

企業再編における経営者の利益調整行動と 短期株価リターンの関係

重 本 洋 一*

目 次

1. はじめに
2. 先行研究と仮説の設定
3. 企業再編の公表に対する短期株価異常リターンの影響に関するリサーチ・デザイン
4. 企業再編の公表による短期株価異常リターンの影響に関する分析結果
5. 再編企業における経営者の利益調整行動と短期株価異常リターンの関連性に関するリサーチ・デザイン
6. 再編企業における経営者の利益調整行動と短期株価異常リターンの関連性に関する分析結果
7. おわりに（分析結果のまとめと総合的解釈）

1. は じ め に

本論の目的は、企業再編における利益調整と日本の株式市場の短期株価リターンの関係について実証的に分析することである。具体的には、以下のような点について分析をする。第一に、企業再編の公表前後で短期の株式リターンが異常な動きを見せるかどうかについて検証する。特に、現金を対価とする取引（TOB）と株式を対価とする取引（株式交換）にサンプルを分け、さらに、株式を対価とする取引（株式交換）をグループ外取引とグループ内取引に分け、対価の支払い手段によって、企業再編というイベントに対して株式市場は、それぞれ異なる反応を見せるのかどうかについてイベント・スタディの方法によって検証して行く。第二に、企業再編公表後の短期異常収益率と経営者の利益調整

行動との関係を検証する。短期株価の形成過程において経営者の利益調整行動はどのように反映されていくのかについて、短期株価異常収益率を被説明変数とし裁量の会計発生高および他のコントロール変数を説明変数とした回帰モデルを設定し、実証的に分析して行く。

重本（2011）の裁量の会計発生高の分析では、現金を対価とする（TOB）再編企業の経営者は、企業再編公表前に利益増加型利益調整を行っているという結果を得た。それでは、この結果と短期株価収益率との関連性はどのようなものなのか。そして、その他の取引形態との違いがあるのだろうか。これらの点について検証して行くことが本論の中心的な課題でもある。

後述するように、アメリカの先行研究では、総じて企業再編公表は短期株式市場にマイナスの異常リターンをもたらすという研究が多い。しかし、日本の先行研究では、企業再編公表は短期株式市場にプラスの異常リターンをもたらしていることを報告している研究が多い。本論は日本の再編企業を分析対象とするので、日本の先行研究で報告されている結果を再度検証し直し、本論の第二の分析の前提となる分析を行う。

また、近年のアメリカを中心とする海外の先行研究では、経営者の利益調整行動が企業再編公表後の株価の低迷をもたらす要因の一つであるとする研究が多く見られる。あるいは、近年の日本の先行研究でも、経営者の利益調整行動が企業再編公表後の株価の下落をもたらす要因の一つであるとする報告が少数ながら存在す

* 広島経済大学経済学部准教授

る¹⁾。経営者の利益調整行動が短期株価の下落をもたらすかを検証することが、本論の第二の主要テーマとなる。

重本（2011）で見たように、株式を対価として企業再編を行う場合であろうと現金を対価とする企業再編を行う場合であろうと、再編企業の経営者は、利益増加型の利益調整を行う動機を持つと考えることが可能である。株式交換比率や合併比率は、その企業の株価や業績に基づいて決定されるため、経営者は、この株式交換比率や合併比率を少しでも有利な条件で行うために、利益調整を行い、事前に株価を引き上げようとするかもしれない。現金を対価とする企業再編においても、買収企業の経営者は、多額のキャッシュを調達する必要があるため、会計利益の数値が良好な状態の方が都合がよい。そのために、経営者が利益調整を行い、会計利益をかさ上げする動機を有することは十分想定可能である。このような場合、市場は経営者の利益調整行動を株価にどのように反映させるのであろうか。本論において検証して行く。

本論の構成は以下のとおりである。続く第2節では、先行研究のサーベイと仮説の設定をする。2.1では、企業再編の公表に対する短期株価リターンの動きについての先行研究のサーベイと仮説の設定を、2.2では、再編企業における経営者の利益調整行動と短期株価異常リターンとの関連性についての先行研究のサーベイと仮説の設定を行う。第3節と第4節で、企業再編の公表に対する短期株価異常リターンの影響に関するリサーチ・デザインと分析結果を示し、第5節と第6節で再編企業における経営者の利益調整行動と短期株価異常リターンとの関連性に関するリサーチ・デザインと分析結果を示す。第7節では、本論の分析結果の総合的な解釈を示す。

2. 先行研究と仮説の設定

本論での基本的論点をもう一度整理すると、

①企業再編における短期株式市場の反応を検証すること、②再編企業における経営者の利益調整と短期株価リターンとの関連性について検証すること、である。この論点に沿って、本節では、本論の実証分析に関連する内外の先行研究を整理する。そして、その先行研究を参考に本論での検証仮説を設定する。

2.1 企業再編の公表に対する株式市場の反応

企業再編の公表に対する株式市場の反応に関する研究は、国内外を問わず多数の業績が蓄積されてきた。この業績の内、多くの研究がイベント・スタディの手法を使用した研究である。イベント・スタディの手法を使用した研究を大まかに分けるならば、企業再編の公表周辺日の異常リターンを調査する短期の分析と、公表日以降の数カ月から数年の範囲で異常リターンを調査する長期の分析がある。本小節では、短期の分析の先行研究を中心に整理・検討して行く。

アメリカの先行研究では、企業再編の公表がマイナスの異常リターンをもたらすことを報告する業績が多い。Jensen and Ruback（1983）は、短期の異常リターン分析についてユニークな検証を行っている。1950年代以降1970年代までの先行研究を調査し、それらの研究の結果をサンプル数によって加重平均し、企業再編の公表に対する全体的な株式市場の反応を調査している。結果として、合併の公表日とその1日前の2日間での異常リターンは加重平均でみて-0.05%であり、公表日以後1カ月での異常リターンは+1.37%であり、公表日から取引が成立した日までの間の異常リターンは-1.77%であった。1990年代に入ってからアメリカの企業を分析対象とした研究が増大しており、例えば、Franks et al（1991）、Kaplan and Weisbach

(1992), Sirower (1997), Andrade et al (2001) などがある。Franks et al (1991) は、1975年から1984年の間に公表された合併および買収399件をサンプルとして分析を行い、公表日前後11日間で異常リターンが -1.02% になることを報告している。Kaplan and Weisbach (1992) は、1971年から1982年の間に公表された合併および買収271件をサンプルとして分析を行い、公表日前後11日間で異常リターンが -1.49% になることを報告している。また、Sirower (1997) は、1979年から1990年の間に公表された合併およびTOBをサンプルとして分析を行い、公表日前後11日間で異常リターンが -2.3% になることを指摘している。Andrade et al (2001) では、1973年から1998年の間に公表された合併およびTOB、3,688件をサンプルとして分析を行い、公表日前後3日間で異常リターンが -0.7% になることを指摘している。このように、アメリカの多くの研究では、短期異常リターンがマイナスになることを明らかにしている。

一方日本の先行研究では、その多くが短期異常リターンはプラスになることを指摘している。例えば、初期の研究では、伊藤 (1989) や Pettway and Yamada (1986) がある。伊藤 (1989) は、1971年から1987年の間に公表された合併29件をサンプルとして分析を行い、公表日とその1日前の2日間で異常リターンが $+1.15\%$ になることを報告している。Pettway and Yamada (1986) は、1977年から1984年の間に公表された合併50件をサンプルとして分析を行い、公表日前後の3日間で異常リターンが $+0.82\%$ になることを報告している。また、1990年代を分析期間とした研究では、薄井 (2001)、井上 (2002)、井上・加藤 (2003) などがある。薄井 (2001) は1989年から1999年の合併・買収128件をサンプルとし、公表日前後の3日間で異常リターンが $+1.62\%$ になることを、井上 (2002) は1990年から2002年の合併・買収

137件をサンプルとし、公表日前後の3日間で異常リターンが $+1.51\%$ になることを、井上・加藤 (2003) は1990年から2002年の合併・買収137件をサンプルとし、公表日前後の3日間で異常リターンが $+1.4\%$ になることを指摘している。また、近年の研究では、松尾・山本 (2006) がイベント・スタディの手法を丁寧に解説した後、1977年から2004年の長期間にわたる合併・買収731件をサンプルとし、公表日前後の3日間で異常リターンが $+0.67\%$ になることを指摘している。支払い対価の種類と短期の株式市場の反応に関する研究として、井上 (2004)、井上・加藤 (2004) が代表的な業績である。彼らは、1990年から2002年までの間で合併・買収をした企業をサンプルとし、そのサンプルを株式を対価とした取引と現金を対価とした取引に分別して、それぞれ短期(公表日前後3日間)と長期(公表日後36カ月間)の異常リターンを観測した。短期では、異常リターンは、株式を対価とした取引が $+1.78\%$ 、現金を対価とした取引が $+0.05\%$ となり、長期では、株式を対価とした取引が $+9\% \sim 26\%$ 、現金を対価とした取引が $-70\% \sim +1\%$ となった。これは、日本の企業再編においては、株式を対価とした取引の方が現金を対価とした取引よりも総じて高い異常リターンを獲得していることを示すものである。ちなみに、アメリカでの支払い対価の種類と短期の株式市場の反応に関する研究は多数存在するものの、多くの先行研究では株式を対価とする取引が現金を対価とする取引よりも低い異常リターンを獲得しているという報告が多い。例えば、Andrade et al (2001) では、1973年から1998年までの間で買収を行った案件(株式を対価とした取引2,194件、現金を対価とした取引1,494件)をサンプルとし、公表日前後3日間で、株式を対価とした取引の異常リターンが -1.5% 、現金を対価とした取引 $+0.4\%$ となった。先行研究を整理・検討した結果、アメリカでは、

短期の異常リターンは株式を対価とした取引が、現金を対価とした取引よりも低く、日本では、株式を対価とした取引が、現金を対価とした取引よりも高いという傾向が強いということが言えそうである。

以上のような先行研究を参考として、本論では、日本の企業再編を分析対象とすることから、以下の検証仮説を設定する。

仮説①企業再編の公表はプラスの短期異常リターンをもたらす。

仮説②株式を対価とした取引の方が現金を対価とした取引よりも高い短期異常リターンをもたらす。

次に、松尾・山本（2006）は、出資関係のある企業の買収の方が、出資関係の無い企業の買収のよりも、短期異常リターンが低いことを指摘している。松尾・山本（2006）のように、日本の企業再編で株式を対価とした取引のうち、グループ外取引とグループ内取引の株価リターンを対象とした分析では、グループ外取引の方がグループ内取引よりも高い異常リターンを獲得している傾向があるとされている。その理由として、井上・加藤（2004）では、買収プレミアムの存在を指摘している。既に支配関係が存在しているグループ内取引よりも、支配関係の無いグループ外取引の方が買収にあたってより多くの買収金額を支払う（買収プレミアム）ことは、想像に難くないであろう。

以上のような観点からして、本論では、日本の企業再編を分析対象とすることから、以下の検証仮説を設定する。

仮説③株式を対価とした取引の内、グループ外取引の方がグループ内取引よりも高い短期異常リターンをもたらす。

2.2 再編企業における経営者の利益調整行動と株価反応の関連性

企業再編における株価反応と経営者の利益調整行動との関連性に関する研究は、それほど多くない。その中でも、アメリカにおいて代表的な研究は Louis（2004）である。Louis（2004）は、アメリカにおける1992年から2000年までの再編企業373件（現金を対価とする取引137件、株式を対価とする取引236件）をサンプルとして、短期の異常リターンおよび長期の異常リターンと短期裁量的会計発生高の関係を検証している。結果として、株式を対価とする取引では短期の異常リターンの一部と長期の異常リターンと裁量的会計発生高の間に統計的にマイナスの有意な関係を見出しており、現金を対価とする取引ではいずれも有意な関係を確認していない。また、最近では Guo et al.（2007）で、長期の異常リターンと裁量的会計発生高の間にマイナスで有意な関係があることを報告している。

一方、日本の先行研究では、浅野他（2007）は1999年から2004年までに株式交換を公表した企業290社をサンプルにして、短期異常リターンと裁量的会計発生高の関連性を分析しているが、統計的に有意な関係を見出すに至っていない。また、北川（2008）では2001年から2006年までの間で株式を対価とする取引119件をサンプルに、北川（2009）では2003年から2007年までの間で合併もしくは株式交換を公表した上場企業138件をサンプルに、それぞれ分析を行った。その結果、両業績とも短期異常リターンと裁量的会計発生高の間では有意な関係は見いだせなかったが、長期異常リターンと裁量的会計発生高の間ではマイナスで有意な関係を確認している。

先行研究での主要なポイントは、再編企業の経営者の利益調整行動が株価の形成に反映される時間的な長さである。短期的な観点からは、公表時点において、経営者と投資家の間には情

報の非対称性が存在するため、利益調整の実態を詳細に把握することは困難なのではないかという推論が容易に成り立つ。しかし Louis (2004) は研究結果の解釈の一つとして、投資家は、経営者が企業再編の公表前に自社に有利なように利益増加型利益調整を行うことを先験的に認識しており、企業再編が公表された時点で利益調整の持続性の困難さから、その反動として将来の会計利益が減少するという予測の下、短期的に株式市場で株価にマイナスの反応をするのではないかということを指摘する。他方、北川 (2009) が指摘するように、たとえ、公表時点で投資家が利益調整の存在を認識していたとしても、利益調整の具体的内容・金額などまで正確に評価することができなければ、株価への反応は即座に生じると言うよりも、一定期間のラグの後に生じる可能性もある。さらには、投資家は公表日周辺での利益調整の存在を全く認識できず、その後長期の間に公表される様々な情報（決算情報や当該企業の経営実態など）から追随的に利益調整の影響を認識し、長期間経過後に株価に反映させるという想定も可能である。ただし、この場合、先行研究で行われているような1年から数年といった長期の異常リターンの変動が、企業再編公表前の利益調整が原因であるということを特定することは、その他の株価への影響要因を排除しなければならないという欠点をもつと考えられる。したがって、本論では短期の異常リターンと利益調整の関係のみを検証するにとどめる。以上の観点から、本論では、以下の検証仮説を設定する。

仮説④企業再編公表前に利益増加型利益調整を行った企業ほど、マイナスの短期異常リターンをもたらす。

さらに、本論の前節でみたようにサンプルを分類した分析を行ってきた。本節の仮説④の検

証に伴って、このサンプル毎に分析を行って、それぞれ違いがあるのかどうかという点についても、追加的に考察して行きたい。

3. 企業再編の公表に対する短期株価異常リターンの影響に関するリサーチ・デザイン

本節では、前節で設定した検証仮説①、②、③を検証するために、企業再編公表の株価収益率への影響を株価のイベント・スタディによって行う。イベント・スタディでは、株価に何らかの影響を及ぼすと考えられるイベントが生じた日およびその前後の決められた期間の当該企業の収益率から、イベントが生じなかったときに予想される収益率（正常収益率）を差し引いた収益率（異常収益率）を中心に分析を進めることになる。異常収益率が有意に大きいあるいは小さいのであれば、イベントが株価収益率に影響を与えていることになる。以下の小節で具体的に見て行く。

3.1 サンプルとデータ

本論の短期異常リターンに関する分析対象のサンプルは、1999年から2007年までの間で、株式交換および現金を対価とする支払いによって買収や合併など企業再編をした日本国内の買収側（存続側）の企業合計511社²⁾であり、そのうち、分析に必要な日次株価データが取得可能であった企業である。当該企業の日時株価データは『東洋経済 株価 CD-ROM』および『yahoo ファイナンス』から取得し、必要な加工を行った。なお、現金を対価とした取引は TOB による取引で、株式を対価とする取引は広い意味での株式交換取引で表すこととする。

3.2 企業再編の公表に対する短期異常リターンの算出方法

イベント・スタディによる分析を行うにあ

たって、決めなければならないのは、イベントの株価収益率に対する影響を観察する期間（イベント・ウィンドウ）である。本論では、企業再編を公表した日をイベント日とし、これを0日とする。この日の前後-10日から+10日をイベント・ウィンドウとした。

3.2.1 株式の収益率

株式の収益率については以下の式を使用した。

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} \quad \dots \textcircled{1}$$

R_{it} : t 日の個別銘柄 i の収益率, P_{it} : t 日の個別銘柄 i の株価, P_{it-1} : t-1 日の個別銘柄 i の株価

3.2.2 正常収益率の推定, 異常収益率の算定 異常収益率を式であらわすと

$$AR_{it} = R_{it} - E[R_{it} | X_t] \quad \dots \textcircled{2}$$

となる。AR (Abnormal Return) は、異常収益率を表す。R はリターンを、X は正常収益率を求めるにあたっての条件を示している。本論では、その X の条件である正常収益率を推定するために以下のマーケット・モデルを使用する³⁾。

この場合のマーケット・モデルとは、イベントの影響を受けていない期間において当該企業の株式収益率をマーケット・ポートフォリオの収益率に回帰させて求められたパラメータの推定値を使って正常収益率の算出を行うものである。本論では、このための期間（推定期間）をイベント日を基準にして、-50日から-250日の200日間としている。また、マーケット・ポートフォリオの代替指標として TOPIX の日次収益率を使用している。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad \dots \textcircled{3}$$

③式がそのモデルである。 R_{mt} はマーケット・ポートフォリオの収益率, α, β_i は企業 i について推定されたマーケット・モデルの切片と傾きであり, ε_{it} は残差である。この推定された $\alpha,$

β を使って、イベント・ウィンドウの正常収益率を求める。したがって、企業 i の異常収益率 AR_{it} を算定するためには、残差を求めればよいことになる。

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad \dots \textcircled{4}$$

④式において $t = -10$ から $t = +10$ までの各日について求めることとなる。

3.2.3 AR の集計

企業再編というイベントが、株主価値に対して平均するとどのような効果を与えるのかを考察するため、イベント・ウィンドウの各日において企業の株価収益率を横断面的に集計して平均値を求める。これを AAR (Average Abnormal Return) とする。(N はサンプル数である。)

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_i \quad \dots \textcircled{5}$$

また、この AAR が時系列でどのように変動するのかを考察するために、イベント・ウィンドウの期間 ($t=t_1 \sim t=t_2$) にわたって累積を行う。これを CAAR (Cumulative Average Abnormal Return) とする。本分析の場合-10日から+10日までの間の11日間の各日の CAAR を求めるとともに、-10日から+10日までの間の11日間 CAAR, -3日から+3日までの間の7日間 CAAR, -1日から+1日までの間の3日間の CAAR を求めて分析にあたっている。

$$CAAR_t = \sum_{t_1}^{t_2} AAR_t \quad \dots \textcircled{6}$$

3.2.4 統計的検定

本論では、イベントによって株価が影響を受けたかどうかを統計的に検定する、つまり、帰無仮説「平均異常収益率は0、イベントの株価への影響はない」を検定するために、Campbell, Lo, Mackinlay [祝迫他訳] (2003) および松尾・山本 (2006) に従って、パラメトリックな t 検定を行う⁴⁾。

4. 企業再編の公表による短期株価異常リターンへの影響についての分析結果

本節では、前節で設定した検証仮説①、②、③に沿って、企業再編の公表による短期異常リターンへの影響についての分析結果を検討して

行く。仮説の検証に先立って、図1に全サンプル、各サンプル別に-10日から+10日のCAARの推移のグラフを示しておく。これを見ると、全てのサンプルで公表日を境にCAARが上昇し、その後下落している傾向が見られる。企業再編の公表によってプラスのリターンが生ずる

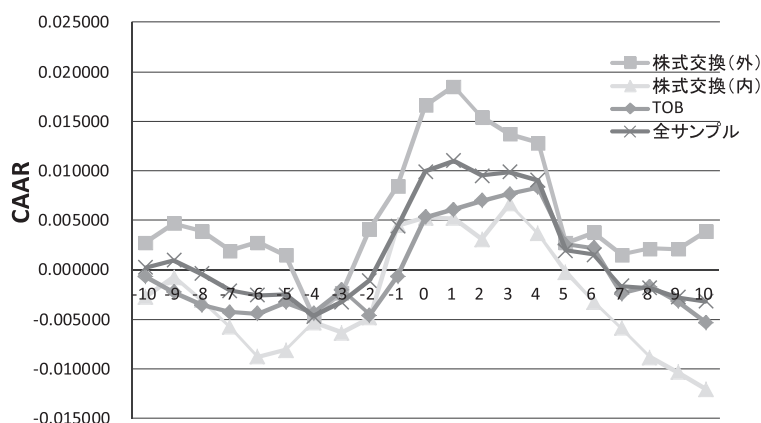


図1 各サンプルのCAARの推移（-10日～+10日）

表1 全サンプルのAAR（平均超過収益率）とCAAR（平均累積超過リターン）の平均値と検定結果（-10日～+10日）

イベント日数	AAR	t 値	CAAR	t 値
-10	0.0003	0.1688	0.0003	0.1688
-9	0.0007	0.4917	0.0010	0.4577
-8	-0.0013	-0.8708	-0.0003	-0.1184
-7	-0.0017	-1.2291	-0.0020	-0.7126
-6	-0.0005	-0.3077	-0.0025	-0.7412
-5	0.0000	0.0216	-0.0025	-0.6475
-4	-0.0022	-1.2621	-0.0047	-1.1357
-3	0.0015	1.0089	-0.0032	-0.7025
-2	0.0021	1.4242	-0.0010	-0.2242
-1	0.0054	2.6685 ***	0.0044	0.8979
0	0.0056	2.3892 **	0.0100	1.8817 *
1	0.0011	0.5948	0.0111	1.9767 **
2	-0.0015	-0.7809	0.0095	1.6666 *
3	0.0004	0.2484	0.0100	1.7234 *
4	-0.0009	-0.4989	0.0091	1.4548
5	-0.0071	-1.9631 *	0.0020	0.2714
6	-0.0004	-0.2456	0.0016	0.1980
7	-0.0032	-1.8331 *	-0.0016	-0.2028
8	-0.0002	-0.1381	-0.0018	-0.2179
9	-0.0009	-0.5347	-0.0027	-0.3249
10	-0.0004	-0.3010	-0.0031	-0.3722

注) ***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意。

傾向があることが視覚的に確認できる。

それでは、仮説①について検証して行く。表1では、全サンプルの公表日の前後10日、計21日間のAARとCAARの平均値の時系列推移を示したものである。AARでは公表日に5%水準でプラスに有意となっており、公表日の前日には1%水準でプラスに有意な結果が出ている。

表2 公表日前から公表日後にかけてのCAAR（全サンプル）

	平均値	t 値
(-10, 10)	-0.0031	-0.3722
(-3, 3)	0.0383	1.2546
(-1, 1)	0.0121	3.4830***

注) ***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意。

(-10, 10) 公表日10日前から10日後

(-3, 3) 公表日3日前から3日後

(-1, 1) 公表日1日前から1日後

CAARに着目すると、公表日に10%水準でプラスに有意、公表日1日後は5%水準でプラスに有意、公表日2日後と3日後で10%水準でプラスに有意な結果が出ている。公表日前に再編の情報が漏れることはよくあることであると考え、AARが公表日1日前に有意な結果が出ていることは、それほど不思議ではない。AARで

表3 公表日から公表日後5日間にかけてのCAAR（全サンプル）

イベント日数	平均値	t 値
0	0.0056	2.3892**
1	0.0066	2.2906**
2	0.0051	1.5858*
3	0.0055	1.6910*
4	0.0047	1.2385
5	-0.0024	-0.4544

注) ***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意。

表4 各サンプル別のAAR（平均異常収益率）の平均値と検定結果（-10日～+10日）

イベント日数	TOB	t 値	株式交換 (グループ外)	t 値	株式交換 (グループ内)	t 値
-10	-0.0006	-0.2513	0.0028	0.8937	-0.0027	-0.9519
-9	-0.0016	-0.6142	0.0019	0.7731	0.0020	0.7086
-8	-0.0013	-0.4274	-0.0008	-0.3195	-0.0024	-1.0658
-7	-0.0007	-0.2975	-0.0020	-0.8208	-0.0027	-1.2726
-6	-0.0001	-0.0685	0.0008	0.3010	-0.0030	-0.9604
-5	0.0011	0.4839	-0.0013	-0.4191	0.0007	0.1709
-4	-0.0011	-0.4326	-0.0061	-2.0493**	0.0028	0.7829
-3	0.0023	1.0942	0.0023	0.9335	-0.0011	-0.3261
-2	-0.0025	-1.2272	0.0064	2.3060**	0.0015	0.5779
-1	0.0039	1.5845	0.0044	1.4127	0.0093	1.6964*
0	0.0060	1.8712*	0.0081	1.8967*	0.0008	0.1735
1	0.0008	0.2693	0.0020	0.6406	0.0000	-0.0087
2	0.0009	0.2617	-0.0031	-0.9294	-0.0021	-0.7113
3	0.0007	0.2608	-0.0017	-0.5879	0.0036	1.3794
4	0.0007	0.2974	-0.0009	-0.2586	-0.0030	-1.0914
5	-0.0057	-2.3574**	-0.0101	-1.2072	-0.0039	-1.3376
6	-0.0004	-0.1703	0.0010	0.2906	-0.0030	-0.9843
7	-0.0046	-1.4753	-0.0023	-0.7926	-0.0026	-0.9593
8	0.0007	0.3364	0.0006	0.2309	-0.0030	-0.9669
9	-0.0015	-0.6985	-0.0001	-0.0190	-0.0015	-0.5332
10	-0.0021	-1.0188	0.0018	0.6634	-0.0017	-0.6785

注) ***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意。

見ると公表日で統計的に有意であり、CAARでは、公表日後の3日間統計的に有意な結果が観測できたということは、全サンプルの観測結果を21日間の時系列で見る限り企業再編の公表は、公表日から短期間（数日）プラスの異常リターンをもたらすことが見て取れる。表2は全サンプルの公表日前後、それぞれ、-10日から+10日まで、-3日から+3日まで、-1日から+1日までの期間のARを累積した値（CAR）の平均値CAARを示したものである。表2によると、-1日から+1日までの期間のARを累積した値（CAR）の平均値CAARが10%水準でプラスに有意となっている。表3は公表日を起点として5日目までのCAARを示したものであるが、公表日と翌日が5%水準でプラスに有意となっており、3日後と4日後が10%水準でプラスに有意になっている。以上の結果から、全

サンプルで見る限り、企業再編の公表は、公表日を含めて数日間は異常リターンをもたらすと結論付けることができる。したがって、本章の仮説①を支持する結果が得られたと言えるであろう。この結果は、日本の先行研究の結果と整合的である。

次に仮説②および仮説③について検証して行く。表4、表5は、分類されたサンプルの公表日の前後10日、計21日間のAARとCAARの平均値の時系列推移を示したものである。表4のTOBのAARでは公表日に10%水準でプラスに有意となっており、株式交換（グループ外）では公表日2日前に5%水準でプラスに有意に、公表日に10%水準でプラスに有意な結果が出ている。株式交換（グループ内）では公表日前日に10%水準でプラスに有意な結果が出ている。表5のCAARに着目すると、TOBと株式交換

表5 各サンプル別のCAAR（平均累積異常収益率）の平均値と検定結果（-10日～+10日）

イベント日数	TOB	t 値	株式交換 (グループ外)	t 値	株式交換 (グループ内)	t 値
-10	-0.000636	-0.2513	0.002817	0.8937	-0.002654	-0.9519
-9	-0.002191	-0.6099	0.004757	1.1747	-0.000689	-0.1932
-8	-0.003485	-0.7551	0.003973	0.8484	-0.003041	-0.8264
-7	-0.004231	-0.8245	0.002018	0.4192	-0.005744	-1.3175
-6	-0.004378	-0.7031	0.002802	0.5156	-0.008740	-1.6023
-5	-0.003231	-0.5708	0.001532	0.2368	-0.008069	-1.0375
-4	-0.004304	-0.7751	-0.004582	-0.5950	-0.005269	-0.7167
-3	-0.001983	-0.3357	-0.002271	-0.2793	-0.006320	-0.6843
-2	-0.004505	-0.7534	0.004154	0.5090	-0.004789	-0.5106
-1	-0.000581	-0.0944	0.008533	1.0621	0.004544	0.3721
0	0.005386	0.8063	0.016650	1.8297*	0.005305	0.4325
1	0.006150	0.8374	0.018609	1.9324*	0.005276	0.4239
2	0.007012	0.9031	0.015501	1.5764	0.003140	0.2496
3	0.007703	0.9914	0.013773	1.3275	0.006730	0.5740
4	0.008388	1.0047	0.012899	1.1334	0.003700	0.2996
5	0.002650	0.3112	0.002785	0.1882	-0.000169	-0.0131
6	0.002262	0.2734	0.003827	0.2385	-0.003200	-0.2320
7	-0.002341	-0.2654	0.001559	0.1003	-0.005812	-0.4127
8	-0.001630	-0.1858	0.002204	0.1309	-0.008767	-0.6198
9	-0.003126	-0.3416	0.002140	0.1290	-0.010273	-0.6764
10	-0.005238	-0.5613	0.003896	0.2334	-0.012019	-0.7696

注) ***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意。

(グループ内)では、いずれの日にも有意な数値が出ていない。株式交換(グループ外)では公表日と公表1日後に10%水準でプラスに有意な数値が出ている。表6は、各サンプルの公表日前後、それぞれ、-10日から+10日まで、-3日から+3日まで、-1日から+1日までの期間のARを累積した値(CAR)の平均値CAARを示したものである。これを見ると、TOBでは、-3日から+3日まで、-1日から+1日

までの期間で5%水準でプラスに有意な結果が出ている。株式交換(グループ外)では、-1日から+1日までの期間で5%水準でプラス有意な結果が出ている。TOBは、表5では有意な結果が出ていないものの、表6の結果を採用して、公表後に異常リターンが検出されたと判断する。株式交換(グループ外)は、表5、表6ともにプラスの異常リターンが検出されたとすることができる⁵⁾。株式交換(グループ内)で

表6 公表日前から公表日後にかけてのCAAR(各サンプル別)

	TOB	t 値	株式交換(外)	t 値	株式交換(内)	t 値
(-10, 10)	-0.0052	-0.5613	0.0039	0.2334	-0.0120	-0.7696
(-3, 3)	0.0120	2.1073**	0.0138	1.2662	0.0139	0.1842
(-1, 1)	0.0107	2.1123**	0.0145	2.5862**	0.0101	1.2659

注) ***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意。

(-10, 10) 公表日10日前から10日後

(-3, 3) 公表日3日前から3日後

(-1, 1) 公表日1日前から1日後

表7 各サンプル間のCAAR(平均累積異常収益率)の平均値の差の検定結果(-10日~+10日)

イベント日数	TOB-株式交換(グループ外)	t 値	株式交換(外)-株式交換(内)	t 値
-10	-0.0035	-0.8321	0.0055	1.1852
-9	-0.0069	-1.2605	0.0028	0.4928
-8	-0.0075	-1.1241	0.0063	1.0035
-7	-0.0062	-0.8862	0.0047	0.7320
-6	-0.0072	-0.8725	0.0058	0.7792
-5	-0.0048	-0.5434	0.0009	0.0965
-4	0.0003	0.0283	-0.0074	-0.7130
-3	0.0003	0.0277	-0.0012	-0.1127
-2	-0.0087	-0.8277	0.0026	0.2435
-1	-0.0091	-0.8741	-0.0008	-0.0712
0	-0.0113	-0.9653	0.0113	0.7505
1	-0.0125	-0.9981	0.0133	0.8469
2	-0.0085	-0.6591	0.0124	0.7717
3	-0.0061	-0.4537	0.0070	0.4347
4	-0.0045	-0.3091	0.0092	0.5240
5	-0.0001	-0.0076	0.0030	0.1369
6	-0.0016	-0.0820	0.0070	0.3009
7	-0.0039	-0.2074	0.0074	0.3221
8	-0.0038	-0.1911	0.0110	0.4498
9	-0.0053	-0.2638	0.0124	0.5071
10	-0.0091	-0.4537	0.0159	0.6430

注) ***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意。

表8 各サンプル間の CAAR（平均累積異常収益率）の平均値の差の検定結果

イベント日数	TOB－株式交換（グループ外）	t 値	株式交換（外）－株式交換（内）	t 値
(-10, 10)	-0.0091	-0.4537	0.0159	0.6430
(-3, 3)	-0.0629	-0.9704	0.0611	0.6345
(-1, 1)	-0.0038	-0.4965	0.0044	0.4626

注) ***, **, * は、それぞれ 1 %, 5 %, 10 %水準で有意。

(-10, 10) 公表日10日前から10日後

(-3, 3) 公表日3日前から3日後

(-1, 1) 公表日1日前から1日後

は、いずれの表の結果で有意な数値が出ていないことから、異常リターンが検出されなかったと判断できる。さて、仮説②と仮説③について表7、表8に基づいて検証してみる。表7は各サンプルの公表日の前後10日、計21日間のCAARの平均値の差の検定を、TOBと株式交換（グループ外）、株式交換（グループ外）と株式交換（グループ内）で行ったものであるが、いずれも有意な結果が出ていない。表8は10日から+10日まで、-3日から+3日まで、-1日から+1日までの期間のARを累積した値（CAR）の平均値CAARの差の検定を、TOBと株式交換（グループ外）、株式交換（グループ外）と株式交換（グループ内）で行ったものであるが、これも有意な結果が出ていない。以上の結果をまとめると、TOBと株式交換（グループ外）でプラスの異常リターンが観測されたものの、各サンプル間の差は統計的に支持されなかった。したがって、仮説②と仮説③を支持する結果は得られなかった。これは、多くの先行研究とは異なる結果であると言える。

5. 再編企業における経営者の利益調整行動と短期株価異常リターンの関連性に関するリサーチ・デザイン

本節の目的は、本論の2つ目の分析課題である、再編企業における経営者の会計行動が短期株価の形成にどのような影響を与えているのか、あるいは影響を与えていないのかを考察していくことである。特に、2節で設定した仮説④の

検証をして行くことが分析の主要な対象である。また、経営者の会計行動に関しては、重本（2011）において裁量的会計発生高を算出し、経営者がどのような利益調整行動を行うかを分析した。その結果、現金を対価とする（TOB）再編企業の経営者は、企業再編公表前に利益増加型利益調整を行っているという結果を得た。それでは、この結果と短期株価収益率との関連性はどのようなものなのか。そして、その他の取引形態との違いがあるのだろうか。本節では、仮説④の検証だけではなく、さらに踏み込んで、このような点にも分析の視点をおいて行くこととする。

5.1 回帰モデル

以下では、短期株価の形成と経営者の利益調整行動の関連性を分析するため、前章で得られた裁量的会計発生高のデータを使い、累積異常収益率（CAR）を被説明変数に裁量的会計発生高とその他のコントロール変数を説明変数にした回帰分析を行い、仮説④とこれらの疑問を検証して行く。以下で、そのモデルについての詳細を示すこととする。

回帰式の基本モデルは、以下の⑦式のとおりである。被説明変数に累積異常リターンを、説明変数に公表直前期の裁量的会計発生高を含む回帰式を設定し、両者の関連性を分析していく。

$$CAR_i = \alpha_0 + \beta_1 DAC_i + \varepsilon_i \quad \cdots ⑦$$

被説明変数のCARは、それぞれCAR1が公

表日前日から翌日にかけての3日間の異常累積収益率を、CAR3が公表日3日前から3日後にかけての7日間の異常累積収益率を、CAR10が公表日10日前から10日後にかけての21日間の異常累積収益率を示す。

DACは公表日の直前の決算期の財務データで算出した裁量的会計発生高である。これは、重本(2011)ですでに算出した結果を使用する。仮説④を検証するためには、このDACの係数が有意にマイナスの値を取れば、仮説④は支持されたということになる。また、DACは前章で見たように、Jonesモデルを基本とした4つの推計モデル、Jonesモデル、修正Jonesモデル、CFO Jonesモデル、修正CFO Jonesモデルによって算出された数値を使用している。したがって、この基本モデルは、3つの被説明変数CARにそれぞれ4種類の説明変数DACが対応している。

さらに、上述のように、本論での分析は、サンプル企業の支払い形態に応じて、現金を対価とする取引(TOB)と株式を対価とする取引(株式交換)に分け、さらに株式を対価とする取引(株式交換)をグループ外取引とグループ内取引に分けて考察を加える。したがって、各サンプルのグループごとに回帰分析を行うことになる。

次に、再編企業の短期株価形成に影響を与えらるゝと考えられる、その他のコントロール変数について、既存理論や先行研究などを参考にして、以下のように設定する。

第一に、企業規模に関する変数である。当然のことながら、買収(存続)企業の規模が大きければ大きいほど、被買収(消滅)企業の相対的規模は小さくなり、逆に買収(存続)企業の規模が小さければ小さいほど、被買収(消滅)企業の相対的規模は大きくなる。ということは、買収(存続)企業の規模は、買収のし易さ、ひいては買収プレミアムに影響を与えらるゝと考える

ことができる。例えば、Scanlon et al (1989)は、被買収(消滅)企業との相対的關係において、買収(存続)企業の規模と取引後のリターンは有意にマイナスであることを確認している。本分析では、これらの点を考慮して、買収(存続)企業の総資産の対数値を、規模を示す変数としてSIZEという記号で表すこととする。

第二に、規律付けに関する変数である。Jensen (1986)によれば、何らかの規律付けが経営者に働かなければ、経営者は正味現在価値がマイナスの投資を行いうるため、経営者と株主の間で利害対立が生じる。これを解消する一つの方法は、負債契約である。金融機関からの負債契約に基づいた規律付けによって、この利害対立が解消するということは、負債が多ければ企業価値を増大させるということを表している。例えば、薄井(2001)などは、日本の買収(存続)企業の経営陣に対する外部モニタリング効果に対する研究の中で、メインバンクによるモニタリング、外部規律付けが、企業再編後の株価にプラスの効果を及ぼすことなどが確認されている。そこで、ここでは、これらをコントロールする変数として負債比率(負債合計÷資本合計)をDERとして定義する。ただし、この負債比率は、大きくなればなるほど、倒産確率を増大させる可能性や負債による資金調達が困難になる可能性も考慮に入れておかねばならない。

第三に、経営効率性に関する変数である。企業再編から期待される最大の効用は、経営改善効果である。買収(存続)企業の経営効率が高ければ高いほど、被買収(消滅)企業を組み込んだ後の経営改善効果も高くなると考えられる。したがって、買収(存続)企業の経営効率性が高いほど、再編後のリターンは高くなると予想される(Lang et al (1989), Servaes (1991), 北川(2008))。そこで、経営効率性に関する変数としてROA(事業利益÷総資産)を設定す

る。ただし、変数設定の際、ROA が将来も一定であると仮定している。

以上の変数の定義に基づいて、以下のような回帰モデルを設定し、分析を行う。

回帰モデル

$$CAR1_i = \alpha_0 + \beta_1 DAC_i + \beta_2 SIZE_i + \beta_3 DER_i + \beta_4 ROA_i + \varepsilon_i \quad \dots \textcircled{8}$$

$$CAR3_i = \alpha_0 + \beta_1 DAC_i + \beta_2 SIZE_i + \beta_3 DER_i + \beta_4 ROA_i + \varepsilon_i \quad \dots \textcircled{9}$$

$$CAR10_i = \alpha_0 + \beta_1 DAC_i + \beta_2 SIZE_i + \beta_3 DER_i + \beta_4 ROA_i + \varepsilon_i \quad \dots \textcircled{10}$$

累積異常収益率 = $\alpha_0 + \beta_1$ 裁量的会計発生高 + β_2 Log (総資産) + β_3 負債比率 + β_4 事業利益による ROA + ε

5.2 サンプルとデータ

本分析のサンプルは、1999年から2007年までの間で、株式交換および現金を対価とする支払いによって買収や合併など企業再編をした日本国内の買収側（存続側）の企業、合計475社である。サンプルは次の要件に基づいて抽出した。第一に、1999年から2007年までの間に、株式もしくは現金のいずれかを対価とする企業再編の実施を公表した企業であること。第二に、当該企業が銀行業に属してないこと。第三に、分析

に必要な当該企業の財務諸表に関するデータが入手可能なこと。

第一の要件は、レコフ社の「日本企業のM&A データブック 1985-2007」（以下「データブック」）に基づいて識別した。本論では、買収の場合は買収側企業を、合併の場合は存続会社のみを分析対象としているが、「データブック」で対価の支払い側として掲載されている企業を分析対象企業と判断してサンプルとしている。また、支払対価の種類の識別は、株式を対価とする企業再編は「データブック」で株式交換⁶⁾として分類・掲載されている企業を、現金を対価とする企業再編は「データブック」でTOB⁷⁾として分類・掲載されている企業として判断している。さらに、本論では、株式交換はグループ外とグループ内に分けて分析を行っているが、基本的に「データブック」の分類に従った。ただし、どちらのグループに分類されていようと、企業再編の内容、再編企業の特徴から判断して、当該グループに分類することが極めて疑わしい場合は、サンプルから除外している。第二の要件は、銀行業の財務諸表が他業種のそれと大きく異なり、本論の分析には適さないデータであるためである。第三の要件は、本論の分析上、数年間の財務数値が必要となり、データが入手困難な企業が少数ながら存在した

表9 基本統計量（現金（TOB））

	CAR1	CAR3	CAR10	SIZE	DER	ROA
平均値	0.0107	0.0120	-0.0052	11.6921	2.3771	0.0710
中央値	0.0060	0.0020	-0.0065	11.4994	1.2744	0.0576
最大値	0.1781	0.1890	0.2629	16.1584	22.6028	0.6405
最小値	-0.1623	-0.1347	-0.2816	6.0088	0.0331	-0.3110
標準偏差	0.0514	0.0581	0.0952	2.1248	3.2897	0.0885
	DAC (J)	DAC (修正 J)	DAC (CFOJ)	DAC (修正 CFO)		
平均値	0.0819	0.0723	-0.0432	0.0156		
中央値	0.0400	0.0338	-0.0287	0.0068		
最大値	1.2226	1.1734	0.7515	2.0281		
最小値	-1.1291	-1.1187	-0.6744	-1.7271		
標準偏差	0.2989	0.2818	0.1766	0.3757		

表10 基本統計量（株式交換（グループ外））

	CAR1	CAR3	CAR10	SIZE	DER	ROA
平均値	0.0145	0.0749	0.0039	10.4028	2.1257	0.0548
中央値	0.0102	-0.0132	-0.0020	10.0128	1.0065	0.0476
最大値	0.3299	2.7609	0.6421	16.2356	23.4065	0.4005
最小値	-0.1391	-1.7937	-1.1398	4.7875	0.0429	-0.6629
標準偏差	0.0622	0.6591	0.1858	2.4433	3.4400	0.1269

	DAC (J)	DAC (修正 J)	DAC (CFOJ)	DAC (修正 CFO)
平均値	0.0000	0.0000	-0.0148	-0.0105
中央値	-0.0040	-0.0016	-0.0236	-0.0019
最大値	0.8471	0.8378	0.6811	0.4217
最小値	-0.6197	-0.6298	-0.6659	-0.8931
標準偏差	0.1952	0.1948	0.1676	0.1598

表11 基本統計量（株式交換（グループ内））

	CAR1	CAR3	CAR10	SIZE	DER	ROA
平均値	0.0101	0.0139	-0.0120	12.3451	3.3291	0.0395
中央値	0.0025	0.0254	-0.0136	12.7351	2.0473	0.0389
最大値	0.2558	2.5018	0.2879	16.6788	24.1369	0.1911
最小値	-0.2893	-2.4673	-0.5153	6.1137	0.1495	-0.3110
標準偏差	0.0684	0.6485	0.1343	2.0778	3.8639	0.0546

	DAC (J)	DAC (修正 J)	DAC (CFOJ)	DAC (修正 CFO)
平均値	0.0000	0.0000	-0.0604	0.0000
中央値	0.0060	0.0012	-0.0576	-0.0008
最大値	0.5300	0.6339	0.6346	0.3238
最小値	-0.7575	-0.6735	-0.4779	-0.3365
標準偏差	0.1560	0.1556	0.1515	0.0868

注) DAC (J) は Jones モデルによる裁量的会計発生高
 DAC (修正 J) 修正 Jones モデルによる裁量的会計発生高
 DAC (CFOJ) CFOJones モデルによる裁量的会計発生高
 DAC (修正 CFO) 修正 CFOJones モデルによる裁量的会計発生高

ためである。必要な財務データは、「日経 NEEDS 財務データ」および「企業財務データベース eol」より収集した。また、原則として連結財務諸表の数値を使用しているが、個別財務諸表のみを提出している企業については、その数値を使用している。なお、株価データについては、3.1を参照のこと。各変数の基本統計量は、表9、表10、表11に分類されたサンプル毎に示している。株価、および各比率の指標は少数表示であり、企業規模（SIZE）は、総資産の自然対数値で示している。基本統計量を見る限

り、分析データに大きな欠陥はなく、分類されたサンプル間でもそれほど偏った数値は見られない。

6. 再編企業における経営者の利益調整行動と短期株価異常リターンの関連性に関する分析結果

本節では、5節で行った分析の結果をまとめ、仮説④の検証および5節で提示した問題点について考察して行く⁸⁾。

表12、表13、表14、表15は、現金を対価とす

表12 現金を対価とする（TOB）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	-0.0325	-0.9418	-0.0143	-0.3693	-0.1361	-2.0991**
DAC	0.0101	0.4310	-0.0071	-0.2721	-0.0056	-0.1265
SIZE	0.0038	1.3084	0.0020	0.6050	0.0099	1.8088*
DER	-0.0004	-0.2483	0.0008	0.4644	0.0022	0.7925
ROA	-0.0415	-0.7639	-0.0216	-0.3545	0.0431	0.4225
N	180		180		180	
Adjusted R ²	-0.0165		0.0318		0.0139	

注) 表は Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。
 被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。
 被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。
 被説明変数 CAR10 は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。
 その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表13 現金を対価とする（TOB）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（修正 Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	-0.0326	-0.9442	-0.0137	-0.3530	-0.1352	-2.0847**
DAC	0.0096	0.3969	-0.0131	-0.4831	-0.0148	-0.3274
SIZE	0.0038	1.3100	0.0019	0.5868	0.0098	1.7925*
DER	-0.0004	-0.2461	0.0008	0.4639	0.0022	0.7927
ROA	-0.0418	-0.7697	-0.0212	-0.3472	0.0436	0.4279
N	180		180		180	
Adjusted R ²	-0.0168		0.0299		0.0149	

注) 表は修正 Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。
 被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。
 被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。
 被説明変数 CAR10 は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。
 その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

る（TOB）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高の関連性の分析結果である。1 表ごとに上式⑧、⑨、⑩式に基づいた推計結果を 3 つに区分して示しており、その表が、各裁量的会計発生高の推計モデル（Jones モデル、修正 Jones モデル、CFO Jones モデル、修正 CFO Jones モデル）ごとに 4 つの表に分類して示されている。以降の分析は、全て同じ表示方法である。

まず、現金を対価とする（TOB）再編企業の短期異常収益率（CAR1、CAR3、CAR10）と裁量的会計発生高（DAC）の関係、つまり、仮説④を検証して行く。表12、表13ではいずれの CAR 対しても DAC は有意な数値となっていない。しかし、CFO Jones モデルによる DAC を説明変数とした表14では、CAR1 に対して10%水準でマイナスに有意な係数が、CAR3 に対して 5%水準でマイナスに有意な係数が観察され

表14 現金を対価とする（TOB）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（CFO Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	-0.0412	-1.2026	-0.0266	-0.6938	-0.1356	-2.0696**
DAC	-0.0570	-1.8182*	-0.0707	-2.0187**	0.0055	0.0919
SIZE	0.0042	1.4773	0.0027	0.8280	0.0099	1.8019*
DER	-0.0003	-0.1964	0.0009	0.5317	0.0022	0.7886
ROA	-0.0542	-1.0071	-0.0374	-0.6227	0.0443	0.4307
N	180		180		180	
Adjusted R ²	0.0182		0.0131		0.0138	

注）表は CFO Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。

被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR10 は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。

その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1 %, 5 %, 10%水準で有意であることを示す。

表15 現金を対価とする（TOB）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（修正 CFO Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	-0.0332	-0.9714	-0.0180	-0.4820	-0.1374	-2.1222**
DAC	-0.0671	-1.3447	-0.1453	-2.6741***	-0.0399	-0.4231
SIZE	0.0038	1.3319	0.0023	0.7165	0.0100	1.8315*
DER	-0.0003	-0.1887	0.0009	0.5970	0.0022	0.8101
ROA	-0.0460	-0.8536	-0.0315	-0.5366	0.0404	0.3953
N	180		180		180	
Adjusted R ²	0.0019		0.0450		0.0157	

注）表は修正 CFO Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。

被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR10 は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。

その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1 %, 5 %, 10%水準で有意であることを示す。

る。CAR10に対しては、有意な数値となっていない。修正 CFO Jones モデルによる DAC を説明変数とした表15では、CAR3 に対して 1 %水準で有意な係数がでており、その他には、有意な数値は見られない。本分析では、日本企業では CFO Jones モデルと修正 CFO Jones モデルの説明力が比較的高いという先行研究（須田・首藤（2001））にしたがって、表14と表15の結

果を採用する。結果として、企業再編公表後のごく短期（1日～3日）で DAC は CAR にマイナスの効果を及ぼしていると判断することができる。現金を対価とする（TOB）再編企業の経営者による利益調整は、再編公表後、すぐに株価にマイナスの効果を及ぼし、その後すぐにその影響は無くなると推察できる。よって、現金を対価とする（TOB）再編企業のサンプルでは、

再編公表後のごく短期において、仮説④は支持されると考えられる。さらに、重本（2011）で得られた分析結果の「現金を対価とする（TOB）再編企業の経営者は、利益増加型の利益調整を行っている」と、この分析結果を総合的に考察すると以下のような結論に達する。まず、経営者は、企業再編前にキャッシュを調達するため利益増加型の利益調整を行い、次にその利益増加型の利益調整は、再編公表後すぐに市場に反

映され、短期の株価を引き下げようような影響を与える。その他の変数では、全ての表において、CAR10 と SIZE が10%水準でプラスに有意な関係がある。これは、当初の想定とは逆の関係となっている。

次に、表16、表17、表18、表19の株式を対価とする（株式交換）再編企業（グループ外）をサンプルとした分析結果を考察して行く。まず、株式を対価とする（株式交換）再編企業（グ

表16 株式を対価とする（株式交換：グループ外）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.0318	1.0868	0.3530	1.2272	0.1615	1.9459*
DAC	0.0204	0.6025	0.0795	0.2393	0.0946	0.9869
SIZE	-0.0017	-0.6063	-0.0249	-0.8990	-0.0138	-1.7251*
DER	0.0017	0.7316	-0.0135	-0.5840	-0.0039	-0.5878
ROA	-0.0494	-1.0775	-0.6729	-1.4946	-0.2656	-2.0451**
N	193		193		193	
Adjusted R ²	-0.0165		-0.0005		0.0514	

注) 表は Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。被説明変数 CAR10 は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表17 株式を対価とする（株式交換：グループ外）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（修正 Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.0318	1.0840	0.3526	1.2258	0.1615	1.9455*
DAC	0.0180	0.5308	0.0660	0.1978	0.0943	0.9795
SIZE	-0.0017	-0.6029	-0.0248	-0.8972	-0.0138	-1.7240*
DER	0.0017	0.7253	-0.0136	-0.5874	-0.0039	-0.5898
ROA	-0.0497	-1.0838	-0.6741	-1.4974	-0.2669	-2.0549**
N	193		193		193	
Adjusted R ²	-0.0173		-0.0006		0.0513	

注) 表は修正 Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。被説明変数 CAR10 は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表18 株式を対価とする（株式交換：グループ外）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（CFO Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.0313	1.0627	0.3382	1.1725	0.1630	1.9508*
DAC	0.0006	0.0159	-0.1731	-0.4769	0.0582	0.5538
SIZE	-0.0016	-0.5818	-0.0236	-0.8511	-0.0138	-1.7206*
DER	0.0016	0.6874	-0.0146	-0.6312	-0.0042	-0.6264
ROA	-0.0499	-1.0874	-0.6734	-1.4972	-0.2686	-2.0617**
N	193		193		193	
Adjusted R ²	-0.0201		0.0012		0.0452	

注) 表は CFO Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。

被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR10 は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。

その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表19 株式を対価とする（株式交換：グループ外）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（修正 CFO Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.0312	1.0658	0.3497	1.2215	0.1589	1.9089*
DAC	0.0027	0.0513	-0.5023	-0.9678	0.0671	0.4445
SIZE	-0.0016	-0.5830	-0.0242	-0.8797	-0.0135	-1.6880*
DER	0.0016	0.6895	-0.0160	-0.6940	-0.0041	-0.6156
ROA	-0.0500	-1.0881	-0.6670	-1.4879	-0.2691	-2.0644**
N	193		193		193	
Adjusted R ²	-0.0201		0.0081		0.0442	

注) 表は修正 CFO Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。

被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR10 は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。

その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

グループ外）の短期異常収益率（CAR1, CAR3, CAR10）と裁量的会計発生高（DAC）の関係、つまり、仮説④を検証して行く。表16, 表17, 表18, 表19の全てにおいて CAR 対して DAC は有意な数値となっていない。よって、株式を対価とする（株式交換）再編企業（グループ外）のサンプルでは、仮説④を支持することはできない。重本（2011）の分析結果では、株式を対

価とする（株式交換）再編企業（グループ外）の経営者が利益増加型の利益調整を行っている証拠は確認できなかった。本分析の結果を総合的に解釈すると、経営者は再編公表前に利益調整を行わず、したがって、その後の株価にも影響を与えないということが言える。その他の変数では、全ての表において CAR10 と SIZE が 10%水準でマイナスに有意な係数が、CAR10と

ROA が5%水準でマイナスに有意な係数が観測される。前者は当初の想定のとおり、企業規模が大きければ大きいほど公表後の株価にマイナスの関係があり、後者は当初の予定とは全く逆の符号となっている。

次に、表20、表21、表22、表23の株式を対価とする（株式交換）再編企業（グループ内）をサンプルとした分析結果を考察して行く。まず、株式を対価とする（株式交換）再編企業（グ

ループ内）の短期異常収益率（CAR1、CAR3、CAR10）と裁量的会計発生高（DAC）の関係、つまり、仮説④を検証して行く。表20、表21、表22、表23ではいずれのCAR対してもDACは有意な数値となっていない。よって、株式を対価とする（株式交換）再編企業（グループ内）のサンプルでは、仮説④を支持することはできない。重本（2011）の分析結果では、株式を対価とする（株式交換）再編企業（グループ内）

表20 株式を対価とする（株式交換：グループ内）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.0287	0.3998	0.4614	0.6671	0.1175	0.8297
DAC	0.0661	1.2362	0.0800	0.1552	0.0112	0.1063
SIZE	-0.0021	-0.3776	-0.0311	-0.5911	-0.0089	-0.8294
DER	0.0012	0.4775	-0.0090	-0.3869	-0.0005	-0.1012
ROA	0.0841	0.3169	-0.9370	-0.3663	-0.4195	-0.8009
N	102		102		102	
Adjusted R ²	-0.0335		-0.0562		-0.0492	

注）表は Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。被説明変数 CAR3 は、公表日3日前から公表日後3日間にかけての累積異常リターンをしめす。被説明変数 CAR10は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。その他の定義は本章5節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表21 株式を対価とする（株式交換：グループ内）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（修正 Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.0351	0.4890	0.4722	0.6863	0.1224	0.8695
DAC	0.0467	0.8707	0.0330	0.0642	-0.0223	-0.2127
SIZE	-0.0025	-0.4506	-0.0319	-0.6071	-0.0093	-0.8682
DER	0.0010	0.4104	-0.0092	-0.3947	-0.0005	-0.1031
ROA	0.0654	0.2449	-0.9581	-0.3748	-0.4206	-0.8041
N	102		102		102	
Adjusted R ²	-0.0473		-0.0566		-0.0486	

注）表は修正 Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。被説明変数 CAR3 は、公表日3日前から公表日後3日間にかけての累積異常リターンをしめす。被説明変数 CAR10は、公表日10日前から公表日後10日間にかけての累積異常リターンをしめす。その他の定義は本章5節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表22 株式を対価とする（株式交換：グループ内）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（CFO Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.0450	0.6240	0.5299	0.7749	0.1337	0.9588
DAC	0.0323	0.5807	0.4425	0.8377	0.1166	1.0825
SIZE	-0.0030	-0.5567	-0.0335	-0.6454	-0.0094	-0.8916
DER	0.0008	0.3359	-0.0119	-0.5085	-0.0012	-0.2559
ROA	0.0605	0.2255	-1.0659	-0.4190	-0.4511	-0.8698
N	102		102		102	
Adjusted R ²	-0.0550		-0.0438		-0.0282	

注）表は CFO Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。

被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR10 は、公表日 10 日前から公表日後 10 日間にかけての累積異常リターンをしめす。

その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1 %, 5 %, 10% 水準で有意であることを示す。

表23 株式を対価とする（株式交換：グループ内）再編企業の短期異常リターンと裁量的会計発生高（修正 CFO Jones モデル）の関連性

被説明変数 CAR1			被説明変数 CAR3		被説明変数 CAR10	
説明変数	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
C	0.0347	0.4819	0.4533	0.6586	0.1112	0.7908
DAC	0.0802	0.8430	0.2896	0.3185	0.1049	0.5645
SIZE	-0.0025	-0.4479	-0.0304	-0.5796	-0.0084	-0.7878
DER	0.0008	0.3469	-0.0098	-0.4204	-0.0007	-0.1548
ROA	0.0952	0.3539	-0.8596	-0.3343	-0.3873	-0.7371
N	102		102		102	
Adjusted R ²	-0.0481		-0.0548		-0.0436	

注）表は修正 CFO Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な説明変数として分析を行った結果である。

被説明変数 CAR1 は、公表日前日から公表日翌日にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR3 は、公表日 3 日前から公表日後 3 日間にかけての累積異常リターンをしめす。

被説明変数 CAR10 は、公表日 10 日前から公表日後 10 日間にかけての累積異常リターンをしめす。

その他の定義は本章 5 節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ 1 %, 5 %, 10% 水準で有意であることを示す。

の経営者が利益増加型の利益調整を行っている証拠は確認できなかった。本分析の結果と総合的に解釈すると、経営者は再編公表前に利益調整を行わず、したがって、その後の株価にも影響を与えないということが本サンプルについても言える。その他の変数では、有意な数値となっているものは無い。

7. おわりに（分析結果のまとめと総合的解釈）

本論では、主に 2 つの分析を行った。最後に、本節ではその分析結果を総合して、この結果の経済的解釈を行っていく。

4 節の企業再編の公表による短期株価リターンへの影響についての分析結果では、全サンプ

ルの分析で、短期累積異常リターンはプラスで有意となり、現金を対価とする（TOB）再編企業と株式を対価とする（株式交換）再編企業（グループ外）でも、短期累積異常リターンはプラスで有意となった。つまり、株式を対価とする（株式交換）再編企業（グループ内）以外は、再編公表は株価にプラスの効果を持つことが分かった。また、TOBと株式交換（グループ外）でプラスの異常リターンが観測されたものの、各サンプル間の差は統計的に支持される数値は観測できなかった。したがって、本章の検証仮説①は支持されるものの、仮説②、仮説③は支持されなかった。

次に、6節の経営者の利益調整行動と短期株価リターンの関連性についての分析結果では、経営者の利益増加型の利益調整は、現金を対価とする（TOB）再編企業については、株価にマイナスの効果が見られ、その他のサンプルには、株価に効果が無いことが分かった。したがって、本論の検証仮説④については、現金を対価とする（TOB）再編企業のサンプルに限り、支持される結果となった。

以上の本論での分析結果と重本（2011）での分析結果⁹⁾を総合的に考えると、以下のような解釈が成り立つのではないであろうか。

まず、現金を対価とする（TOB）再編企業だけが再編公表前に利益増加型の利益調整を行っているということは、重本（2011）での検証仮説に背景にあった、以下のような観点を肯定するものである可能性が高い。すなわち、現金を対価とする場合、買収側の企業は、多額のキャッシュを必要とする。どのような資金調達方法を採用するにしても、会計利益の数値が良好な状態の方が資金調達者である企業やその方針を直接決定する経営者にとって都合がいいはずである。例えば、多くのケースで銀行借り入れによる資金調達が行われるが、その際、会計利益が増加傾向になれば、それだけ企業にとっ

ての借り入れ条件は、有利なものとなるだろう。あるいは、内部留保の取り崩しによって資金を調達する場合も利益が増加しているならば、株主等の主要なステークホルダーに納得のいく説明をすることができる。つまり、企業は再編において銀行や株主に対しては、利益調整を行う傾向があるのである。銀行や株主などの資金調達先には企業についての十分な情報が行き届いておらず、企業再編に関して経営者との情報の非対称性が存在する。したがって、経営者が利益調整を行う余地がそこに発生する可能性が強い¹⁰⁾。

そのような背景を持ってなされた、現金を対価とする（TOB）再編企業の経営者の利益増加型の利益調整は、再編公表の直後に株価にマイナスの効果を及ぼすことが、本論の2つの分析で確認された。この点は次のように解釈できないだろうか。投資家および市場は、経営者たちの公表直前期の利益増加型の利益調整行動を、公表前にはすでに熟知していた。さらに、前章の仮説④で示したように、利益増加型の利益調整は、持続性を持たず、その後反動として利益減少型の利益調整が行われることも、投資家や市場が織り込んでいたとする。すると、投資家および市場は、正式な再編の公表を聞き、取引が確定したことを確認すると直ぐに、株価にマイナスの影響を与えるような動きをとるだろう。現金を対価とする（TOB）再編企業に関しては、以上の解釈が成り立つ可能性が高いと考える。

まとめるならば、本論4節で述べたように、再編公表による短期株価の異常収益率は、現金を対価とする（TOB）再編企業と株式を対価とする（株式交換）再編企業（グループ外）でプラスの効果があった。そして、本論6節で述べたように、現金を対価とする（TOB）再編企業の経営者による利益調整のみが、株価引き下げ効果があった。

注

- 1) 後述のように、例えば、北川 (2009) では、短期の異常リターンと裁量的会計発生高の間には、有意な関係は見いだせず、長期の異常リターンとの間でのみマイナスに有意な関係が報告されている。このように、他の日本の先行研究では、短期異常リターンについて統計的に有意な関係は報告されていない。
- 2) サンプル企業の特定は、レコフ社の「日本企業の M&A データブック 1985-2007」により行った。
- 3) Campbell, Lo, Mackinlay (1997) は、イベント・スタディにおける正常収益率の推計のために用いられるモデルとして、他のモデルと比較して、マーケットモデルが相対的に優れていることを指摘している。本論もこれにならい、マーケットモデルを採用している。
- 4) イベント・スタディにおける統計的検定および検定統計量については、Campbell, Lo, Mackinlay [祝迫他訳] (2003), 167~168ページを参照のこと。
- 5) この結果から、TOB と株式交換 (グループ外) のサンプルについては、仮説①は支持されると判断できるが、株式交換 (グループ内) のサンプルについては、仮説①は支持されないとと言える。
- 6) 「データブック」での「株式交換」は、株式交換と株式移転を含む広義の株式交換を示す。本論もそれに従っている。
- 7) 金融商品取引法では、TOB は株式を対価とすることも許されているが、現状として株式を対価とした公開買い付けは皆無である。したがって、本論では、TOB による取引を現金を対価とした取引であると判断した。
- 8) 本分析において、全てのサンプルについて以下と同様の分析をしたが、裁量的会計発生高について有意な係数は見られなかった。結果は省略している。
- 9) 重本 (2011) の分析では、現金を対価とする (TOB) 再編企業だけが再編公表前に利益増加型の利益調整を行っていることが分かっている。
- 10) 重本 (2011) を参照のこと。

参考文献

- Andrade, G., M. Mitchell and E. Stafford (2001), New Evidence and Perspectives on Mergers, *Journal of Economics Perspective*, Vol 15, No 2 (Spring), pp. 103-120.
- Campbell, J.Y., A.W. Lo and A.C. Mackinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press (祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本田俊毅・和田堅治訳 (2003) 『ファイナンスのための計量分析』共立出版)
- Franks, J., R. Harris and S. Titman' (1991), The Post Merger Share-price performance of Acquiring Firms, *Journal of Financial Economics*, Vol 29, No 1, pp. 81-96.
- Guo, S., M.H. Liu and W. Song. (2007), Stock Splits as a Manipulation Tool: Evidence from Mergers and Acquisitions, *Working Paper*, University of Kentucky.
- Jensen, M.C. and R.S. Ruback (1983), The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence, *Journal of Financial Econometrics*, Vol 11, No 1-4, pp. 5-50.
- Kaplan, S. and M. Weisbach (1992), The Success of Acquisitions: Evidence from Divestitures, *The Journal of Finance*, Vol 47, No 1, pp. 107-138.
- Lang, L.H.P., R.M. Stulz and R.A. Walking (1989), Managerial Performance, Tobin's Q, and The Gains from Successful Tender Offers, *Journal of Financial Econometrics*, Vol 24, No 14, pp. 137-154.
- Louis, H. (2004), Earnings Management and Market Performance of Acquiring firms, *Journal of Financial Economics*, 174, pp. 121-148.
- Pettway, R. and T. Yamada (1986), Merger in Japan and their Impacts upon Stockholders' Wealth, *Financial Management*, 115 (4), pp. 43-52.
- Sirower, M.L. (1997), *The Synergy Trap: How Companies Lose the Acquisition Game*, Free Press. (宮腰秀一訳 (1998) 『シナジー・トラップ: なぜ M&A ゲームに勝てないのか』プレントリスホール出版.)
- Servaes, H. (1991), Tobin's Q and the Gain from Takeovers, *Journal of Finance*, Vol 46, No 1, pp. 409-419.
- 浅野敬志・石井康彦・中山重穂・田代樹彦 (2002), 「株式交換取引における日本企業の利益管理行動」, 名城論叢, 第3号第3巻, 55-67ページ.
- 浅野敬志・石井康彦・中山重穂・田代樹彦 (2007), 「企業再編における利益管理行動と株価効果」, 『証券経済学会年報』42, 253-259ページ.
- 伊藤邦夫 (1989), 「会社テイクオーバーによる企業価値創造効果の日米比較」, 一橋論叢, 第101巻 第5号, 686-706ページ.
- 井上光太郎 (2002), 「日本の M&A における取引形態と株価効果」, 経営財務研究, 第22巻 第2号, 107-120ページ.
- 井上光太郎 (2004), 「企業買収 (M&A) と株式市場の評価—日米比較—」, 証券アナリストジャーナル, 第42巻 第10号, 33-43ページ.
- 井上光太郎・加藤英明 (2003), 「M&A 発表日の株価効果に関する要因分析」, 現代ファイナンス, 第13巻, 3-28ページ.
- 井上光太郎・加藤英明 (2006), 『M&A と株価効果』, 東洋経済新報社.
- 岩井 克・佐藤孝弘 (2008), 『M&A 国富論』, プレ

- ジデント社.
- 薄井 彰 (2001), 『バリュエーションの M&A 投資』, 中央経済社.
- 北川教央 (2008), 「企業再編における経営者の利益調整行動に関する実証研究」, 博士論文, 第 4 章, 神戸大学.
- 北川教央 (2009), 「組織再編企業の利益調整と株価形成」, 『会計プロGRESS』 第10号, 16-27ページ.
- 重本洋一 (2011), 「企業再編における対価の支払い手段と経営者の利益調整行動」, 『広島経済大学経済研究論集』 第33巻第 4 号.
- 須田一幸・首藤昭信 (2001), 「経営者の利益予想と裁量的会計行動」, 『産業経理』 第61巻 2 号, 46-57 ページ.
- 松尾浩之・山本 健 (2006), 「イベント・スタディと経営意思決定の評価」, 日本政策投資銀行設備投資研究所, 研究調査05-2.