証券取引所に上場している
- (2) 株価終値にもとづき 100 個以上の日次株式収益率をサンプルとして得られること。市場モデルの推定に必要なためである。日次株価データは『株価 CD-ROM (2008 年版)』(東洋経済新報社)から収集する。
- (3) M&A の取引額が公表されており、かつ、金額 10 億円以上を基準としている

M&A の専門情報雑誌『MARR』によると、2008 年(暦年)にニュース・リリースされた広義の M&A 件数は 2,399 件あった。そのうち、M&A 取引形態が合併と買収であるものを合計すると 1,119 件であり、合併・買収件数が広義の M&A 件数(2,399 件)に占める割合は 46.6%であった。そして、本稿のサンプル抽出条件に従いイベント・スタディの分析対象となった合併・買収は 36 件である。本稿のサンプル数は、合併・買収合算件数の 3.2%にすぎない。これは、株価データが入手可能な国内上場企業同士の取引に限定しており、かつ、上場企業の子会社、孫会社、海外拠点を当事者とする M&A を除外したためである。また、株価効果測定期間中に、株式市場での取引が成立しなかったため株価を確認できない場合も原則として分析対象から除外した。

日本企業が取得企業となり、被取得企業が外国企業である M&A (IN-OUT 取引と呼ばれる)が近年の M&A の主流となっている。2008 年の 1 年間で、日本企業が外国企業を買収した M&A は、金額ベースで M&A 全体の約 60%を占め、2015 年には年間約 71%に達した。クロスボーダー、すなわち国境を超えた M&A の重要性は 2008 年以降も高まっている。従って本稿の分析は、サンプル

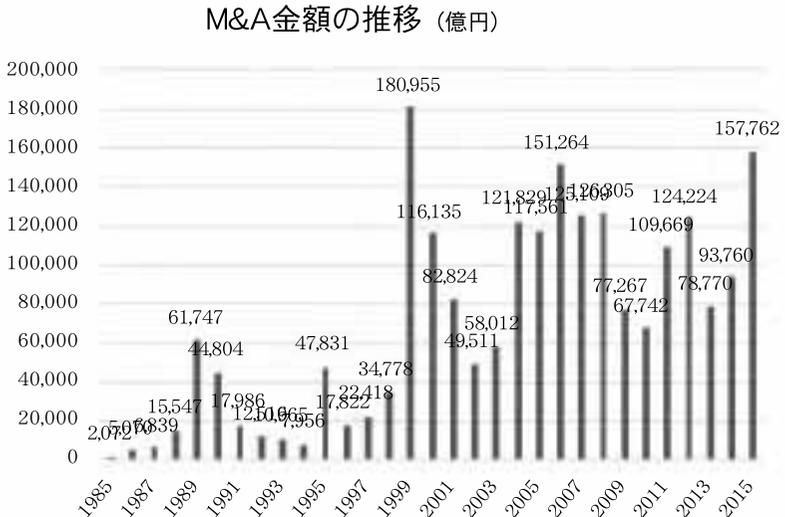
M&A の株主価値向上効果推定に関する研究

図2.1 サンプルの選択

A. M&A 件数の推移 (1985年～2015年)



B. M&A 金額の推移 (単位：億円、1985年～2015年)



を国内上場企業間の M&A に限定したという分析上の偏りを持つことを認めない。なお、日本の M&A の最近の動向を示すため、1985 年以降の M&A 件数、金額の推移をグラフにした (図 2.1 A.B.)。日本の M&A は 1990 年代後半から波動を描きながら増加傾向にあることがわかる。

2.2 モデルの定式化と超過リターン の算出

本節では、イベント・スタディの標準的な手続きに従い、M&A の発表が株主価値の増減に及ぼす影響を検証する³⁾。イベント・スタディで重要なことは超過リターン (abnormal return, 異常リターンともいわれる。) の測定である。イベントの影響は超過リターンで把握されるという仮定にもとづいて分析を組み立てているからである。次項 (S1) では、そのための第一歩である正常な株式収益率のパフォーマンスに関する測定の問題を考察する。正常なパフォーマンスを測定するために、さまざまな統計モデルが提案されてきた。本稿では市場モデルとよばれる統計モデルを用いる⁴⁾。そして、最小二乗法による推定に関する標準的仮定を設け、推定量の統計的性質を説明する。

(S2) では、超過リターン の推定方法とその統計的性質を説明する。まず、企業 i の t_i 日の株価終値を p_{it_i} と表わすと、日次株式収益率 (以下では収益率を「リターン」と略) R_{it_i} とは、

$$R_{it_i} = p_{it_i} / p_{i(t_i-1)} - 1$$

$$i = 1, \dots, N \quad t_i = 1, \dots, \tau_i + 1 \quad (1)$$

と定義する。イベントの影響を観察する一定の期間をイベント・ウインドウ (event window : 本稿の場合、 $t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1$ の 3 営業日) と呼ぶ。詳しくは (S2) で述べるが、企業 i の超過リターン Ar_{it_i} は、イベント・ウインドウにおける実際の株式リターン R_{it_i} と正常なパフォーマンスを反映する市場モデルの

3) この節は、薄井彰 (2001) の第 3 章、Patell (1976)、および、Campbell, Lo, and MacKinlay (著) (1997)、祝迫ほか (訳) (2003) の第 4 章「Event study analysis」を参考にして記述している。

4) 祝迫得夫他訳 (2003) 『ファイナンスのための計量分析』4.1 節から 4.3 節を参考にした。これまで、正常なパフォーマンスを測定するための統計モデルとして様々なモデルが提案されてきた。一般的なタイプの統計モデルがファクターモデルである。ファクターモデルは、より多くの変動を正常リターンとして説明することで、潜在的には異常なリターンの分散を減少させる効果をもたらす。典型的には、ファクターとして取引される証券のポートフォリオが選ばれる。市場モデルは、シングルファクターモデルの一例であるが、市場モデル以外に、固定平均リターンモデル、マルチファクターモデル、市場調整 (リターン) モデルなどがある。しかし、祝迫得夫他訳 (2003) によれば、イベント・スタディに市場モデル以外を利用することで得られる便益は限られているとのコメントがある。

M&A の株主価値向上効果推定に関する研究

標本回帰直線を使って予測した株式リターン \widehat{R}_{it} との差額である。

$$Ar_{it_i} = R_{it_i} - \widehat{R}_{it_i} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1$$

(S3) では、超過リターンの集計問題を扱う。まず個別企業についてイベント・ウィンドウの超過リターンを合計する。これが累積超過リターン (cumulative abnormal return ; CAR_i) である。その次に、異なる M&A の発表日、異なるイベント・ウィンドウを有する企業間で超過リターンの集計を行う。そして、M&A は CAR_i の平均に影響を与えないという帰無仮説を検定する。

(S1) 市場モデル

M&A というイベントの影響を見積もるため、イベント前後の超過リターンを推定する。超過リターンは、(2) 式で示したように、ある企業のイベント・ウィンドウにおいて株式リターンの実現値から、その企業の正常な株式リターンと想定される株式リターンを差し引いたものである。超過リターンの算出については次項 (S2) で詳しく述べる。正常リターンは、もしもイベントが起きなかったならば達成されていたであろうと期待されるリターンと定義される。市場モデルでは、企業のリターンは、基本的にマーケット全体の影響を反映する、つまり市場要因による影響が大きいと考える。正常リターンはマーケットの影響を統計的に推定することで求める。一方、M&A のようなイベントの影響は企業に固有の非市場要因であると考えられる。

話は前後するが、ファイナンスでは合理的な投資家は無リスク資産と市場ポートフォリオを持つと仮定する⁵⁾。市場ポートフォリオとは、市場に供給されるすべての証券のバスケットである。無リスク資産が存在するとき、市場の均衡状態において市場ポートフォリオは資本市場線 (Capital Market Line) を効率的フロンティアへ引いた接点ポートフォリオと一致する。従って、市場ポートフォリオは効率的ポートフォリオである。William Sharpe, John Lintner らが理論的枠組みを構築した資本資産価格モデル (Capital Asset Pricing Model : CAPM) によれば、 i 証券の期待リターンを $E(r_i)$ 、無リスク利子率を r_f 、市場ポートフォリオのリターンを r_m と表わすと、競争的市場においては、 i 証券の期待リスクプレミアムは $E(r_i) - r_f = \beta_i(r_m - r_f)$ と表現される。そ

5) 短期国債のような無リスク資産と株式に代表されるリスク資産を組み合わせた場合の、期待リターンとリスクについての考察の中で資本市場線の議論が登場する。完全市場と合理的な投資家を前提にした場合、最もリスクと期待リターンが良い組み合わせが形成する曲線を効率的フロンティアと呼ぶが、資本市場線 (Capital Market Line) は効率的フロンティアへの接線になり、このときの接点にあるポートフォリオを市場 (マーケット) ポートフォリオという。

して、 $r_m - r_f$ はマーケット・リスクプレミアム (market risk premium ; 市場リスクの価格) といわれる。 β (ベータ) は、前の式を $E(r_i) - r_f = (r_m - r_f)\beta_i$ と書き直すと、市場が均衡状態にあれば、株式の市場リスクを測る物差しとなり、ベータ1単位当たりの単価が $r_m - r_f$ となる。ベータが2倍、つまりリスクが2倍になれば、 i 証券の期待リスクプレミアムも2倍になるという意味である。ベータと i 証券の期待リスクプレミアムとの比例関係を直線で表したのが証券市場線 (Securities Market Line) である。別の角度から見ると、市場ポートフォリオが効率的フロンティア上に存在するためにはすべての証券が証券市場線上に並ぶように、個別証券の価格が調整されていなければならない⁶⁾。

回帰分析による β の推定は市場モデルのパラメータの推定に行き着く。市場モデルは CAPM を実用化しているが、CAPM とは独立したモデルであり、 β ベータを推定するための統計モデルである。市場モデルは、市場ポートフォリオの収益率として株価指数のようなマーケットインデックスのリターンを用い、各企業のリターンとの間に安定的な線形関係を仮定している。正常リターンとは、マーケットインデックスのリターンが与えられたときの個別企業のリターンの条件付期待値である。市場モデルのパラメータの推定は、個別企業 i の日次の株式リターンを被説明変数とし、市場の動向を示すマーケットインデックスの日次リターンを説明変数として (通常) 最小二乗法 OLS を用いて行う。企業の日次株式リターンは株式分割等の権利落ちを調整した配当込みのリターンである。本稿では、マーケットインデックスに東証株価指数 (TOPIX) を使用する。

市場モデルは、添字 i を企業を表わす変数、添字 t_i を時点を表わす変数として、企業 i の株式リターン R_{it_i} がマーケットインデックスの日次リターン R_{mt_i} の線形関数で表現されるモデルである。

$$R_{it_i} = \alpha_i + \beta_i R_{mt_i} + \varepsilon_{it_i} \quad t_i = 1, \dots, T_i \quad i = 1, \dots, N \quad (3)$$

以後の分析のために次の仮定を設ける。

$$E(\varepsilon_{it_i}) = 0 \quad (4)$$

$$\text{Var}(\varepsilon_{it_i}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 (> 0; \text{一定}) \quad (5)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_{it_i}, \varepsilon_{is_i}) = 0 \quad t_i \neq s_i \quad t_i, s_i = 1, \dots, T_i \quad (6)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_{it_i}, R_{mt_i}) = 0 \quad (7)$$

6) 小林、芹田 (2009) を参考にした。

M&A の株主価値向上効果推定に関する研究

(4) から (7) について、 $t_i = 1, \dots, T_i$ $i = 1, \dots, N$

ここで、 ε_{it_i} は、平均0の攪乱項(誤差項)である。 R_{mt_i} の時間に添え字 i が付けられているのは、 R_{mt_i} を確定的変数と仮定し、パラメータの推定期間である推定ウィンドウ(estimation window)が企業 i に固有に選ばれている可能性があるからである。 $\alpha_i, \beta_i, \sigma_{\varepsilon_i}^2$ は、市場モデルのパラメータである。攪乱項は個別企業に固有の要因、すなわち非市場要因を反映したリターンと仮定する。攪乱項については、(6)式から異時点間の攪乱項の共分散はゼロ、すなわち、非市場要因に基づくリターンの変動は異時点間で独立であり、(7)式から市場要因を代表する市場ポートフォリオの日次収益率 R_{mt_i} の変動からも独立と仮定した。

パラメータ α_i, β_i の最小二乗推定値を、それぞれ $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i$ と表す。 T_i は、推定ウィンドウの R_{it_i}, R_{mt_i} のサンプル数である。本稿は、Bradley, Desai, and Kim (1988) を参考にして、市場モデルのパラメータを、イベント・ウィンドウの始期から遡って300日程度前から10営業日前まで、180個~190個程度のサンプル T_i 個を使い推定した⁷⁾。市場モデルのパラメータの推定に使われる推定ウィンドウは、イベント・ウィンドウと重ならないことも重要である。時間の流れは表1に説明されている。 $t_i = \tau_i$ をイベント発生時点と定義し、 $t_i = \tau_i - 1$ から $t_i = \tau_i + 1$ でイベント・ウィンドウを、 $t_i = 1$ から $t_i = T_i$ で推定ウィンドウを表わす。

表1 イベント・スタディにおける時間の流れ

t_i	$1, \dots, T_i$	$\tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1$...
R_i	推定ウィンドウ	イベント・ウィンドウ	...

分散 $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ の不偏推定量は、推定ウィンドウの残差 $\hat{\varepsilon}_{it_i}$ の分散によって与えられる⁸⁾。

$$\hat{\varepsilon}_{it_i} = R_{it_i} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt_i}) \quad (8)$$

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \frac{1}{T_i - 2} \sum_{t=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_{it_i}^2 \quad (9)$$

回帰の残差 $\hat{\varepsilon}_{it}$ については次項(S2)「超過リターン(abnormal return: Ar_{it_i})の算出」で説明する。 $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ の不偏推定量の導出過程については巻末の付録Aを参

7) Bradley et al. (1988), pp.9, および、薄井(2001), 81頁を参照した。

8) 母数 θ の推定量を $\hat{\theta}_n$ で表すことにすると、一般に、 $E(\hat{\theta}_n) = \theta$ となっているとき推定量 $\hat{\theta}_n$ を θ の不偏推定量と呼ぶ。岩田(1983)の第7章、7.5を参照した。

照されたい。

(S2) 超過リターン (abnormal return; Ar_{it_i}) の算出

M&A というイベントの影響 (株価効果) は、観測される個別企業のリターンと市場モデルの回帰関数で得られる市場要因の観測値の差である超過リターンにより計測される。前項 (S1) で述べたように、M&A が市場で発表された際のアナウンスメント効果を推計する期間をイベント・ウィンドウと呼ぶ。イベント日は、表1に説明されたように、 $t_i = \tau_i$ である。イベント・ウィンドウの期間 (長さ) は分析に応じ様々に設定できるので、期間の取り方によって累積超過リターン CAR_i の大きさもその統計的有意さも異なる⁹⁾。イベントの発生日は確実にわかるものと仮定しているが、実際には正確にわからない場合もある。本稿の場合は、イベント日前日、当日、翌日の3営業日をイベント・ウィンドウと設定している。すなわち、 $\tau_i - 1 \leq t_i \leq \tau_i + 1$ と表せる。M&A のような重要な情報は適切かつ十分に株価に反映されるという市場の効率性を前提とすれば、買収企業 (買手企業)、買収対象企業 (ターゲット企業) とともに、大きくかつ統計上も有意な超過リターンは発表日前後3日間に集中していると仮定している¹⁰⁾。

イベント・ウィンドウの i 社の超過リターン (abnormal return; Ar_{it_i}) は次のように表現される。

$$\begin{aligned} Ar_{it_i} &= R_{it_i} - \widehat{R}_{it_i} \\ &= \alpha_i + \beta_i R_{mt_i} + \varepsilon_{t_i} - (\widehat{\alpha}_i + \widehat{\beta}_i R_{mt_i}) \\ t_i &= \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \end{aligned} \quad (10)$$

パラメータの推定値 $\widehat{\alpha}_i, \widehat{\beta}_i$ は、(S1) 項で述べたように、イベント・ウィンドウより過去の推定ウィンドウのもとでのサンプルを使って推定された。しかし、イベント・ウィンドウの株式リターンの予測値 (当てはめ値) \widehat{R}_{it_i} 、同じ分散 $\sigma_{\varepsilon_i}^2$

9) 例えば薄井 (2001), 84 頁をみると、買手企業とターゲット企業それぞれの CAR_i を設定期間を変えて6種類計算している。

10) 井上、加藤 (2006), 109 頁から引用、参照した。なお、井上、加藤 (2006) はその第7章「合併比率と株価: 合併アービトラージ取引の分析」で、「はたして M&A に関する発表情報は速やかに、かつ十分に株価に反映されているのか、もし反映されないとすればその理由は特定可能なのかという問題に焦点を当てて」市場の効率性の検証を行った。分析の結果は、アービトラージ取引の制約 (たとえば空売りの制約) が市場の効率性に対する重大な障害になっており、その点では M&A の短期株価効果分析が一定の限界に直面していることを示唆する内容であると述べられている。

をもつ標本回帰直線を先に延ばして求められる。標本回帰線を先に伸ばすことは外挿と呼ばれる。すなわち、超過リターン Ar_{it_i} とは、イベント・ウィンドウの t_i 日における株式リターンの実際の値 R_{it_i} と、観測値 R_{mt_i} を標本回帰直線に当てはめて計算した株式リターンの予測値 \hat{R}_{it_i} との残差である。従って、この外挿による予測は、標本期間中の攪乱項ばかりでなく、予測時点での攪乱項の影響も受ける。 $\varepsilon_{it_i} (\tau_i - 1 \leq t_i \leq \tau_i + 1)$ は、その際の攪乱項であり、推定期間の ε_{it_i} と同様に正規分布 $N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ に従う確率変数で、 $\varepsilon_{it_i} (t_i = 1, \dots, T_i)$ と独立に分布すると仮定する。すなわち、市場モデルの回帰分析における仮定 (4)、(5)、(7) と、これらイベント・ウィンドウにおける仮定が成立するという前提のもとに、 Ar_{it_i} を次のような分布と仮定する。

$$E(Ar_{it_i}) = 0 \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (11)$$

$$\text{Cov}(Ar_{it_i}, Ar_{is_i}) = \begin{cases} 0 & t_i \neq s_i \\ C_{it_i} \sigma_{\varepsilon_i}^2 & t_i = s_i \end{cases}$$

$$t_i, s_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (12)$$

$$\text{Cov}(Ar_{it_i}, R_{mt_i}) = 0 \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (13)$$

$$\text{Cov}(Ar_{it_i}, Ar_{jt_j}) = \begin{cases} 0 & i \neq j \\ C_{it_i} \sigma_{\varepsilon_i}^2 & i = j \end{cases}$$

$$i, j = 1, 2, \dots, N \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (14)$$

i 社の超過リターン Ar_{it_i} は期待値 0、時間ごとに独立、マーケットインデックス R_{mt_i} と独立、(14) 式より、異なる企業間でも独立と仮定する。そして、有意性の検定を適用するため、リターンの分布が独立に正規分布 $N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ に従うという仮定を設けている。

(12) 式、(14) 式に記載した C_{it_i} は、外挿することによる分散の増加を反映する。

$$C_{it_i} = 1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2}{\sum_{t_i=1}^{T_i} (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2}$$

$$t_i = 1, \dots, T_i, \quad \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (15)$$

\bar{R}_{mi} は、付録 A の (41) 式と同じで、推定ウィンドウにおけるマーケットインデックスの平均リターンである。推定ウィンドウの最終日 T_i は推定ウィンドウにおけるサンプル数でもある。イベント・ウィンドウの観測値 $R_{mt_i} (t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1)$ に対する R_{it_i} の予測値を \hat{R}_{it_i} と書けば、

$$\hat{R}_{it_i} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt_i} \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (16)$$

であるから、超過リターン $Ar_{it_i} = R_{it_i} - \widehat{R}_{it_i}$ の分散 $\sigma_{Ar_i}^2$ の不偏推定量は、

$$\begin{aligned} \sigma_{Ar_i}^2 &= E(Ar_{it_i}^2) \\ &= E\left\{((\widehat{\alpha}_i - \alpha_i) + (\widehat{\beta}_i - \beta_i)R_{mt_i} - \varepsilon_{it_i})^2\right\} \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \end{aligned} \quad (17)$$

であり、途中の式を省略するが⁸、最終的には¹¹⁾、

$$\sigma_{Ar_i}^2 = \left\{1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2}{\sum_{t=1}^{T_i} (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2}\right\} \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (18)$$

が得られる。(18) 式で、 $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ の代わりに残差分散 $\widehat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2$ を用いて、

$$\widehat{\sigma}_{Ar_i}^2 = \left\{1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2}{\sum_{t=1}^{T_i} (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2}\right\} \widehat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (19)$$

を定義する。これは、予測誤差の分散 $\sigma_{Ar_i}^2$ の不偏推定量である (すなわち、 $E(\widehat{\sigma}_{Ar_i}^2) = \sigma_{Ar_i}^2$ が満たされる)。

(S3) 累積超過リターンの算出と検定

企業 i の累積超過リターン CAR_i は次のように定義される。

$$CAR_i = \sum_{t_i=\tau_i-1}^{\tau_i+1} Ar_{it_i} \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (20)$$

(10) 式で定義した超過リターン Ar_{it_i} ($t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1$) の和が CAR_i である。次に、M&A が、「企業の超過リターンの平均に影響を与えない」という帰無仮説 H_0 の仮説検定を行う。帰無仮説 H_0 を検定するための統計量として、個別企業については、標準異常収益率 (standardized abnormal return; SAR_{it_i})、標準化された累積異常収益率 (standardized cumulative abnormal return: $SCAR_i$) を定義し、 $SCAR_i$ を企業間で集計する場合には検定統計量 Z を用いる¹²⁾。

(1) 標準異常収益率 SAR_{it_i}

超過リターン Ar_{it_i} を標準変換した確率変数 z は、

$$z = \frac{Ar_{it_i} - E(Ar_{it_i})}{\sigma_{\varepsilon_i} \sqrt{C_{it_i}}} \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (21)$$

と表せる。仮定より $E(Ar_{it_i}) = 0$ だから、(21) 式は、

$$z = \frac{Ar_{it_i}}{\sigma_{\varepsilon_i} \sqrt{C_{it_i}}} \quad (22)$$

11) 岩田 (1983) の第9章 9.4 「予測」 216～217頁を参考にしている。

12) 薄井彰 (2001) 第3章 4.2 の (2) を参照した。

となる。ここで (22) 式の σ_{ε_i} を不偏推定量 $\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}$ に置き換える。 t 日の i 社の標準異常収益率 (standardized abnormal return; SAR_{it_i}) は、次のように定義される。

$$SAR_{it_i} = \frac{Ar_{it_i}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i} \sqrt{C_{it_i}}} \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (23)$$

この統計量は (11) から (14) の条件の下、自由度 $T_i - 2$ のスチューデントの t 統計量に従い分布する¹³⁾。なぜなら、(22) 式の $z = \frac{Ar_{it_i}}{\sigma_{\varepsilon_i} \sqrt{C_{it_i}}} \sim N(0, 1)$ であり、また、(9) 式の両辺を $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ で割って整理すると、

$$\frac{\sum_{t_i=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_i^2}{\sigma_{\varepsilon_i}^2} = \frac{(T_i - 2) \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2}{\sigma_{\varepsilon_i}^2} \sim \chi^2(T_i - 2) \quad (24)$$

となり、次の比率は、自由度 $T_i - 2$ のスチューデントの t 分布に従って分布する。

$$\begin{aligned} t &= \frac{Ar_{it_i} / \sigma_{\varepsilon_i}}{\sqrt{\sum_{t_i=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_i^2 / (\sigma_{\varepsilon_i}^2 (T_i - 2))}} \\ &= \frac{Ar_{it_i}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i} \sqrt{C_{it_i}}} \sim t(T_i - 2) \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \end{aligned} \quad (25)$$

(2) 標準化された累積異常収益率 $SCAR_i$

次はイベント・ウィンドウ K_i 日間における標準異常収益率の和を求め、次の t 統計量が得られる。

$$\frac{1}{\sqrt{K_i}} \sum_{t_i=\tau_i-1}^{\tau_i+1} \frac{Ar_{it_i}}{\sigma_{\varepsilon_i} \sqrt{C_{it_i}}} \sim N(0, 1) \quad (26)$$

本稿の場合、 $K_i = 3$ を代入し、 i 社の標準化された累積異常収益率 (standardized cumulative abnormal return: $SCAR_i$) が求まる¹⁴⁾。

$$SCAR_i = \left(\sum_{t_i=\tau_i-1}^{\tau_i+1} SAR_{it_i} \right) / \sqrt{3} \sim t(T_i - 2) \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (27)$$

(27) 式は、期待値 0、分散が $(T_i - 2)/(T_i - 4)$ の分布に従う。

13) v を正規分布 $N(0, 1)$ 、 w を自由度 m のカイ自乗分布にそれぞれ従う確率変数とし、かつ v 、 w が相互に独立に分布すると仮定する。

統計量 $t = \frac{v}{\sqrt{w/m}}$ は、自由度 m のスチューデントの t 分布に従って分布する。

自由度 m の t 分布の平均は $m > 1$ 、分散は $m > 2$ のとき存在して、平均 $\mu = 0$ 、分散 $\sigma_t^2 = \frac{m}{m-2}$ である。

岩田 (1983) pp.137-138 および pp.213 を参考にした。

14) 薄井彰 (2001) 第 3 章 4.2 の (2) を参考にしてている。

(3) 各企業の $SCAR_i$ の集計と帰無仮説の検定

次のステップとして、各社の $SCAR_i$ を集計する。 N_p 社からなるポートフォリオに対して、帰無仮説を検定するための統計量は、次のように計算される。すなわち、 t 日の i 社の標準異常収益率 SAR_{it_i} は、既知の期待値と（おそらく不均一な）分散をもつ独立な確率変数であると仮定され、そして、Lindeberg の中心極限定理にしたがって標準化された総和を次のように計算できる¹⁵⁾。

$$Z = \sum_{i=1}^{N_p} SCAR_i \left/ \left\{ \sum_{i=1}^{N_p} ((T_i - 2)/(T_i - 4)) \right\}^{1/2} \right. \quad i = 1, \dots, N_p \quad (28)$$

この Z 統計量は十分大きな N_p では標準正規分布に従う。この Z 統計量を利用して、帰無仮説 (H_0) : M&A は企業の株式リターンの平均に影響を与えないを検定する。

M&A というイベントのアナウンスメント効果の測定には株価データを用いることが一般的である。市場が合理的であるとすると、イベントの影響は株価に直ちに反映される。このため株価を比較的短期間観察すればイベントの経済的影響を測定できることになる。しかし、イベント・スタディで大事なことは超過リターン (abnormal return) の測定である。超過リターンを正確に推論するためには、正常リターンのモデル選択と推定方法、および超過リターンの検定方法が重要となる。次章では実証結果を示すが、結果の重要性を判断し分析を深化させるためには、本章で扱った計量経済学的方法論をベースに置くことになる。

3 実証分析

3.1 市場モデルを用いた推定

(1) 回帰の決定係数からみた買手企業、ターゲット企業の特徴

2008年(暦年)に発表されたM&A36組について、市場モデル(3)式を最小二乗法を用いて推定した。表2で概要を示し、表3、表4はそれぞれ買手企業(買収企業)、ターゲット企業(被取得企業)のマーケットインデックスの収益率の回帰係数 $\hat{\beta}$ 、自由度修正済み決定係数 \bar{R}^2 の推定結果である。

15) Patell (1976), pp.257. を参照した。もし Lindeberg 条件が満たされれば、 Z の分布は、大きい N に対して標準正規分布に向かう。

M&Aの株主価値向上効果推定に関する研究

表2 市場モデルの推定結果：概要

区分	回帰係数 $\hat{\beta}$	自由度修正済決定係数
買手企業	0.8547	0.3556
ターゲット企業	0.7075	0.2081

表2から、買手企業、ターゲット企業ともに自由度修正済決定係数の平均は0.36から0.21と低いが、買手企業の方が比較的高い¹⁶⁾。

最小二乗法で推定された回帰直線がデータにどの程度当てはまっているかを知る尺度が決定係数である。回帰直線が求まると、被説明変数の変動（総平方和）を、説明変数によって説明される部分（回帰によって説明される平方和）と、残差の変動（残差平方和）に分解することができる。特に、回帰によって説明される平方和の総平方和に占める割合を決定係数と定義し R^2 と表している。決定係数は一般に説明変数の数の増加関数となるから、これを修正した自由度修正済決定係数もよく利用される。

買手企業、ターゲット企業の発行済株式の流通量、株式時価総額、株主構成が株価の変動と関係し市場モデルの攪乱項に影響している可能性がある。株式の流通量が多く、株式時価総額が大きく、安定株主の持株比率が低い大型株の場合、市場モデルの回帰で説明される平方和が大きく、残差平方和が小さくなり、決定係数も高まるであろうと考えられる。

そこで、企業特性の中で市場での株価形成と関係深い企業特性として、発行済普通株式数、少数特定者の持株比率、イベント・ウィンドウ開始前営業日の株式時価総額を選んだ¹⁷⁾。記述統計量は、表5で示し、表6で自由度修正済決定係数に対する $\hat{\beta}$ 、対数変換した発行済普通株式数、株式時価総額、少数特定者の持株比率との相関係数を示した。表6から明らかなように、株式の流動性が高く、時価総額の大きい銘柄ほど市場モデルに比較的良くフィットし、この傾向はターゲット企業で相対的に強くみられる。業種別の分布を見たのが表7である¹⁸⁾。買手企業の中では、電気機器、金融は市場モデルに比較的良くフィットしている。

16) いくつかの企業で自由度修正済決定係数がマイナスの数値をとった。買手企業では千歳電気工業、ジェイオーグループHD、ターゲット企業ではツルヤ靴店、ピオフェルミン製薬、アジアパシフィックシステム総研である。自由度修正済決定係数 \bar{R}^2 は、単回帰モデルでは $\bar{R}^2 = 1 - \frac{T_1 - 1}{T_1 - 2} (1 - R^2)$ と定義される。決定係数 R^2 は標本相関係数の二乗に等しいから、 R_{it} と R_{mt} が無相関に近いと自由度修正済決定係数 \bar{R}^2 がマイナスとなることがある。

17) 『日経会社情報』の「株主」欄から転載。少数特定者持株とは、安定的に保有されるとみられる株式。大株主上位10名と役員持分・自己株式数の単純合算。投資信託、企業年金信託、証券金融会社・証券会社、従業員持株会などは除外しておらず、証券取引所の上場廃止基準とは異なる。

18) 業種名は日本経済新聞の相場表と同じ。

ターゲット企業では、商業が多く、その決定係数は低い。商業は、多種多様であり伊藤忠商事やイオンは別格として総じて決定係数が低い。単年度のデータでサンプル数が少ないので個別によく吟味する必要がある。食品、商業、医薬品、情報通信、陸運などの業種に属する企業は、市場モデルの決定係数が相対的に低くなる傾向があり、M&Aの株価効果測定上の制約となる点は否めない。

(2) 正常リターンモデル選択の影響

以上では、正常なリターンを与えるモデルとして市場モデルを利用して議論を進めた。正常なパフォーマンスを測定するためのモデルとして固定平均リターンモデルと呼ばれるもある。ここでは、J. Y.Campbell, A. W. Lo, and A. C. MacKinlay (1997) に従って説明しよう。

固定平均リターンモデルも、株式リターン R_{it_t} は多変量同時正規分布に従い、時間を通じて独立同一分布であると仮定される。

$$R_{it_t} = \mu_i + \xi_{it_t} \quad t_i = 1, \dots, T_i \quad i = 1, \dots, N \quad (29)$$

$\mu_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t_i=1}^{T_i} R_{it_t}$ であり、 ξ_{it_t} は攪乱項である。攪乱項について次のように、平均、分散の仮定をおく。

$$E(\xi_{it_t}) = 0 \quad (30)$$

$$\text{Var}(\xi_{it_t}) = \sigma_{\xi_i}^2 (> 0; \text{一定}) \quad (31)$$

固定平均リターンモデルは単純なモデルであるが洗練されたモデルと遜色がないといわれている。洗練されたモデルを選んでも、時には超過リターンの分散があまり減少しないことがある。しかし、市場モデルは、固定平均リターンモデルよりも超過リターンの分散を減少させることができる。説明上、正常リターンを与えるモデルのパラメータを所与とする。

市場モデルを用いた超過リターンの分散は、

$$\begin{aligned} \sigma_{\varepsilon_i}^2 &= \text{Var}(R_{it_t} - \alpha_i - \beta_i R_{mt_t}) \\ &= \text{Var}(R_{it_t}) - \beta_i^2 \text{Var}(R_{mt_t}) \\ &= (1 - R_i^2) \text{Var}(R_{it_t}) \end{aligned} \quad (32)$$

である。ここで、 R_i^2 は企業*i*の市場モデルに関する回帰の決定係数である。

固定平均リターンモデルでは、超過リターン ξ_{it_t} の分散は、

$$\sigma_{\xi_i}^2 = \text{Var}(R_{it_t} - \mu_i) = \text{Var}(R_{it_t}) \quad (33)$$

である。(32)式と(33)式から、

$$\sigma_{\varepsilon_i}^2 = (1 - R_i^2)\sigma_{\xi_i}^2 \quad (34)$$

を得られるが、 $0 \leq R_i^2 \leq 1$ であるから、市場モデルを用いて求めた超過リターンの分散は、固定平均リターンモデルを用いて求めた超過リターンの分散以下となる。従って、市場モデルを利用することによって、より正確な推論が可能になる。市場モデルの R^2 が高い企業の標本ほど、その市場モデルを利用する便益は大きくなる。

証券(株式)市場では多数の証券(株式)が取引されている。これら証券(株式)の価格は時々刻々新しい情報に反応して変動する。こうした情報には、多数の証券(株式)に一齐に影響を与える情報と、ごく一部の証券(株式)にしか影響を与えない情報がある。日本銀行の金融政策変更のニュースや2016年の英国民投票による欧州連合(EU)離脱決定や米国の大統領選挙の結果などのように国内外の政治経済情勢の想定外の事態の発生は前者であり、ある企業の業績下方修正発表やM&A発表のニュースは後者である。前者をファイナンスではコモンファクターあるいは単にファクターと呼ぶ。コモンファクターを市場ポートフォリオという単一のファクターに代表させるモデルが市場モデルである。しかし、現実には非市場要因は無視できる大きさでなく、コモンファクターを1個と考えることが非現実的と考えられマルチファクター・モデル活用の議論へ展開されていく¹⁹⁾。

一般に L 個のコモンファクター F を仮定するマルチファクター・モデルは、

$$R_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{iL}F_L + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (35)$$

と表現される。このモデルの残差リターン ε_i は、互いに無相関であると仮定する。すなわち、

$$E(\varepsilon_i) = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad (36)$$

$$\text{Cov}(F_l, \varepsilon_i) = 0 \quad l = 1, \dots, L \quad i = 1, \dots, N \quad (37)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j \quad (38)$$

が仮定される。例えば Fama-French 3ファクター・モデルは、市場ファクター、サイズ(企業規模)・ファクター、バリュエーション・ファクターという3個のファクターに基づく株式リターンモデルである。

原理的には、マルチファクター・モデルを使うことで R^2 をもっと高くするこ

19) 小林孝雄、芹田敏夫(2009)107頁～110頁を参照。

20) 祝迫得夫他訳(2003)『ファイナンスのための計量分析』を参照した。

表3 市場モデルの推定結果：買手企業

R^2 自由度修正済み決定係数

証券コード	買手企業	業種	\bar{R}^2	$\hat{\alpha}$	t 値	$\hat{\beta}$	t 値
2261	明治乳業	食品	0.2467	0.0013	0.93	0.6490	7.99
5001	新日本石油	石油石炭製品	0.6363	-0.0003	-0.15	1.1823	18.36
6313	共立	機械	0.4251	0.0003	0.17	1.2453	11.89
6765	ケンウッド	電気機器	0.4750	-0.0003	-0.18	1.1216	13.08
8375	池田銀行	金融	0.4831	-0.0009	-0.79	0.9365	13.29
9654	コーエー	情報通信	0.3667	-0.0008	-0.73	0.6557	10.537
2476	テンプスタッフ	サービス	0.1985	0.0006	0.37	0.6917	6.91
1938	千歳電気工業	建設	-0.0008	-0.0003	-0.13	0.1001	0.94
7459	メディセオ・パル	商業	0.3656	-0.0002	-0.20	0.6054	10.49
8233	高島屋	商業	0.3779	-0.0013	-1.20	0.6470	10.76
8270	ユニー	商業	0.3301	-0.0004	-0.28	0.8923	9.73
8258	オーエムシーカード	金融	0.2744	-0.0017	-0.60	1.5594	8.56
8439	センチュリー・Leas	金融	0.5016	0.0028	1.40	1.5197	13.79
9005	東京急行電鉄	陸運	0.3283	-0.0007	-0.62	0.6896	9.66
1710	ジェイオーグループ	建設	-0.0008	-0.0001	-0.17	0.0448	0.92
2212	山崎製パン	食品	0.2042	0.0016	0.98	0.4850	7.09
7912	大日本印刷	その他製造	0.3015	0.0001	0.05	0.5594	9.06
6502	東芝	電気機器	0.5517	0.0005	0.36	1.1134	15.28
6752	パナソニック	電気機器	0.5504	0.0005	0.37	0.9413	15.32
8001	伊藤忠商事	商業	0.5705	0.0020	1.34	1.5097	16.21
8267	イオン	商業	0.5576	0.0006	0.33	1.0343	15.58
8473	SBI・HD	金融	0.5291	-0.0005	-0.32	1.4386	14.22
9435	光通信	情報通信	0.2844	0.0028	1.24	1.1119	8.70
9427	イー・アクセス	情報通信	0.1868	0.0008	0.47	0.6540	6.67
1942	関電工	建設	0.3890	0.0005	0.37	1.0338	11.07
4901	富士フイルムHD	化学	0.3663	0.0002	0.14	0.7794	10.44
4004	昭和電工	化学	0.5070	0.0010	0.69	1.0853	13.90
4535	大正製薬	化学	0.1300	0.0004	0.44	0.3440	5.49
6768	タムラ製作所	電気機器	0.4695	-0.0004	-0.26	1.1759	12.97
7739	キャノン電子	電気機器	0.5636	-0.0004	-0.31	1.0606	15.57
8154	加賀電子	商業	0.4059	-0.0008	-0.57	0.8953	11.41
2651	ローソン	商業	0.0261	0.0023	1.49	0.2142	2.46
7561	ハークスレイ	商業	0.1880	-0.0010	-0.83	0.4988	6.74
9861	吉野家HD	商業	0.2054	-0.0015	-1.51	0.4105	7.08
8306	三菱UFJ・F・G	金融	0.7160	0.0010	0.81	1.5324	21.85
9022	東海旅客鉄道	陸運	0.0901	0.0004	0.28	0.3776	4.46

M&A の株主価値向上効果推定に関する研究

表4 市場モデルの推定結果：ターゲット企業

証券コード	ターゲット企業	業種	\bar{R}^2	$\hat{\alpha}$	t 値	$\hat{\beta}$	t 値
2202	明治製菓	食品	0.2750	0.0007	0.71	0.5095	8.53
5016	新日鉱HD	石油石炭製品	0.6891	-0.0009	-0.53	1.3097	20.66
6320	新ダイワ工業	機械	0.1073	-0.0015	-0.52	0.7507	4.83
6792	日本ビクター	電気機器	0.171	0.0002	0.06	0.9680	6.31
8372	泉州銀行	金融	0.0463	-0.0012	-1.02	0.2382	3.18
9650	テコム	情報通信	0.2254	-0.0026	-1.12	0.9818	7.50
2324	ピープルスタッフ	サービス	0.0504	-0.0028	-1.82	0.2871	3.31
1957	保安工業	建設	0.1033	-0.0017	-0.90	0.4751	4.71
2784	アルフレッサ	商業	0.2348	0.0001	0.06	0.5424	7.68
8242	H2O・リテイリング	商業	0.3690	-0.0007	-0.52	0.7202	10.56
9859	ユーストア	商業	0.0538	-0.0000	-0.03	0.2560	3.39
8588	セントラルファイナンス	金融	0.2852	-0.0031	-1.26	1.3695	8.79
8579	東京リース	金融	0.5487	0.0020	1.18	1.4384	15.15
8197	東急ストア	商業	0.3137	-0.0009	-1.07	0.4993	9.34
7633	NESTAGE	商業	0.0666	-0.0046	-1.59	0.7747	3.81
2211	不二家	食品	0.4639	-0.0002	-0.11	0.7145	12.93
8236	丸善	商業	0.2358	-0.0009	-0.45	0.8878	7.68
6591	西芝電機	電気機器	0.2271	0.0013	0.53	1.0898	7.52
6764	三洋電機	電気機器	0.4690	0.0028	1.41	1.0924	13.03
8133	伊藤忠エネクス	商業	0.3802	-0.0008	-0.53	0.9886	11.04
2686	ツルヤ靴店	商業	-0.0168	0.0005	0.08	-0.02136	-0.15
2355	シーフォーテクノロジー	情報通信	0.1064	-0.0016	-0.41	1.1897	4.72
2799	ネクサス	商業	0.0078	-0.0017	-0.36	0.4123	1.57
3764	アッカ・ネットワークス	情報通信	0.0719	-0.0035	-1.46	0.5479	3.96
1777	川崎設備工業	建設	0.0444	0.0004	0.25	0.3409	3.14
4518	富山化学工業	化学	0.2848	0.0012	0.68	1.0530	8.69
4096	昭和炭酸	化学	0.2345	-0.0013	-1.34	0.3802	7.51
4517	ビオフェルミン製薬	化学	-0.0046	-0.0000	-0.00	0.0340	0.44
6876	光波	電気機器	0.1285	0.0021	0.77	0.8597	5.35
4727	アジアハシフィクスシステム	情報通信	-0.0057	0.0028	0.75	0.0334	0.18
3335	エー・ディー・エム	商業	0.1647	-0.0022	-1.00	0.7502	6.07
3338	九九プラス	商業	0.1196	0.0001	0.04	0.6529	5.15
3351	TRN コーポレーション	商業	0.0989	-0.0049	-2.07	0.6937	4.70
8216	どん	商業	0.0888	0.0004	0.26	0.4295	4.42
8572	アコム	金融	0.4190	0.0017	0.96	1.1974	11.72
7102	日本車輛製造	輸送用機器	0.4777	0.0027	1.64	1.2203	13.26

表5 記述統計量：決定係数と企業特性

((注) A：買手企業 T：ターゲット企業)

項目	決定係数		$\hat{\beta}$		発行株数 A(百万株)	発行株数 T(百万株)	時価総額 A(億円)	時価総額 T(億円)	特定者 A(%)	特定者 T(%)
	A	T	A	T						
平均	0.36	0.21	0.86	0.71	752	159	7820	584	47	58
中央値	0.37	0.17	0.89	0.72	197	33	1923	120	41	61
最小	-0.00	-0.02	0.04	-0.02	1	0	52	9	24	19
最大	0.72	0.69	1.56	1.44	10861	1872	81462	4195	80	87

表6 自由度修正済み決定係数と企業特性との相関係数

項目	買手企業	ターゲット企業
$\hat{\beta}$ 推定値	0.83	0.74
対数変換した発行済株数	0.58	0.61
時価総額	0.39	0.55
特定者持株比率	-0.53	-0.54

表7 業種別の自由度修正済み決定係数

業種	買手企業			ターゲット企業		
	サンプル数	平均値	中央値	サンプル数	平均値	中央値
建設	3	0.13	0.00	2	0.07	0.07
食品	2	0.23	0.23	2	0.36	0.36
サービス	1	0.33	0.33	1	0.05	0.05
化学	3	0.33	0.37	3	0.17	0.23
石油石炭	1	0.64	0.64	1	0.69	0.69
機械	1	0.43	0.43	1	0.11	0.11
電気機器	5	0.52	0.55	4	0.25	0.20
商業	9	0.34	0.37	13	0.16	0.12
その他製造	1	0.30	0.30	0		
輸送用機器	0			1	0.48	0.48
金融	5	0.50	0.50	4	0.32	0.35
陸運	2	0.21	0.21	0		
情報通信	3	0.28	0.28	4	0.09	0.07
合計	36	0.36		36	0.21	

とができるが、実際には、ファクターを追加しても R^2 はそれほど増えないといわれている²⁰⁾。

3.2 超過リターンの計測

(1) 株式公開買付 (TOB) に見るターゲット企業の CAR_i と買収プレミアムの関係
表8で2008年度(暦年)に発表された36組のM&Aについて、累積超過リターン CAR_i の推定結果を企業別に表示した。 $SCAR_i$ は、(27)式によって導かれた個別企業の CAR_i を標準化した変量であり、帰無仮説のもとで自由度 $T_i - 2$ の t 分布に従う。そして、企業ごとに、帰無仮説 (H_0) : $E(CAR_i) = 0$ を設定して仮説検定を行った。その結果、有意確率 p 値から読み取れるように、買手企業群では36社中9社(25%)が10%水準で有意であった。一方、ターゲット企業群では、それよりはるかに多い、36社中23社(64%)が10%水準で有意であった。

ターゲット企業群に統計的に有意な企業が多い理由は、取引形態がTOB(株式公開買付)の場合に有意な結果が得られる取引が多いからである。一方、買手企業はTOBの場合に p 値にバラツキが見られ、ターゲット企業のような傾向がない。表8は、横線で5つのグループに区切られているが、上から順に株式移転(持株会社設立)、合併、株式交換、第三者割当増資などを伴う買収、TOBという取引形態順で配置している。TOB取引形態のターゲット企業は、 p 値に注目すると12社中の11社で統計的に有意な CAR_i が得られている。TOBの取引プロセスでは、公開買付開始公告(取引発表)と同時にTOB価格が発表され買付け目標達成に必要な株式数が明確にされる。ターゲット企業の株価は迅速にTOB価格を反映する。そして、TOB価格は、業績不振なターゲット企業を救済し経営改善を図る場合を除き、通常は買収プレミアムが上乘せされる。表8のTOB群では、ターゲット企業の川崎設備工業とどんでディスカウント価格が発生している。川崎設備工業の場合は連続して無配中、どんは直前3期の決算で経常赤字計上という不芳な財務内容がTOB価格に影響した救済型M&Aのケースと推測される。TOBでは、取引発表日前日のターゲット企業の株価とTOB価格の差額の、取引発表日前日の株価に対する割合を買収プレミアムとしている。買収プレミアムを $PREM_i$ 、TOB価格を $Ptob_{it_i}$ と表わすと、

$$PREM_i = Ptob_{it_i} / p_{i(t_i-1)} - 1 \quad i = 1, \dots, N \quad t_i = \tau_i - 1, \tau_i, \tau_i + 1 \quad (39)$$

となる。買収プレミアムの存在が、ターゲット企業の CAR_i の分散を少なくし統計的有意性を高める関係にあるといえる。

(2) 異なる企業間での CAR_i の集計

最後に、買手企業群、ターゲット企業群全体の CAR の平均を求めた。そして M&A 発表企業の $SCAR_i$ の集計レベルでの有意性検定を行った。

区分	CAR_i の平均	$SCAR_i$ の合計	標準偏差	Z 値	p 値
買手企業	0.5991%	4.0188	6.0324	0.6662	0.2548
ターゲット企業	13.0531%	110.2796	6.0344	18.2750	0.0000

検定統計量 Z 値は (28) 式に基づき算出した。買手企業、ターゲット企業の Z 値は、それぞれ、0.6662、18.2750 となった。累積超過リターン CAR の単純平均は、買手企業については約 0.60% で統計的に有意ではない。ターゲット企業は、約 13.05% で統計的に有意である。株式市場は、平均的にみて、M&A による買手企業の株主価値向上効果は僅かにプラスとなるが、一方、ターゲット企業の株主価値については大幅に増加する可能性があり、M&A が買手企業よりもターゲット企業の株主の富に有利な取引であることを示唆している。

これは、多くの先行研究と一致する結果である。多くの実証研究によると、平均的にみてターゲット企業の株価は上昇することが確認されている。一方、買手企業の株価はほとんど変化しないことが示されてきた。株式市場は M&A が株主価値を生み出すと評価している。そして、M&A が生み出す株主価値の大半は、ターゲット企業の株主が受け取っている。通常の実物投資では、投資を行った企業が単独で価値を生み出す。投資の価値 (NPV) は、企業の株主に配分される。M&A では、ターゲット企業が育てた事業を買手企業が引き継ぐことになるため、ターゲット企業と買手企業の間で、価値配分を巡って駆け引きが生じることがある。双方の企業経営者が M&A を友好的に進めようとしても、M&A が生み出すであろう価値の配分 (買収プレミアムを算出する合併比率など) に対し株主が反対するケースも起こり得る。また、複数の買い手候補が絡んで買収価格が跳ね上がる買収合戦が起こることもある²¹⁾。

表 8 のみで全体的な傾向や特徴を見いだすことは無理があり、さらに多くのサンプルに基づく分析が今後必要となる。

21) 砂川、川北、杉浦 (2008)、第 6 章「M&A 戦略の理論と事例」、116 頁～118 頁を参照した。

4 終わりに

本稿では、M&A の発表前後の超過リターンに焦点を当て M&A の株主価値向上効果を測定した。シングルファクターの市場モデルを選択し、正常リターンのパフォーマンスを測定し、それをもとに超過リターンの推定を行った。統計分析では、株式リターンが同時正規で時間に関して独立かつ同一な分布に従うという仮定を置いた。この仮定から外れると、バイアスが生じる可能性がある。正規性の仮定は、有限標本に関する厳密な結果を得るのに重要である。しかし、検定統計量が比較的早く漸近分布に近づくため、イベント・スタディにとっては一般的にこのことは問題にならないといわれている²²⁾。

実証結果は、多くの先行研究同様、買手企業については、平均して統計的に有意でないがゼロに近いプラスを、ターゲット企業については有意なプラスの CAR_t をそれぞれ観測した。今後の課題は、M&A の経済的便益の検証である。その前段階として、本稿のイベント・スタディは、M&A の長期的な成果を正しく予測する手法として有意義であるといえる。

(筆者は、関西学院大学大学院商学研究科博士課程後期課程 2 年)

22) J. Y. Campbell *et al.* (著) (1997), 4.9.3、祝迫得夫ほか (訳) (2003) を参照した。

浅田克己

表8 累積超過リターンの推定結果

取引形態	買手企業	CAR	SCAR	p 値	ターゲット企業	CAR	SCAR	p 値
株式移転・持株会社	明治乳業	-0.0542	-1.5668	0.12	明治製菓	-0.0238	-0.9542	0.34
	新日本石油	0.1515	3.6045	0.00	新日鉱HD	0.1355	3.2748	0.00
	共立	0.0022	0.0508	0.96	新ダイワ工業	0.0738	1.1071	0.27
	ケンウッド	-0.0333	-0.9013	0.37	日本ビクター	-0.0893	-1.3484	0.18
	池田銀行	0.0272	1.0347	0.30	泉州銀行	0.0949	3.4145	0.00
	コーエー	-0.0777	-2.9137	0.00	テクモ	0.0154	0.2859	0.78
	テンブスタッフ	-0.0864	-2.0537	0.04	ビープスタッフ	0.2156	5.8241	0.00
合併	千歳電気工業	-0.0149	-0.3360	0.74	保安工業	0.1625	3.7586	0.00
	メディセオ・バル	0.0722	2.9026	0.00	アルフレッサ	0.0669	2.1415	0.03
	高島屋	-0.0665	-2.3004	0.02	H2Oリテイリング	0.0402	1.0828	0.28
	ユニー	-0.0126	-0.3382	0.74	ユーストア	0.0909	2.9512	0.00
	OMCカード	0.1322	1.9371	0.05	セントラルファイナンス	0.3109	5.2989	0.00
	センチュリー・L・S	0.0150	0.3204	0.75	東京リース	0.0132	0.3303	0.74
株式交換	東京急行電鉄	-0.1115	-3.9571	0.00	東急ストア	0.1512	7.1711	0.00
	ジェイオーグループ	-0.0159	-0.9663	0.34	NESTAGE	-0.0572	-0.8284	0.41
買収・第三者割当増資等	山崎製パン	-0.0190	-0.4670	0.64	不二家	0.1520	4.6449	0.00
	大日本印刷	0.0123	0.4774	0.63	丸善	0.0475	0.9835	0.33
	東芝	0.0183	0.5956	0.55	西芝電機	0.0909	1.4882	0.14
	パナソニック	0.0213	0.5961	0.55	三洋電機	0.4259	8.7966	0.00
	伊藤忠商事	-0.0538	-1.4527	0.15	伊藤忠エネクス	-0.0004	-0.0157	0.99
	イオン	0.0145	0.3563	0.72	ツルヤ靴店	0.0864	1.0388	0.30
	SBI・HD	-0.0026	-0.0717	0.94	シーフォー・T	0.1570	1.7802	0.08
	光通信	0.0178	0.3330	0.74	ネクサス	0.0384	0.3507	0.73
	イー・アクセス	-0.0142	-0.3506	0.73	アッカ・ネットワークス	0.0954	1.6483	0.10
TOB	関電工	0.0553	1.5455	0.12	川崎設備工業	-0.0778	-1.8689	0.06
	富士フィルム	0.0142	0.5411	0.59	富山化学工業	0.2420	5.5888	0.00
	昭和電工	0.0151	0.4464	0.66	昭和炭酸	0.3317	15.1957	0.00
	大正製薬	-0.0063	-0.2851	0.78	バイオフェルミン製薬	0.1588	5.5915	0.00
	タムラ製作所	0.0421	1.1778	0.24	光波	0.1600	2.5173	0.01
	キャノン電子	0.0677	2.2121	0.03	アジアパシフィックS	0.3146	3.5110	0.00
	加賀電子	-0.0102	-0.3072	0.76	エー・ディー・エム	0.3617	7.0213	0.00
	ローソン	-0.0308	-0.8466	0.40	九九プラス	0.1644	3.1072	0.00
	ハークスレイ	-0.0145	-0.5200	0.60	TRNコーポレーション	0.3090	5.3712	0.00
	吉野家HD	0.0249	1.0256	0.31	どん	-0.0530	-1.2959	0.20
	三菱UFJフィナンシャルG	0.1213	4.0885	0.00	アコム	0.1437	3.3417	0.00
	東海旅客鉄道	-0.0228	-0.6338	0.53	日本車輛製造	0.2933	7.4865	0.00

付録 A 分散の不偏推定量

本稿 2.2 節で扱った $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ の不偏推定量は、 $E(\widehat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$ が満足されるため、推定ウィンドウの残差の分散を表わす (9) 式、すなわち、

$$\widehat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \frac{1}{T_i - 2} \sum_{t=1}^{T_i} \widehat{\varepsilon}_{it_i}^2$$

によって求められる。その証明は以下の通りである。

市場モデルの定式化および最小二乗法による回帰分析のための仮定については、2.2 節と同様に再掲した (3) 式から (7) 式を適用する。数式の記号は、2.2 節を参照されたい。

$$\begin{aligned} R_{it_i} &= \alpha_i + \beta_i R_{mt_i} + \varepsilon_{it_i} & t_i = 1, \dots, T_i \quad i = 1, \dots, N \\ E(\varepsilon_{it_i}) &= 0 \\ \text{Var}(\varepsilon_{it_i}) &= \sigma_{\varepsilon_i}^2 (> 0; \text{一定}) \\ \text{Cov}(\varepsilon_{it_i}, \varepsilon_{is_i}) &= 0 \quad t_i \neq s_i \quad t_i, s_i = 1, \dots, T_i \\ \text{Cov}(\varepsilon_{it_i}, R_{mt_i}) &= 0 \quad t_i = 1, \dots, T_i \quad i = 1, \dots, N \end{aligned}$$

$$\bar{\varepsilon}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \varepsilon_{it_i} \quad (40)$$

$$\bar{R}_{mi} = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} R_{mt_i} \quad (41)$$

さらに確定的変数 ω_{1it_i} 、 ω_{2it_i} を定義する。

$$\omega_{1it_i} = \frac{R_{mt_i} - \bar{R}_{mi}}{\sum_{t=1}^{T_i} (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2} \quad (42)$$

$$\omega_{2it_i} = \frac{1}{T_i} - \omega_{1it_i} \bar{R}_{mi} \quad (43)$$

$$\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} = 0 \quad (44)$$

$$\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{2it_i} = 1 \quad (45)$$

$$\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i}^2 = \frac{1}{\sum_{t=1}^{T_i} (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2} \quad (46)$$

さて、最小二乗推定値 $\widehat{\alpha}_i$ 、 $\widehat{\beta}_i$ は、 ω_{1it_i} と ω_{2it_i} に関する性質を用いて次のように表す。

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}_i &= \sum_{t=1}^{T_i} \omega_{2it_i} R_{it_i} \\ &= \alpha_i + \sum_{t=1}^{T_i} \omega_{2it_i} \varepsilon_{it_i}\end{aligned}\quad (47)$$

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_i &= \sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} R_{it_i} \\ &= \beta_i + \sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} \varepsilon_{it_i}\end{aligned}\quad (48)$$

回帰の残差 $\hat{\varepsilon}_{it_i}$ は、これらをもとにして、

$$\begin{aligned}\hat{\varepsilon}_{it_i} &= R_{it_i} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt_i}) \\ &= (\alpha_i - \hat{\alpha}_i) + (\beta_i - \hat{\beta}_i) R_{mt_i} + \varepsilon_{it_i} \\ &= \varepsilon_{it_i} - \sum_{t=1}^{T_i} \omega_{2it_i} \varepsilon_{it_i} - \left(\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} \varepsilon_{it_i} \right) R_{mt_i} \\ &= \varepsilon_{it_i} - \bar{\varepsilon}_i - \left(\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} \varepsilon_{it_i} \right) (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})\end{aligned}\quad (49)$$

と表せる。確定的変数 ω_{1it_i} 、 ω_{2it_i} の性質を用いて、残差平方和 $\sum_{t=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_{it_i}^2$ は、

$$\begin{aligned}\sum_{t=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_{it_i}^2 &= \sum_{t=1}^{T_i} (\varepsilon_{it_i} - \bar{\varepsilon}_i)^2 - 2 \left(\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} \varepsilon_{it_i} \right) \left(\sum_{t=1}^{T_i} (\varepsilon_{it_i} - \bar{\varepsilon}_i) (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi}) \right) + \left(\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} \varepsilon_{it_i} \right)^2 \left(\sum_{t=1}^{T_i} (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2 \right) \\ &= \sum_{t=1}^{T_i} (\varepsilon_{it_i} - \bar{\varepsilon}_i)^2 - \left(\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} \varepsilon_{it_i} \right)^2 \left(\sum_{t=1}^{T_i} (R_{mt_i} - \bar{R}_{mi})^2 \right)\end{aligned}\quad (50)$$

となるので、(50) 式の期待値をとると、(50) 式の右辺の2つの項について、

$$\begin{aligned}\mathbb{E} \left(\sum_{t=1}^{T_i} (\varepsilon_{it_i} - \bar{\varepsilon}_i)^2 \right) &= \mathbb{E} \left(\sum_{t=1}^{T_i} \varepsilon_{it_i}^2 - T_i \bar{\varepsilon}_i^2 \right) \\ &= (T_i - 1) \sigma_{\varepsilon_i}^2\end{aligned}\quad (51)$$

$$\mathbb{E} \left(\sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i} \varepsilon_{it_i} \right)^2 = \sigma_{\varepsilon_i}^2 \sum_{t=1}^{T_i} \omega_{1it_i}^2 \quad (52)$$

となるから、式を整理すると、

$$\begin{aligned}\mathbb{E} \left(\sum_{t=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_{it_i}^2 \right) &= (T_i - 1) \sigma_{\varepsilon_i}^2 - \sigma_{\varepsilon_i}^2 \\ &= (T_i - 2) \sigma_{\varepsilon_i}^2\end{aligned}\quad (53)$$

従って、

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \frac{1}{T_i - 2} \sum_{t=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_{it_i}^2$$

となる。すなわち (9) 式は、

$$E(\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad (54)$$

を満たすから $\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2$ の不偏推定量であることが分かる²³⁾。

23) 杉原 (2014) 第 7 章 7.3 節を参照している。

参考文献

- [1] 砂川伸幸、川北英隆、杉浦秀徳 (2008) 『日本企業のコーポレートファイナンス』、日本経済新聞出版社.
- [2] 井上光太郎、加藤英明 (2006) 『M&A と株価』、東洋経済新報社.
- [3] 岩田暁一 (1983) 『経済分析のための統計的方法, 第2版』、東洋経済新報社.
- [4] 薄井彰編著 (2001) 『バリュー経営のM&A投資』、中央経済社. 薄井彰, 第3章「株主価値とM&A」.
- [5] 小林孝雄、芹田敏夫 (2009) 『新・証券投資論 (1) -理論篇-』、日本経済新聞出版社.
- [6] 杉原左右一 (2014) 『統計学 -増補第3版-』、晃洋書房.
- [7] Bradley, M., A. Desai, and E. H. Kim (1988), Synergistic gain from corporate acquisitions and their division between the stockholders of target and acquiring firms, *Journal of Financial Economics*, Vol.21, No.1, pp.3-40.
- [8] Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A. C. MacKinlay (1997), *The econometrics of financial markets*, Princeton University Press.
(祝迫得夫他訳 (2003) 『ファイナンスのための計量分析』、共立出版. 第4章「イベント・スタディ分析」.)
- [9] Lintner, J. (1965), The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics*, pp.13-37.
- [10] MacKinlay, A. C. (1997), Event Studies in Economics and Finance, *Journal of Economic Literature*.
- [11] Patell, J. M. (1976), Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior : Empirical tests, *Journal of Accounting Research*, Vol.14, pp.246-276.
- [12] Roll, R., (1986), The hubris hypothesis of Corporate takeovers, *Journal of Business*, Vol.59, pp.197-216.
- [13] Sharpe, W. (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, Vol.19, pp.425-442.
- [14] Shleifer, A., and R. W. Vishny, (1989), Managerial entrenchment: The case of manager-specific investments, *Journal of Financial Economics*, Vol.25, pp.123-139.

M&A の株主価値向上効果推定に関する研究

[15] M&A 専門雑誌(2009、2月号)『MARR』、レコフデータ.

[16] 『日経会社情報』、日本経済新聞社.