



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

北川, 教央

(Degree)

博士 (経営学)

(Date of Degree)

2008-03-25

(Date of Publication)

2010-05-18

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲4245

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1004245>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博 士 論 文

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

提出日 2008年1月18日
神戸大学大学院経営学研究科
会計システム専攻
指導教員 桜井 久勝 教授
学籍番号 037B008B
氏 名 北 川 教 央

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

目 次	頁
第1章 問題提起と本論文の構成	1
第1節 問題提起	1
第2節 本論文の構成	6
第3節 本論文の特徴	8
第2章 わが国の企業再編の制度的概要	11
第1節 はじめに	11
第2節 企業再編の定義と分析対象	12
第3節 企業再編の手続きの概要	15
(1) 合併の手続き	15
(2) 株式交換の手続き	17
(3) 株式公開買付の手続き	19
第4節 企業再編の会計処理の概要	21
(1) 「取得」の企業結合の会計処理方法	23
(2) 「持分の結合」の企業結合の会計処理方法	24
第5節 要 約	25
付 録 公表日における基本合意事項の開示例	27
第3章 企業再編における経営者の利益調整行動—先行研究—	32
第1節 はじめに	32
第2節 利益調整の動機	33

(1) 利益調整の動機の種類	33
(2) 企業再編における利益調整の動機	34
第3節 利益調整の検出方法	37
(1) 分布に着目した方法	37
(2) 個別項目に着目した方法	38
(3) 会計発生高に着目した方法	40
第4節 企業再編における利益調整の先行研究	43
(1) 諸外国の先行研究	43
(2) 日本の先行研究	46
第5節 要 約	48
付 録 企業再編の利益調整に関する先行研究	50
第4章 企業再編における経営者の利益調整行動—実証分析—	51
第1節 はじめに	51
第2節 リサーチ・デザイン	52
(1) 仮説の導出と検証方法	52
(2) 裁量的発生高の検出方法	55
第3節 サンプルと基本統計量	57
(1) サンプル	57
(2) 推定モデルの基本統計量	59
第4節 分析結果	62
第5節 追加検証	67
(1) 法的形態別の分析結果	67
(2) 企業集団内再編に関する分析	71
第6節 要 約	75

第5章 企業再編における利益調整と利益の質—先行研究—	77
第1節 はじめに	77
第2節 利益調整と利益の質の関係	78
第3節 利益の質の指標	81
(1) 会計発生高の質	82
(2) 予測可能性および持続性	83
(3) 平準化	84
(4) 収益と費用の対応	85
(5) 株価関連性	86
(6) 適時性および保守性	87
第4節 企業再編に関する先行研究	88
第5節 要 約	92
付 録 利益の質を捕捉する利益特性に関する主な先行研究	94
第6章 企業再編における利益調整と利益の質—実証分析—	97
第1節 はじめに	97
第2節 仮説の導出	98
第3節 リサーチ・デザイン	99
(1) 基本モデル	99
(2) 利益の質の測定方法	101
第4節 サンプルと基本統計量	105
第5節 分析結果	110
(1) 企業再編の公表前後における利益の質の推移	110
(2) 重回帰分析の結果	116
第6節 実数値を用いた追加検証	119
第7節 要 約	122

第7章 企業再編における利益調整と証券市場の評価—先行研究—	124
第1節 はじめに	124
第2節 企業再編の公表に対する証券市場の評価	125
(1) 短期の市場反応に関する研究	125
(2) 長期の市場反応に対する研究	127
第3節 企業再編の公表に対する市場反応の要因分析	130
第4節 企業再編における利益調整と市場反応の関連性	132
第5節 要 約	137
付 録 企業再編の公表に対する市場反応に関する先行研究	139
第8章 企業再編における利益調整と証券市場の評価—実証分析—	143
第1節 はじめに	143
第2節 仮説の導出	144
第3節 リサーチ・デザイン	146
(1) 基本モデル	146
(2) コントロール変数	148
第4節 サンプルと基本統計量	151
(1) サンプル	151
(2) 基本統計量	153
第5節 分析結果	156
(1) 企業再編の公表と異常リターンの推移	156
(2) 公表前期の裁量的発生高と異常リターンの関連性	160
第6節 追加検証	163
第7節 要 約	166
第9章 結論と展望	168

第1節 本論文の主要な発見事項	168
(1) わが国の企業再編における利益調整の存否	168
(2) 利益調整が会計利益の品質に及ぼす影響	170
(3) 利益調整が証券市場に及ぼす影響	171
第2節 本論文の含意と残された課題	173
[補論] マネジメント・バイアウトにおける経営者の利益調整行動	177
第1節 はじめに	177
第2節 先行研究のレビュー	180
第3節 リサーチ・デザイン	182
(1) 仮説の導出	182
(2) 仮説の検証方法と裁量的発生高の算定方法	183
第4節 サンプルと基本統計量	185
(1) サンプル	185
(2) 推定モデルの基本統計量	187
第5節 分析結果	189
第6節 要約	192
引用・参考文献	194
企業再編の当事企業および公表日	214

第1章 問題提起と本論文の構成

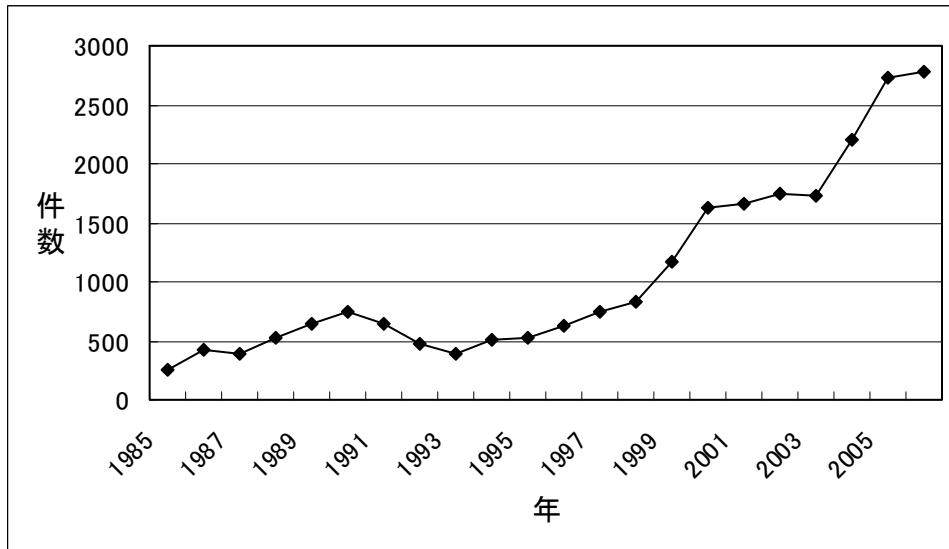
第1節 問題提起

本論文の目的は、企業再編を行う経営者が自社の利益数値を調整しようとする行動と、それが会計情報や証券市場に及ぼす影響について実証的に分析することにある。

近年、わが国の企業再編はこれまでにない増加傾向を示している。新聞や経済誌にも買収や資本提携が頻繁にとりあげられており、一般的な見地からも企業再編はもはや珍しい取引ではない。図表 1.1 は、株式会社レコフが集計した企業再編の公表件数の推移をまとめたグラフである。これを見ると、公表件数は 1985 年から 1990 年代半ばにかけては 500 件前後で緩やかに推移しているが、1990 年代の後半から急激に増加していることが分かる。2001 年以降は毎年 1,500 件を上回る企業再編が公表されており、2006 年には過去最高の 2,775 件にもものぼった。また、件数のみならず、金額面でも飛躍的な増大が確認できる。レコフ社の調査によれば、同社が記録を開始した 1997 年、企業再編の公表金額の総額は 2 兆 2,516 億 9,800 万円であったが、2006 年には 15 兆 180 億 5,200 万円にも達しているという（レコフ社『MARR』、2007 年 2 月号、16 頁）。

企業再編が注目を集めている背景には、企業をとりまく様々な経営環境や制度の変化などがある。バブル崩壊後の業績低迷に伴い、わが国の企業は経営効率性や収益性を改善する必要があった。そこで、多くの企業は、組織構造のリストラクチャリングを断行し、不採算事業の統廃合や人員の合理化を行ってきた。しかし、規制緩和や市場競争が激化した 1990 年代以降、日本企業は企業集団内の組織構造の見直しだけで十分な成果が期待できない状況に陥っていた。そこで、子会社や関連会社、系列、そして事業部といった企業集団の枠組みを超えた再編が求められたのである。企業再編からは、規模の経済性(economy of scale)の獲得による単位当たりの研究開発費や広告宣伝費等の削減、範囲の経済性(economy

図表 1.1 企業再編件数の推移



(出所) レコフ社『Mergers and Acquisition Research Report』2007年2月号、11頁に基づき作成。

of scope)の獲得による新規市場の開拓、物流費の削減などの大きな効果が期待される。そして、それらは企業単体の努力によって達成するよりも短期間で獲得が可能である。このような理由から、日本企業では自社の存続をかけ、企業集団外の競合他社との合併や資本提携が積極的に行われている。最近でも、例えば医薬品業界では三共と第一製薬の合併、紳士服業界ではコナカとフタタの経営統合、小売業界では大丸と松坂屋の経営統合、水産業界ではマルハとニチロの経営統合が公表され、新聞等で大きく報道されている。これらは、同一業種内の競合他社と再編を行った代表例である。

また2000年以降になると、IT関連企業を中心とした新興企業が積極的に企業再編を活用するようになり、そのこともまた件数や金額の増加に影響を及ぼしている。例えば、東証マザーズに上場するアイ・シー・エフは、ネット広告事業を主軸とした成長戦略に企業再編を考え、1999年10月から2005年11月までの期間で合計15回にも及ぶ株式交換を実施

している。これは、同じく株式交換を多用していたライブドアを上回る頻度であり、連結財務諸表の売上高も2003年から2006年までのわずか4期間のうちに20倍にもなったことから話題を集めた（週刊東洋経済2006年2月18日号）。これ以外にも、楽天やウェッジホールディングスなど、多くの企業が短期間で複数回の企業再編を実施しており、企業再編がよりいっそう重要な成長戦略として定着し始めていることが分かる。

さらに、1997年以來の数次にわたる商法（現在の会社法）などの法改正により、企業再編がより容易に行える環境が整備され始めている。具体的な改正としては、独占禁止法改正による持株会社の解禁(1997年)、株式交換・移転制度の導入(1999年)、会社分割制度の新設(2000年)、企業組織再編税制の導入(2001年)、合併対価の柔軟化(2005年)などが挙げられる。また、会計基準については、2003年に企業会計審議会から「企業結合に係る会計基準」が、2005年に企業会計基準委員会から企業会計基準第7号「事業分離等に関する会計基準」が公表され、2006年4月1日から始まる事業年度より適用が開始されている。企業会計基準委員会は、さらに2005年12月、企業会計基準適用指針第10号「企業結合会計基準及び事業分離等会計基準に関する適用指針」を公表し、企業再編に関する詳細な会計処理の指針を策定した¹。

会計基準に関連してさらに指摘するのであれば、1990年代後半からの会計ビッグ・バンもまた、企業再編を促進することになったといわれている。例えば、金融商品の時価評価が導入されたことなどから、株式持合の解消が進んだ。このようなガバナンス構造の変化は、これまでわが国では見られなかった敵対的買収をもたらすことになった²。北越製紙に対する王子製紙の株式公開買付や、明星食品をめぐる日清食品とスティールパートナーズの攻防は記憶に新しい。

¹ なお、企業会計基準適用指針第10号については、2007年8月2日に改正の公開草案が公表されている。これは、会社法の施行日から1年間適用除外とされていた合併対価の柔軟化に関する規定が平成19年5月に施行されたことに伴い、いわゆる三角合併などについて、これまで明らかにされていなかった当該企業結合が取得に該当しない場合の会計処理について検討する必要があることによる措置である（企業会計基準適用指針公開草案第24号）。

² ただし、敵対的買収に対する防衛策の一環として、最近はまだ株式持合が増加に転じていることが報じられている（日本経済新聞朝刊2007年1月24日）。

さらに、近年では M&A に関するコンサルティング会社の台頭により、目的に応じた企業再編をより容易かつ円滑に実施することが可能となっている。また、投資ファンドや金融機関が企業再編への融資に積極的になったことも大きな要因であると思われる。例えば、2005 年 7 月に実施されたワールドのマネジメント・バイアウト(management buyout: MBO) は、三井住友銀行や中央三井キャピタルによる 2,185 億円もの巨額の融資が背景にあって初めて成立した取引である。このように、資金調達や交渉面においても、企業再編を支援するような環境が整備されているといえるであろう。

以上のような背景から、わが国の企業再編は活況を呈しており、企業に与える影響も無視し得ないものとなっている。本論文は、このような近年の企業再編について、経営者の会計行動という観点から分析することを目的とする。

企業再編がリストラクチャー戦略もしくは成長戦略として実務に定着し、多くの企業で実施されるに伴い、経営者はこれまで以上に取引の効率性を意識するようになると思われる。とくに株式を対価とする企業再編の場合、経営者は合併比率や株式交換比率をより重視するようになるであろう。なぜならば、これらの比率を有利に決定づけることによって、対価として交付する株式数を少なく抑えることが可能となるためである。合併比率や株式交換比率は、当事企業の相対的な企業価値を基礎とし、これに再編後のシナジー効果などを勘案して決定される。一般に、企業価値の評価は株価や収益性に基づくことが知られている。そして、会計利益が株価形成と密接に関わっていることは多くの研究で実証されている（例えば桜井[1991]）。したがって、株式を対価とする企業再編では、自社の利益数値によって合併比率や株式交換比率が左右され、それによって交付する株式数が変化することになる。

そこで、株式を対価とする場合、経営者は自社の利益数値を良好に見せることによって、企業再編の取引を有利に進めようとするかもしれない。そのような目的のために、自社の利益数値を制御しようとする行動は、一般に利益調整 (earnings management) といわれる。つまり、企業再編が戦略的に利用され、取引の効率性が追求される限り、経営者は利益調

整を行って株価や企業価値の評価額の引き上げをはかり、合併比率や株式交換比率を有利に決定づけることによって交付する株式数を低減させる動機を有すると考えられる。実際、株式交換を積極的に利用する企業の経営者は、取引の効率性を高めて継続的に株式交換を実施するために、株式時価総額を特に意識していることがしばしば指摘される。ライブドアの粉飾決算についても、株式交換による企業買収を有利に展開するための株価引き上げが目的であったとする見解がある。もちろん、ライブドアのケースは利益調整の範疇を逸脱した例であるが、企業再編を実施する多くの企業は、これと同様の動機を有している可能性がある。そこで、本論文では経営者の利益調整行動に着目し、企業再編の交渉過程で利益捻出が行われているのかについて実証的に分析する。

また、利益調整が存在する場合、それが及ぼす影響についても分析する必要がある。これまでの先行研究では、企業再編による組織構造の変化が会計数値や証券市場にどのような効果をもたらすのかについて分析が行われてきた。本論文では、経営者による利益調整行動がこれらの効果に及ぼす影響を検証する。

まず第1に、利益調整が会計利益に及ぼす影響についての分析である。企業再編に先立って利益捻出を行えば、キャッシュ・フローの水準が一定である限り、その後の会計期間では反転効果によって利益は減少することになる。したがって、利益調整の影響は利益水準の変化として捉えることができる。そして、そのような利益水準の変化は、利益の持つ時系列特性や情報内容に影響を及ぼすことが予想される。このような利益に関する諸特性は、利益の質（quality of earnings）という観点から論じられることが多い。本論文では利益の質に着目し、企業再編における利益調整とその反転効果が、利益の質にどのような影響を及ぼすのかについて分析する。

第2に、企業再編における利益調整が証券市場に及ぼす影響について分析する。前述のとおり、利益捻出はその後の反転効果によって利益を低下させる。それゆえ、利益捻出は証券市場にマイナスの影響を及ぼしている可能性がある。本論文では、企業再編前の利益調整と市場反応との関連性について分析を行う。

第2節 本論文の構成

本論文は、企業再編における経営者の利益調整行動とそれが及ぼす効果について実証的に分析することを目的とする。そのための前提として、まず、本論文が対象とする企業再編の範囲を明確化しなければならない。企業再編は幅広い概念であり、結合か分割か、吸収型か新設型かといったいくつかの分類に分けることができる。また、法的手続きの観点からは、会社法が規定する企業再編と金融商品取引法（証券取引法）が規定する企業再編とに分けることも可能である。こうした多様な企業再編を包括的に分析することは困難であり、データの入手可能性にも限界がある。

そこで、続く第2章では、本論文の分析対象を対価の種類が識別可能な合併、株式交換、および株式公開買付（takeover bid: TOB）に限定することを確認する。そして、分析のための予備的知識として、これら3形態に課される一連の法的手続きおよび会計処理について概観する。

第3章と第4章では、企業再編における利益調整の存否について分析を行う。まず、第3章では、Healy and Wahlen[1999]などの論文を手がかりとして、経営者が利益調整を行う動機、および利益調整の検出方法について概観する。利益調整に関する実証研究は企業再編以外の分野でも多数存在し、それぞれの局面で経営者が有する動機も様々である。第3章では、このような利益調整に関する代表的な先行研究を簡単に要約するとともに、企業再編における利益調整の研究がどのような位置づけにあるのかを確認する。そして、企業再編における経営者の利益調整行動について分析した諸外国、およびわが国の先行研究をレビューしている。

第4章では、実際にわが国の企業再編を対象として、利益調整行動の有無について実証的に分析する。先行研究にしたがい、本論文では裁量的発生高（discretionary accruals）を利益調整の尺度として定義する。裁量的発生高の算定には、ジョーンズ・モデル、修正ジョーンズ・モデルに加え、わが国で当てはまりがよいとされているCFOジョーンズ・モデル、

および CFO 修正ジョーンズ・モデルを用いている。また、本論文では、当事業の関係に着目して企業集団外の再編のみをサンプルとして扱ったほか、合併企業をサンプルに含めるなど、先行研究にいくつかの改善を加えている。

第5章以降では、利益調整が及ぼす影響に焦点を当てている。まず、第5章と第6章では、利益調整が会計利益に及ぼす影響を分析する。先行研究では、企業再編と利益水準との関係が、代表的な財務指標を用いた多くの分析から明らかにされている。第5章では、これらの先行研究を簡単に要約し、利益捻出の結果生じた反転効果によって収益性が低下している可能性を指摘する。そして、これまで検証が行われてこなかった企業再編と利益の質との関係に着目する。具体的には、次期の営業キャッシュ・フローに対する当期利益の説明力を利益の質と定義し、再編企業の利益の質を分析したアメリカの先行研究をレビューする。ただし、利益の質に関する定義は一義的に定まっているわけではなく (Schipper and Vincent[2003] ; Francis et al.[2004]など)、その測定指標も多岐にわたる。そこで、この他の先行研究で用いられてきた代表的な指標についても整理した。

第6章では、そのような先行研究をふまえたうえで、わが国の企業再編における利益調整行動が利益の質に及ぼす影響について実証的に分析している。利益の質については、①会計発生高 (accounting accruals) の質、②予測可能性および持続性、③平準化の程度、④収益と費用の対応、⑤株価関連性 (value relevance)、⑥適時性および保守性という6つの利益特性から導出した合計10指標を用いて測定する。

第7章と第8章では、企業再編の利益調整がもたらす2つ目の影響として、証券市場の反応を分析する。まず、第7章では、企業再編の公表に対する短期・長期の株価反応を分析した研究と、そのような株価反応を説明する諸要因について明らかにした研究とを概観する。そのうえで、企業再編前の利益調整と短期・長期の株価反応との関連性を明らかにしたアメリカの先行研究をとりあげ、交渉の過程で実施された利益調整が、企業再編後における市場反応の説明要因であることを確認する。

第8章では、そのような先行研究をふまえたうえで、実際にわが国の企業再編における

利益調整が、株価形成にどのような影響を及ぼしているのかについて実証的に分析する。本論文では、企業再編の公表日を中心とした3日間、および公表から1年間の異常リターンを測定し、それらと企業再編前の裁量的発生高との関連性を検証する。公表から1年間の異常リターンについては、バイアスの問題を考慮に入れて、累積異常リターン(cumulative abnormal return: CAR)とバイ・アンド・ホールド異常リターン(buy and hold abnormal return: BHAR)の2種類を測定した。

最後に、第9章では、本論文の主要な発見事項を要約し、残された今後の課題について検討したい。

第3節 本論文の特徴

本論文の特徴としては以下の点が挙げられる。まず第1に、わが国の企業再編における利益調整について、複数の推定モデルを用いたより頑健な実証的証拠を提示しているという点である。企業再編における利益調整に関しては、アメリカを初めとする多くの諸外国で分析が行われている（例えば Erickson and Wang[1999] ; Louis[2004]）。しかし、わが国ではサンプル数が少なかったこともあり、実証的蓄積が十分に得られているとはいえない（浅野他[2002]）。また、わが国で裁量的発生高の算定に用いられている推定モデルは修正ジョーンズ・モデルのみである。しかし、測定誤差をめぐる問題から、この種の先行研究では多様なバリエーションの推定モデルが検証に利用されている。本論文の分析は、わが国で得られた実証的証拠を補完するとともに、諸外国における実証結果との整合性を検証している。

第2の特徴として、企業再編における利益調整が会計数値、特に利益数値に及ぼす影響について明らかにしている点である。これまでの先行研究では、自己資本利益率や総資産利益率など代表的な財務指標を用いて、合併企業の業績に関する分析が行われている。そ

して、企業再編直後の収益性は低迷すること（例えば Pettway and Yamada[1986]；村松[1986]；星野[1990]）、営業キャッシュ・フローは企業再編直後にやや改善されるが、同業他社と有意に異なることが明らかにされている（鈴木[2002]；Kurse et al.[2007]）。このような業績低迷の原因としては、組織内の混乱や社員の離職、顧客の喪失などがあげられる。本論文では、このような要因に加えて、利益捻出からもたらされる反転効果によって企業再編後の収益性が低迷する可能性を示唆している点に特徴がある。

さらに、本論文では利益の水準のみならず、品質の観点からも分析を加えている。経営者の裁量的な利益調整行動によって、本来具備すべき利益の望ましい特性が損なわれることは、従来から多くの先行研究で指摘される場所である（例えば Schipper[1989]）。そして、そのような経営者の裁量行動との関係から、わが国でもいくつかの領域で利益の質に関する分析が行われている。例えば、株式持合比率や機関投資家持株比率などからみた株式所有構造（野間[2002]；木村[2006]；首藤[2006]；音川・北川[2007]など）や、株式の新規公開（松本[2005]）などで、そうした研究が散見される。しかし、企業再編などの組織構造を扱った研究では、利益の質に関する分析は行われていない。本論文では、利益の質に関する複数の指標を用いて、企業再編における利益調整と利益の質との関連性について検証している点に1つの特徴がある。

最後に、第3点目として、企業再編前の利益調整に対する市場反応について明らかにしている点に特徴がある。これまでは、ファイナンスの分野を中心として、企業再編の公表日周辺における短期の異常リターンと、公表日以降の数年にわたって測定した長期の異常リターンの2種類を用いて分析されている。そして、わが国では短期と長期のいずれについても、取得企業の異常リターンはゼロと有意に異なるかわずかにプラスとなるという結果が得られている（例えば、薄井[2001]；井上[2002]；井上・加藤[2004]；飛田[2005]）。こうした結果の解釈は様々であり、例えば Roll[1986]の傲慢仮説（hubris hypothesis）や、価値移転仮説、シナジー仮説などから説明されることが多い。また、多数の要因分析から、対価の種類（井上[2002]）、当事企業の業種の関連性（井上・加藤[2003]）や資本関係（飛田

[2005])、救済と非救済の別 (井上・加藤[2003])、経営効率性 (井上・加藤[2003])、ガバナンス構造 (薄井[2001]) などによって再編後の株価が影響を受けていることが明らかとなっている。しかし、経営者の会計行動がどのように関係しているのかについては、これまで分析が行われてこなかった。前述のとおり、利益捻出はその後の反転効果によって利益を低下させる。したがって、企業再編に先立ち経営者が利益調整行動をとっていれば、それは証券市場にマイナスの影響を及ぼしていると予想される。本論文は、企業再編前の利益調整がその後の株価の説明要因となりうるのか、つまり株価形成に影響を及ぼしているのかについて明らかにしている点で特徴があるといえる。

第2章 わが国の企業再編の制度的概要

第1節 はじめに

本章の目的は、本論文が分析対象とする企業再編を特定することと、そうした企業再編に課される一連の法的手続きおよび会計処理を概観することにある。

企業再編には明確な定義が存在するわけではなく、多様な形態の取引が含まれる。合併や、株式交換、株式移転、会社分割、営業譲渡などがその代表例である。しかし、本論文の分析の目的を考慮すれば、このような再編形態をすべて対象とするのは適切ではない。また、データの入手可能性からも困難である。そこで、本章では分析に先立ち、本論文が対象とする企業再編の範囲を明確にする。

また、これらの企業再編は会社法や金融商品取引法（証券取引法）に従って取引に関する諸手続きや情報開示を行うことになる。本論文の分析では、企業再編の公表日を基準として分析対象の会計期間や株価反応の測定期間を設定しているので、企業再編に関する情報開示について確認しておく必要がある。また、利益調整が行われた期間について仮説を立てるうえで、合併比率や株式交換比率の決定に関する法制度を把握することは重要である。したがって、本章では、分析対象となる企業再編に課される法制度の内容について明らかにする。

さらに、企業再編の取引時点においては、企業会計審議会の「企業結合に係る会計基準」や企業会計基準委員会の企業会計基準第7号「事業分離等に関する会計基準」、企業会計基準適用指針第10号「企業結合会計基準及び事業分離等会計基準に関する適用指針」に準拠して会計処理が行われることになる。本章では、分析を行うための前提知識として、こうした会計基準の概要についても併せて確認しておく。

本章の構成は以下のとおりである。続く第2節では、企業再編の定義と、本章が分析対

象とする企業再編の範囲について確認する。第3節では、吸収合併、株式交換、および株式公開買付に着目し、公表日から取引日までの間でそれらの取引に課される法規定を解説する。第4節では、企業再編の取引時に行われる会計処理について概観する。最後に、第5節で本章の内容を要約する。

第2節 企業再編の定義と分析対象

企業再編は広範な概念であり、法制度や会計基準によっても呼称や定義は様々である。会社法では、①再編の目的が会社の合併、親子関係の形成、会社の分割のうちいずれであるのか、そして②既存の会社を活用するのか、または会社を新設するのか、といった観点から、企業再編を6種類に分けて規定している（図表2.1を参照）。

会社法の定義によれば、吸収合併とは「会社が他の会社とする合併であって、合併により消滅する会社の権利義務の全部を合併後存続する会社に承継させるもの」（会社法第2条第27号）をいう。一方、新設合併とは「合併により消滅する会社の権利義務のすべてを合併により設立する会社に承継させること」（会社法第2条第28号）をいう。

図表 2.1 組織再編の諸形態

再編の目的	吸収型再編 (既存の会社を活用)	新設型再編 (会社を新設して実施)
会社の合併	吸収合併	新設合併
親子関係の形成	株式交換	株式移転
会社の分割	吸収分割	新設分割

(出所) 桜井久勝『財務会計講義 (第8版)』中央経済社、2007年、266頁。

また、株式交換とは「株式会社がその発行済株式の全部を他の会社又は合同会社に取得させること」（会社法第2条第31号）をいう。株式移転は「1又は2以上の株式会社がその発行済株式の全部を新たに設立する会社を取得させること」（会社法第2条第32号）と定義されている。

吸収分割とは「株式会社又は合同会社がその事業に関して有する権利義務の全部又は一部を他の会社に承継させること」（会社法第2条第29号）をいう。新設分割は「1又は2以上の株式会社又は合同会社がその事業に関して有する権利義務の全部又は一部を分割により設立する会社に承継させること」（会社法第2条第30号）と定義される。

また、金融商品取引法では組織再編成という用語を使い、企業再編に関する開示内容や諸手続きについて規定している。この規定において、組織再編成とは「合併、会社分割、株式交換その他会社の組織に関する行為で制令で定めるもの」（金融商品取引法第2条の2）であり、会社法の組織再編とほぼ同義である。また、金融商品取引法では、上場企業の株式を取得する場合に公開買付制度を設けている（同法第22条の2から第27条の2の4）。公開買付制度は、株式を取得する主体が発行者であるかそれ以外であるかによって2種類に分けられる。前者は自社株の取得であり、後者は一般的に株式公開買付（takeover bid: TOB）とよばれることがある。

一方、会計基準では企業結合および事業分離という用語が用いられる。企業結合については企業会計審議会の「企業結合に係る会計基準」が、また事業分離については企業会計基準委員会の企業会計基準第7号「事業分離等に関する会計基準」が、それぞれ定義をしている。これらの基準によれば、企業結合とは「ある企業（会社及び会社に準ずる事業体をいう。以下同じ。）又はある企業を構成する事業と他の企業または他の企業を構成する事業とが1つの報告単位に統合されること」（企業結合に係る会計基準二・1）をいう。また、事業分離とは「ある企業を構成する事業を他の企業（新設される企業を含む。）に移転すること」（事業分離等に関する会計基準4）をいう。

本論文では、このような組織の再編に関する取引を包括し、企業再編として統一的に表

記することにした。ただし、ここで列挙したすべての取引形態を対象として分析を行うことはできない。本論文の目的は、合併比率や株式交換比率を有利に決定づけるために、企業再編を行おうとする経営者が利益調整を行っているのかについて分析することにある。したがって、対象となる企業再編は株式を対価とするものでなければならない。また、企業再編の前後の会計期間にわたり、利益調整に関する測定指標が観察できなければならない。さらに、分析に必要なデータやサンプル数が確保できることも必要となる。

これらの点を考慮し、本論文では吸収合併および株式交換を対象とした。これら2つの形態は、対価が株式であることが判明しており、企業再編前後の期間における存続会社もしくは完全親会社の分析が可能である。また、公表件数も相対的に多い。この意味で、吸収合併および株式交換は、本論文の分析に適していると判断できる。また、これらは先行研究でも対象とされている代表的な企業再編である（例えば Erickson and Wang[1999]；浅野他[2002]）。したがって、先行研究との整合性をはかるうえでも、これらの企業再編を分析対象とすることは適当であると思われる。

ただし、当事企業が親会社と子会社もしくは関連会社の関係にある場合は、吸収合併や株式交換に該当する場合であっても本論文の分析対象から除外している。このような企業集団内再編では、すでに支配関係が成立しており交渉力に明確な差があるので、取引条件を有利に決定づけるための利益調整を必要としないと予想されるためである。

また、本論文では、対価の種類別に利益調整を比較検討するために、現金を対価とする企業再編についても分析を行っている。このとき、現金を対価とする企業再編としては、株式公開買付を想定した。株式公開買付は株式を対価とすることも容認されている（金融商品取引法第27条の4）。しかし、株式による公開買付は皆無であり（阿部[2007], 52頁など）、対価の種類と株価反応の関係を分析した井上[2002]などの研究においても、現金を対価とする企業再編として株式公開買付を分析対象としている。したがって、本論文でもこのような先行研究に従うこととした。

以下では、分析のための前提知識として、このような企業再編に課される一連の法的手

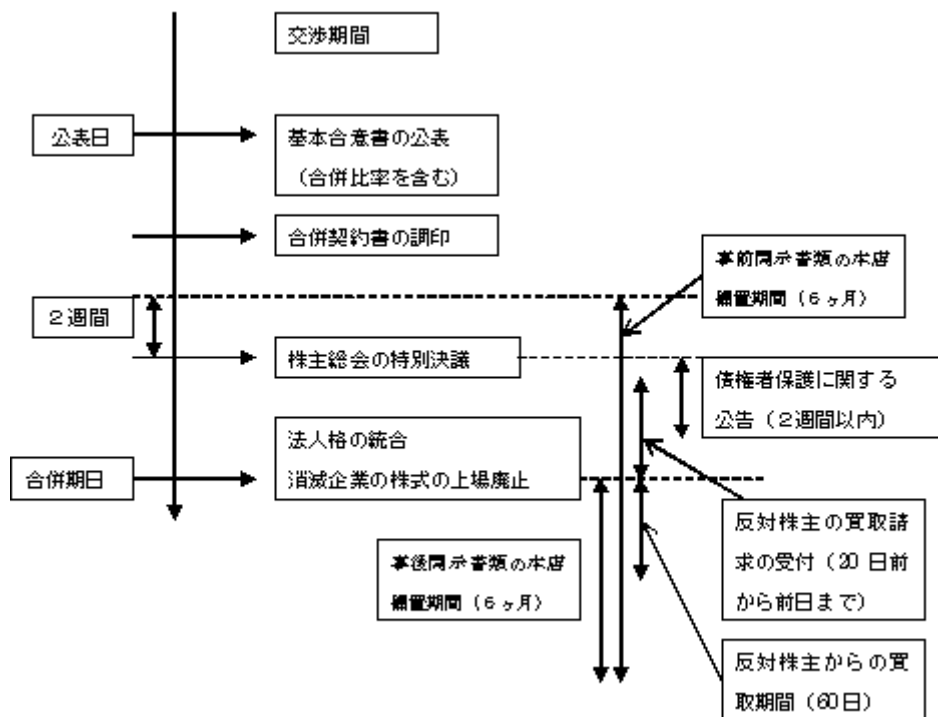
続および会計処理について概観する。

第3節 企業再編の手続きの概要

(1) 合併の手続き

合併は、会社法の規定に従い、2つ以上の会社が合体して1つの会社になる取引である。前述のとおり、合併には、既存の会社が他社を吸収し、吸収される会社が消滅するという形態をとる吸収合併と、両方の当事会社が消滅し、新設会社へと合体する新設合併とがある。合併に関する手続きの概要は図表 2.2 に示したとおりである。以下では、本論文の分析対象である吸収合併を想定し、一連の手続きを解説する。

図表 2.2 合併の手続きの概要



まず、存続会社が公開企業の場合、交渉を経て合併について合意に至った段階で、当事社は証券取引所の適時開示規則に基づいてただちにその旨を公表する。これが、図表 2.2 の公表日に該当する。その際、当事社は合併取引に関する基本的な合意事項を要約した基本合意書を作成する。これは法的拘束力を有するものではなく、合併の実現に向けた当事社の意思表示として捉えられる。基本合意書の具体的な内容としては、存続会社、本店所在地、社名、経営陣、合併比率、合併期日の目処などが挙げられる（章末の付録を参照）¹。なお、合併比率は、一般的にファイナンシャルアドバイザーに依頼して算定された結果に基づいて交渉される場合が多い（渡辺[2004], 287-288 頁）。算定方法としては、当事企業の過去一定期間における平均株価を基礎とする方法（市場株価平均方式）や、将来キャッシュ・フローの割引現在価値から導出された理論株価を基礎とする方法（DCF 方式）、当事会社の純資産額を比較する方法（純資産方式）などがある（例えば渡辺[2004]）。合併比率の算定方法に関しては、次章で詳しく検討している。

基本合意書で合意に至った合併比率や合併期日などの契約事項は、合併契約書に調印することで最終的に確定する。基本合意書の段階では記載内容に法的な要請はないが、合併契約書の具体的な記載事項は会社法で規定されている（会社法第 749 条）。合併契約書は、株主総会の 2 週間前から合併期日の 6 ヶ月後まで本店に備え置かなければならない（会社法第 794 条第 2 項、会社法施行規則第 191 条）。また、合併契約書に加えて、合併比率の算定根拠を記載した合併比率決定理由書や、当事会社の財務諸表についても同様に備置が要求される。これらの書類は事前開示書類とよばれる。

このような情報開示を行ったのち、当事社は株主総会を招集し、特別決議によって合併の承認を得なければならない（同法第 795 条）²。すなわち、議決権の過半数の株主が出

¹ ただし、合併比率に関しては、算定が困難であることもあり、合併契約書の締結時に決定されることもある（井上・加藤[2006], 97 頁）。

² ただし、対価として発行する株式数が発行済み株式総数の 5 分の 1 を超えないこと、また反対株主の議決権が発行済み株式総数の 6 分の 1 以上でないなど、一定の要件を満たす場合には、株主総会の特別決議は必要とされない（会社法第 796 条第 3 項）。このような制度は簡易合併制度とよばれる。また、存続会社が議決権の 90% 以上を保有している場合もまた、特別決議を要しない（同法第 796 条第 1 条）。これは、略式再編行為とよばれる。同様の制度は株式交換にも設けられている。ただし、このような制度の適用対象

席し、出席した議決権の3分の2の賛成が得られて、合併契約は成立することになる。株主総会での内容を受け、合併に異議がある株主には株式買取請求権が与えられる（同法第797条）。買取請求は、合併期日の20日前から合併期日の前日までの間に、株数や種類を記載した書面を提出して行う。会社と反対株主との間に買取価格の合意が成立すれば、会社側は合併期日から60日以内にその支払を行わなければならない（同法第798条）。一方、買取価格が合意に至らない場合は、裁判所に対して価格の決定を申し立てることができる（同法第798条第2項）。

さらに、合併を行う場合は債権者保護手続きが必要とされる。株主総会の終了後2週間以内に当事会社は公告を官報に掲載し、合併に異議がある場合には一定期間内に会社に申し出るよう債権者に催告しなければならない（同法第799条第2項）。債権者から異議があった場合、当事会社はその債権を弁済するなどの措置をとることになる。なお、債権者保護手続きの経過については、合併期日から6ヶ月間にわたり本店に備え置かなければならない。また、債権者保護手続きの経過に加え、合併期日、合併期日における当事会社の純資産額など、合併に関する重要事項も併せて備え置く必要がある（同法第801条、会社法施行規則第200条）。これらの書類は事後開示書類と呼ばれる。

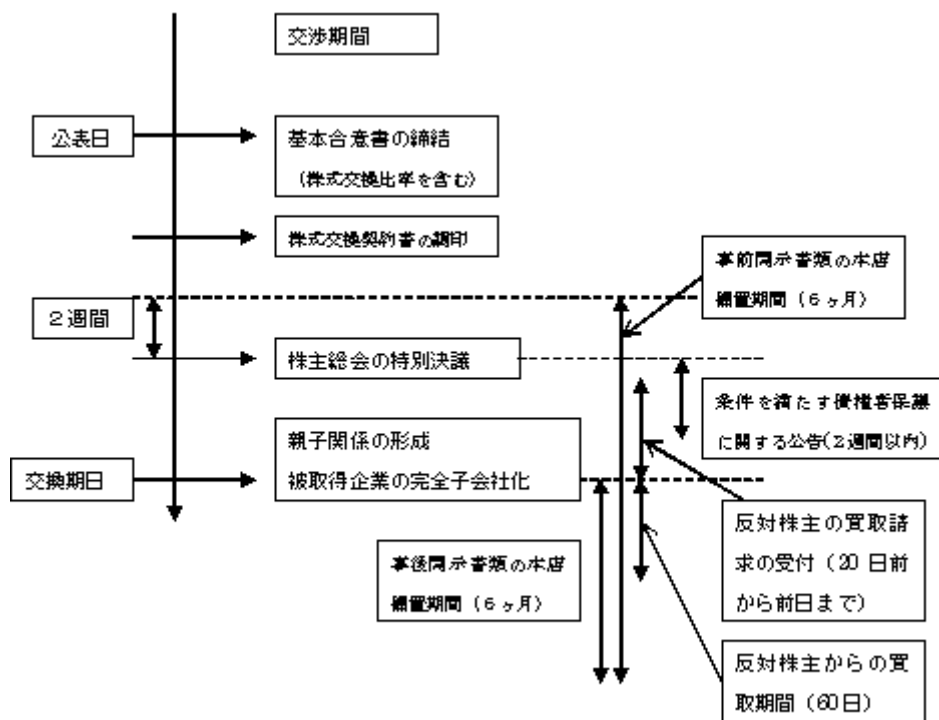
以上のような手続きを実施したのち、合併期日に存続会社は合併比率に基づいて消滅会社の株主に株式を割り当てる。これによって、消滅会社の株式は上場廃止となる。

（2）株式交換の手続き

株式交換は、親子関係の形成を目的として行われる企業再編である。株式交換のもとでは、完全親会社となる会社は、完全子会社となる会社の株主から全株式を受け取るのと交換に、自社株を交付することになる。完全子会社の法人格が消滅しない点に合併との相違

図表 2.3 株式交換の手続き

となるのは存続会社、および完全親会社のみである。前述の条件を満たす場合であっても、合併における消滅会社、および株式交換における完全子会社は特別決議が必要とされる。



点があるが、達成される経済的効果は同様である。したがって、図表 2.3 に示したとおり、手続きもまた合併とほぼ同様に行うよう規定されている。

すなわち、上場会社であれば、株式交換について当事会社の間で合意に至った段階で、当事会社は適時開示規則に基づいてただちにその旨を公表するとともに、株式交換比率や株式交換日などの合意事項を記載した基本合意書を作成する。そして、基本合意書の内容について交渉を重ねたのち、株式交換契約書の調印によって最終的に決定される。株式交換契約書は、当事会社の財務諸表などとともに事前開示書類として、株主総会の2週間前から株式交換日の6ヶ月後まで本店に備え置かなければならない(会社法第799条第2項、会社法施行規則第193条)。株式交換契約書で決定された事項は、株主総会の特別決議によって株主から承認を得なければならない(会社法第795条)。この株式交換に反対する株主には株式買取請求権が与えられる(同法第797条)。また、株式交換の経緯や結果に関する情報は、事後開示書類を株式交換日から6ヶ月間、本店に備え置かれる(会社法第801条)。これらの手続きはすべて合併と同じである。

ただし、合併と比較して、債権者保護の手続きの対象者に若干の相違がみられる。会社法によれば、株式交換では以下の2つに該当する場合には、債権者が異議を述べることを認めている（同法第799条第1項）³。第1に、対価として完全子会社に交付される株式が、完全親会社の株式以外の財産である場合である。第2に、完全子会社が発行している新株予約権付社債を完全親会社が承継する場合である。このような場合、完全親会社となる会社は合併の場合と同様、株主総会の終了後2週間以内に公告を官報に掲載し、異議がある場合には一定期間内に会社に申し出るよう債権者に催告しなければならない（同法第799条第2項）。そして、債権者から異議があった場合は、その債権を弁済するなどの措置をとる必要がある。

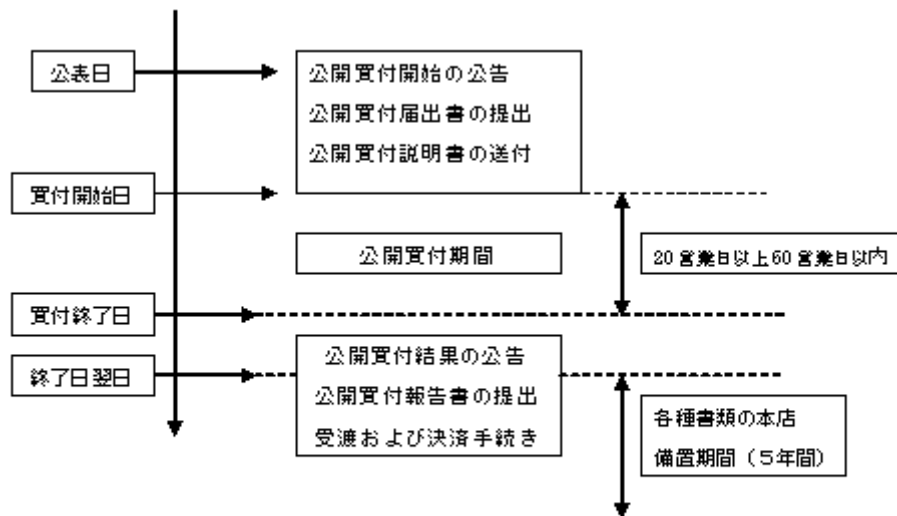
（3）株式公開買付の手続き

前述のとおり、本論文の調査対象は吸収合併および株式交換という株式を対価とする企業再編である。しかし、比較のために現金を対価とする企業再編についても分析を行うことにし、このとき分析対象として株式公開買付を想定した。そこで、株式公開買付の手続きについても併せて検討しておきたい。

被買収企業が公開企業であり、買収後の持株比率が3分の1を超える場合には、金融証券取引法の規定により株式公開買付を実施しなければならない（金融商品取引法第27条の2第2項）。ここに、株式公開買付とは、「不特定かつ多数の者に対し、公告により株券等の買付等の申込み又は売付等（売付その他の有償の譲渡をいう。以下同じ。）の申込みの勧誘を行い、取引所金融商品市場外で株券等の買付等を行うこと」をいう（同法第27条の2第6項）。

図表 2.4 株式公開買付の手続きの概要

³ なお、改正前の商法のもとでは、株式交換における債権者保護手続きは不要であった。これは、当事業の債務が他の企業の承継されることはなく、対価として交付される財産も完全親会社となる会社の株式に限定されていたので、債権者に不利益になるおそれがないと考えられていたためである。



株式公開買付は、図表 2.4 に示したような一連の手続きを経て実施される。まず、公開買付を実施する意思決定を買収企業の取締役会が行った時点で、当該企業は、買付期間、買付価格、買付株式数、被買収企業の取締役会で承認が得られているか否かといった情報を、公開買付開始の公告として新聞で公表する必要がある（同法第 27 条の 3 第 2 項）⁴。また、買収企業は公告を行った同日に、公開買付届出書を内閣総理大臣に提出する必要がある（同法第 27 条の 3 第 2 項）。公開買付届出書には、公開買付開始の公告で公表した内容が記載されることになる。さらに、買収企業は公開買付説明書を交付し、公開買付届出書の記載事項を被買収企業の株主に対して周知させなければならない（同法第 27 条の 9）。

買付にかかる行為は、公開買付届出書が受理された翌日から可能となる。買付の期間は 20 営業日以上 60 営業日以内で設定される。また、この期間は、原則として公開買付以外の手段で被買収企業の株式を取得することはできない（同法第 27 条の 5）。株価操作に利用されることを防ぐため、公開買付の撤回は原則的に禁止されている（同法第 27 条の 11 第 1 項）。買付条件を変更することは可能であるが、買付価格の引き下げや買付予定株式数の減

⁴ 証券市場へ十分に周知させるため、国内で時事に関する事項を総合して報道する日刊新聞紙、もしくは国内で産業および経済に関する事項を全般的に報道する日刊新聞紙の 2 紙以上を含む日刊新聞紙に掲載することが、金融商品取引法によって規定されている。

少など、応募株主に不利となるような変更は禁止されている（同法第 27 条の 6）。また、条件を変更した場合は変更内容を日刊新聞紙にて公告する必要がある。

買収企業は買付の上限と下限を設定することができる（同法第 27 条の 13 第 4 項）。すなわち、買付の期間が終了しても応募株数が買付の予定株数に満たない場合は、応募株券の全部を買収しないという条件を付すことができる。また、応募株数が買付の予定株数を超過する場合は、その超過部分の全部もしくは一部を買収しなくてもよい。ただし、公開買付の結果として持株比率が 3 分の 2 以上となる場合は、応募株式の全部を買付ける義務が課される。予定株数の超過部分の買付を行わない場合は、すべての応募株主から按分比例によって決済を行わなければならない（同法第 27 条の 13 第 5 項）。

買付の期間が終了した際、買収企業は買付結果を公表する必要がある。また、買付期間が終了した翌日、買収企業は公開買付報告書を作成し、買付結果を内閣総理大臣に報告しなければならない（同法第 27 条の 13）。そして、同日から 5 年間にわたり、公開買付届出書や公開買付報告書など、株式公開買付に関する書類を本店または主たる事務所に備え置かなければならない（同法第 27 条の 14）。

第 4 節 企業再編の会計処理の概要

本節では、本論文が対象とする企業再編の会計処理について簡単に確認する。取引時点における企業再編の会計処理は、企業会計審議会の「企業結合に係る会計基準」に準拠して行うことになる。また、この基準を適用する際の指針としては、企業会計基準委員会が企業会計基準適用指針第 10 号「企業結合会計基準及び事業分離等会計基準に関する適用指針」を公表している。会社計算規則においても、これらの会計基準と整合するような規定が設けられている。

これらの基準によれば、企業再編は経済的実態に応じて「取得」と「持分の結合」の 2

つに分類される。ここで「取得」とは、「ある企業が他の企業（被取得企業）又は企業を構成する事業に対する支配を獲得して一つの報告単位となること」をいう（企業結合に係る会計基準二・4）。また、「持分の結合」とは、「いずれの企業（又は事業）の株主（又は持分所有者）も他の企業（又は事業）を支配したとは認められず、結合後企業のリスクや便益を引続き相互に共有することを達成するため、それぞれの事業のすべて又は事実上のすべてを統合して一つの報告単位となること」をいう（同基準二・5）。企業結合の会計処理を行うにあたっては、まずこの2つの経済的実態を識別することが必要となる。

これら2つの経済的実態が最も相違する点は、持分の継続の有無である。したがって、企業結合会計基準において、「取得」と「持分の結合」の識別は、持分の継続の有無を規準として行われることとなる。すなわち、結合当事企業のいずれかの株主持分のみが継続し、いずれかの株主持分の継続が断たれている場合、経済的実態は「取得」に該当すると判断される。一方、すべての結合当事企業における株主持分が継続しているのであれば、その経済的実態は「持分の結合」に該当すると判断されるのである。

持分の継続は抽象的な概念であるので、何をもちて持分の継続を判断するかに関しては、議論の余地がある。企業結合会計基準は、持分の継続の有無を対価の種類および支配の有無という観点から判定している（企業結合に係る会計基準の設定に関する意見書三・2・(1)）。企業結合の経済的実態は、次の3つの要件を通じ、段階的に判定される。以下の3要件をすべて充足する場合は、いずれの結合当事企業の持分も継続していると判定され、経済的実態は「持分の結合」であるとして処理される。他方、3要件のうち1つでも満たさない場合は、いずれかの結合当事企業の持分が断たれたと判定され、「取得」の企業結合であると見なされることとなる（同基準三・1）。

まず第1に、対価はすべて議決権付普通株式であることである。対価が現金等の財産である場合は、被取得企業の株主は議決権を失うので持分は継続しない。したがって、そのような取引は「取得」の企業結合と判定される。

第2に、結合後企業に対して、各結合当事企業の株主が総体として有する議決権比率が

等しいことである。企業結合会計基準では、結合後における当事企業の議決権比率が 50 対 50 から上下概ね 5 パーセントポイント、すなわち 45 対 55 の範囲内にあるとき、当該比率は等しいと判定する（同基準・注解 3）。議決権比率がこの範囲外にある場合は、結合当事企業間に支配従属関係が存在すると考えられるため、「取得」の企業結合に該当すると判定される。

第 3 に、議決権比率以外の支配関係を示す一定の事実が存在しないことである。議決権比率以外の支配関係を示す一定の事実がある場合として、企業結合会計基準は以下の 4 つを挙げている（同基準・注解 4）。すなわち、①結合当事企業の一方の役員や従業員が結合後企業における意思決定機関の構成員の過半数を占めている場合、②財務上もしくは営業上の方針決定を支配する契約により、一方の結合当事企業が有利な立場にある場合、③結合後 2 年以内に一方の結合当事企業が営む事業の大部分を処分する予定がある場合、および④交付された株式の割合が両者の株式の時価に基づく比率から大きく乖離している場合、の 4 つである。このような場合は、支配従属関係が存在すると考えられるため、「取得」の企業結合に該当すると判定される。

（1）「取得」の企業結合の会計処理方法

経済的実態が「取得」と判定される合併や株式交換は、実質的に一方の企業が新規投資を行ったことと同じである。したがって、パーチェス法では、複数の資産および負債を一括して取得または引き受けた場合のような、一般的な交換取引と首尾一貫した会計処理が求められている。すなわち、パーチェス法では、まず取得原価の算定を行い、その取得原価を取得または引き受けた個々の資産および負債に対して配分を行う。

この際、取得原価は、支払対価となる財の時価として算定される。すなわち、対価が現金の場合は現金支出額を取得原価とする。一方、対価が現金以外の資産の引き渡し、負債の引き受けまたは株式の交付の場合は、承継された純資産の時価と対価となる財の時価のうち、より高い信頼性をもって測定可能な方を取得原価として採用する（企業結合に係る

会計基準三・二・(2))。したがって、取得企業が上場会社である合併や株式交換では、公表日前の株価に基づく算定額が取得原価となる。

取得原価は、被取得企業から取得した資産および引き受けた負債の企業結合時点の時価を基礎として配分される(同基準三・二・(3))。取得原価が承継純資産を上回る場合、その差額はのれんとして固定資産に計上される(同基準三・二・(3))。のれんは超過収益力を反映したものであると解釈される。そして、このような超過収益力は競争を通じて徐々に失われるので、20年以内のその効果が及ぶ期間にわたり、定額法その他の合理的な方法により定期的に償却を行うことが求められる(同基準三・二・(4))。一方、取得原価を承継純資産が上回る場合は、その差額を負ののれんとして固定負債に計上することになる(同基準三・二・(3))。負ののれんもまた、正ののれんとの対称性を重視し、20年以内の期間で定期的に償却される(同基準三・二・(5))。

なお、合併や株式交換で増加する資本金および資本準備金の額は、当事会社間の合併契約によって決定される(会社計算規則第58条第1項第1号、および第68条第1項第1号)。合併で増加する資本準備金は合併差益、株式交換で増加する資本準備金は株式交換剰余金と呼ばれることがある。取得原価から資本金および合併差益もしくは株式交換剰余金を控除して、さらに残額が生じる場合は、その他資本剰余金として処理する。ただし、株式交換においてその他資本剰余金を計上するためには、債権者保護手続きが必要となる(会社計算規則第58条第1項第3号、および第68条第1項第3号)。

(2)「持分の結合」の企業結合の会計処理方法

経済的実態が「持分の結合」と判定される企業結合では、いずれの結合当事企業も支配を獲得したとは認められず、結合後企業のリスクや便益が引続き相互に共有されることを想定している。したがって、持分プーリング法では、結合当事企業が従来から結合されて存続しているものとして会計処理が行われる。すなわち、会計処理方法の統一および企業結合前の取引等の消去に伴う修正を行う場合を除き、結合当事企業におけるすべての資産、

負債および資本は適正な帳簿価額で引き継がれることとなる（企業結合に係る会計基準三・三・(1)）。また、株主資本の内訳についても、資本金、資本剰余金および利益剰余金などがそのまま引き継がれる（会社計算規則第59条、および第69条）。したがって、持分ブーリング法のもとでのれんが計上されることはない。

第5節 要 約

本章では、企業再編の分析を行う前段階として、本論文が対象とする企業再編の範囲を明確化した。そのうえで、それらの企業再編に課される法制度上の手続きおよび会計処理について概観した。

会社法によれば、企業再編の形態は、①その目的が会社の合併、親子関係の形成、会社の分割のうちいずれであるのか、そして②既存の会社を活用するのか、会社を新設するのかといった観点から6種類に分類される。また、金融商品取引法では、株式取得によって支配を獲得する企業再編として、株式公開買付に関する規定を設けている。これは、買収後の持株比率が3分の1を超える場合に課される制度である。本論文における企業再編とは、このような組織構造の再編に関する概念を統一的に表記したものである。

本章では、こうした企業再編のうち、株式を対価とするものとして吸収合併および株式交換を、また現金を対価とするものとして株式公開買付を、それぞれ対象として分析を行うことを確認した。これら3形態は、対価の種類が識別できるうえ、存続会社もしくは完全親会社の会計行動が、企業再編の前後の期間にわたり観察可能である点で分析の目的と合致する。さらに、これらの取引形態は先行研究でも対象とされることが多い代表的なものであり、先行研究の分析との整合性をはかるうえでも妥当であると判断する。

続いて本章では、予備的知識として、このような企業再編の法手続き、および会計処理の概要について確認した。取引時点の会計処理については、いずれの再編形態も「企業結

合に係る会計基準」などに準拠して同様の処理が行われる。すなわち、経済的実態が「取得」と「持分の結合」のいずれに該当するかが識別され、「取得」と判定された場合はパーチェス法が、「持分の結合」と判定された場合は持分プーリング法が、それぞれ適用されることになる。なお本論文では、「企業結合に係る会計基準」が適用される以前の会計期間を分析対象としている。本章で確認したような会計処理が経営者の利益調整行動とどのような関係を持つのかは、サンプルの蓄積を待って今後に検証すべき課題である。

一方、法制度については、以下の点が確認された。まず、合併と株式交換については、債権者保護手続きの対象となる債権者に制限が設けられているか否かという1点を除けば、大きな相違点は存在しない。これに対し、株式公開買付は個々の株主から株式を買付けることで成立し、株主総会の決議や債権者保護手続きが必要とされない。この点で、株式公開買付は合併や株式交換と比較して機動的な企業再編形態であるといえる。ただし、このような法的手続きの相違は、本論文の分析において特に問題となるものではない。

本論文で重要となる点は、企業再編の公表に関する規制である。本章では、分析対象となる企業再編は、すべて同じタイミングで公表を行うことを確認した。合併、株式交換、および株式公開買付のいずれも、証券取引所の適時開示規則にしたがい、取引が基本合意に至った時点でただちにその旨を公表する。また、合併比率と株式交換比率のいずれについても、基本合意事項として公表日に開示されるのが原則的であるので、合併比率と株式交換比率の公表のタイミングにも基本的に差異はない。

次章以降では、このような前提のもとで、合併、株式交換、および株式公開買付に際しての経営者の利益調整行動について検証を進めることにする。

(付録) 公表日における基本合意事項の開示例

各 位

平成18年10月17日

会 社 名 株式会社 ノジマ

代表者名 代表執行役会長 野島 廣司

(JASDAQ・コード 7419)

合併に関する基本合意書締結のお知らせ

当社は、平成18年10月17日開催の取締役会において、平成19年3月1日を期して、下記のとおり株式会社真電（東証2部・コード9911）と合併することで基本的合意に達し、「合併に関する基本合意書」を締結することを決議いたしましたのでここにお知らせいたします。

記

1. 合併の目的

株式会社真電は、AV、並びにエアコン、冷蔵庫などの季節・白物家電等の家庭用電器製品の販売事業をおこなっており、新潟県内26店舗で展開をしております。

同社は、創業以来、地域の専門店として地元に着し、地域のお客様から支持される店舗を目指し、家庭用電化製品の販売のみならず、家電製品の点検サポート等のサービスを行う「タスキーサービス」を積極的に推進し、お客様の満足度の向上に努めております。

一方当社は、デジタルAV家電関連商品の販売やサービスの提供、又、携帯電話端末販売事業に強みをもった専門店を、主に神奈川県を中心としたロードサイド、ショッピングモール、丸井をはじめとした駅前インショップの形態で、神奈川県及びその周辺地域にて60店舗の展開をしております。

更に、当社グループ内には、携帯電話端末の卸売、開通業務を行うソロン株式会社、同商品の販売を行う株式会社テレマックス、楽天市場やyahoo!にてインターネット通販「いでじ!!」の運営を行っている株式会社イーネット・ジャパン、主要都市や、ショッピングモール内で音楽CD、DVD販売を行う株式会社WAVEなど、当社を中心として、販売・企画・管理など様々な点で、シナジー効果を得られる業態のみを結集させNojimaグループを形成しております。

特に、携帯電話端末の販売関連では、国内携帯電話の全キャリアの一次代理店の権利を有するのが大きな武器となっております。

今期に入りわが国経済は、企業業績の改善を背景に設備投資の増加や個人消費の緩やかな上昇もあり、景気は回復基調で推移しておりますが、原油価格の高騰等の懸念事項もあり先行き

不透明な状況であります。

一方家電流通業界につきましても、単価ダウンやパソコン販売の不振、期待の薄型テレビもワールドカップ効果が限定的であったこと、さらには梅雨の長期化によりエアコン販売が低調であった等の状況にあり、更に、同業他社との競争状態も激しさを増しております。

このような状況下、株式会社真電との合併につきましては、両社の出店地域の重複がないため地域補完性が期待できる一方で、商品アイテムにつきましては数多くのもが重複しており、仕入統合等によりローコスト化、高効率化が期待できると考えております。

更に、物流部門や本部間接部門の統合、当社システムへの統合を行うことにより、より強固な財務体質を持ち、スピーディーでかつローコストの経営を行うことが可能となると考えております。

株式会社真電の店舗につきましては、小型店が中心であり、且つ、老朽化も進んでおりますので、改装・スクラップアンドビルド等積極的に行い、お客様の立場に立った店舗作りをしてまいります。又、株式会社真電の店舗の品揃えについても情報関連、通信関連を中心に改善の余地があり、当社のノウハウを注入することにより業績の向上が可能であります。

株式会社真電はここ数年業績不振が続いておりますが、上記記載のように、同社との合併によりシナジー効果が十二分に期待できますので、今般、同社と合併することで基本的合意に達し、本日基本合意書を締結することといたしました。

2. 合併の要旨

(1) 合併の日程

合併基本合意書承認取締役会	平成18年10月17日
合併契約締結	平成18年11月30日(予定)
合併契約承認臨時主総会 (当社、株式会社真電)	平成19年1月15日(予定)
合併期日(効力発生日)	平成19年3月1日(予定)
合併登記	平成19年3月1日(予定)
株券交付日	平成19年3月5日(予定)

(2) 合併方式

株式会社ノジマを存続会社とする吸収合併方式で、株式会社真電は解散します。

(3) 合併比率

会社名	株式会社ノジマ	株式会社真電
合併比率	1	0.53

(注) 1. 株式の割当比率

株式会社真電の株式1株に対して、株式会社ノジマの株式0.53株を割当いたします。尚、上記割当比率につきましては、本基本合意締結後速やかに行われるデュレディジェンスの結果を反映し変更の可能性があります。

2. 合併比率の算定根拠

合併比率の算定につきましては、それぞれ第三者機関として、当社が大和証券SMB C株式会社、株式会社真電が株式会社GMDコーポレートファイナンスに依頼し、その算定結果を参考として、当事会社間で慎重に協議を重ね上記の通り決定いたしました。

3. 第三者機関による算定結果、算定方法及び算定根拠

大和証券SMB C株式会社は、当社、株式会社真電の両社に対しては市場株価法、DCF（ディスカунテッド・キャッシュ・フロー）法による分析を実施し、その結果を総合的に勘案して合併比率を算定しました。また、当社は、株式会社GMDコーポレートファイナンスが、当社、株式会社真電の両社に対しては市場株価方式、DCF（ディスカунテッド・キャッシュ・フロー）方式および修正純資産方式による分析を実施し、その結果を総合的に勘案して合併比率を算定した旨、株式会社真電に確認しております。

4. 合併により発行する新株式数等

当社は、合併に際し新たに発行する普通株式及び、現在当社が保有している自己株式を株式会社真電の株主に割り当てる予定であります。現段階では、当社の自己株式数が確定していないため、上記新株式数について未定であります。確定次第お知らせいたします。

(4) 株式会社真電の新株予約権及び新株予約権付社債に関する取扱い

株式会社真電には、新株予約権及び新株予約権付社債は存在しません。

(5) 会計処理の概要

企業会計上は取得に該当しますが、現段階では営業権計上金額及び償却年数は未定であります。確定次第お知らせいたします。

3. 合併当事会社の概要

(平成18年3月31日現在)

①	商号	株式会社ノジマ（合併会社）	株式会社真電（被合併会社）
②	主な事業内容	パソコン・AV 関連用品・家庭用電気製品・通信関連機器の販売	パソコン・AV 関連用品・家庭用電気製品・通信関連機器の販売

③	設立年月日	昭和37年4月28日	昭和50年8月21日
④	本社所在地	神奈川県相模原市横山一丁目1番1号	新潟県新潟市万代二丁目3番16号リハビリティSDビル
⑤	代表者	執行役会長 野島 廣司	取締役社長 真柄 準一
⑥	資本金の額	2,430百万円	1,300百万円
⑦	発行済株式総数	15,846,496株	11,417,650株
⑧	純資産	10,020百万円	11,511百万円
⑨	総資産	34,746百万円	12,847百万円
⑩	決算期	3月31日	3月31日
⑪	従業員数	515人	229人
⑫	主要取引先	一般顧客、大手家電メーカー	一般顧客、大手家電メーカー
⑬	大株主及び持株比率	野島 廣司 12.5% 野島 隆久 12.2% 野島 絹代 12.0%	ラオックス 17.6% 真柄 準一 17.0% (財)真柄福祉財団 14.0%
⑭	主要取引銀行	三菱東京UFJ 銀行 横浜銀行	みずほ銀行 第四銀行
⑮	当事会社の関係	資本関係	該当ありません。
		人的関係	該当ありません。
		取引関係	該当ありません。

(16) 最近3決算期間の業績 (単位：百万円)

決算期	株式会社ノジマ (合併会社)			株式会社真電 (被合併会社)		
	平成16年 3月期	平成17年 3月期	平成18年 3月期	平成16年 3月期	平成17年 3月期	平成18年 3月期
売上高	81,167	85,179	95,342	9,833	10,188	9,319
営業利益	163	1,703	1,716	△248	△188	△609
経常利益	745	2,293	2,338	65	68	△199
当期純利益	249	857	1,298	53	51	△500
1株当たり当期純利益(円)	36.44	60.95	89.71	4.80	4.64	△45.43
1株当たり配当金(円)	15.00	10.00	11.00	6.00	6.00	5.00
1株当たり純資産(円)	914.66	503.29	636.18	1,088.83	1,086.59	1,045.42

(注) ノジマは、平成16年8月20日付で1株を2株に株式分割を実施しております。

4. 合併後の状況

- | | |
|--------------|--|
| (1) 商号 | 株式会社 ノジマ |
| (2) 主な事業内容 | デジタルAV 家電関連商品の販売、携帯電話の販売、その他これに付随するサービスの受付 |
| (3) 本店所在地 | 神奈川県 横浜市 |
| (4) 代表者 | 野島 廣司 |
| (5) 資本金の額 | 合併により発行する新株式数が未定であり、今後確定次第お知らせいたします。 |
| (6) 総資産 | 合併により発行する新株式数が未定であり、今後確定次第お知らせいたします。 |
| (7) 事業年度の末日 | 3月31日 |
| (8) 業績に与える影響 | 現在策定中であり、明らかになり次第速やかにお知らせいたします。 |

以上

(注) 株式会社ノジマのホームページより入手 (<http://www.nojima.co.jp/ir/news/20061017.pdf>)。

第3章 企業再編における経営者の利益調整行動—先行研究—

第1節 はじめに

本章では、企業再編における利益調整の先行研究について、その他の利益調整研究との関係も明らかにしながらレビューする。

近年、わが国の企業再編は急激な増加傾向にある。増加の背景としては、株式の流動性が高まったことや規制緩和が進んだことなど多様な要因が考えられるが、少なくとも企業再編が重要な経営戦略の一環として実務に定着しつつあることは事実であろう。このような状況のもとでは、取引の効率性がより重視されると考えられる。

企業再編における取引の効率性を追求するうえで重要な要因の1つが、株式交換比率や合併比率である。一般的に、株式交換比率や合併比率は、当事企業の相対的な株価や業績などに基づいて決定される。つまり、相対的な株価や業績が高いほど、自社の株式交換比率や合併比率は有利となり、対価として交付する株式数を抑えることが可能となるのである。そこで、企業再編を行う経営者は、株式交換比率や合併比率を有利に決定づけるために、株価を引き上げる動機を有する。その手段として考えられるのが利益調整 (earnings management) であり、先行研究では経営者の利益調整行動について多くの実証的証拠が報告されている。第3章と第4章では、わが国の企業再編においても利益調整が行われているのかについて検証する。利益調整に関する研究は近年に著しく発展した会計研究領域のひとつであり (Beaver[2002], p.453)、企業再編のみならず多くの局面で分析の対象となっている。そこで、まず本章では利益調整に関する研究の潮流を概観し、企業再編における利益調整研究の位置づけを確認する。

本章の構成は以下のとおりである。続く第2節では、経営者が利益調整を行う動機を明らかにする。第3節では、先行研究で採用されている利益調整の検出方法について概観す

る。第4節では、企業再編における利益調整の研究をレビューする。最後に、第5節で本章の内容を要約する。

第2節 利益調整の動機

(1) 利益調整の動機の分類

先行研究によれば、経営者が持っている利益調整の動機は主に以下の3点に分類することができる(Healy and Wahlen[1999]; 岡部[2004]; 太田[2007(a)]; 須田他[2007])。

まず第1に、証券市場に関する動機である。例えば、株式の新規公開(initial public offering : IPO)や公募増資を行う場合、経営者は株価を最大化し、資金調達や創業者利潤で有利な条件を達成しようという動機を有する。会計利益は株価と密接な関連性があることが多くの研究で明らかにされているので、経営者は利益捻出を図ると考えられる(例えばTeoh et al.[1998(a)]; Teoh et al.[1998(b)]; 永田[2004]; 永田・蜂谷[2004]; 松本[2005])。また、当期の報告利益が減益である場合、もしくは純損失である場合、証券市場はマイナスの評価を下すと予想される。そこで、このような局面において経営者は利益捻出によって減益や純損失の報告を回避する動機を持つことになる(Burgstahler and Dichev[1997]; 首藤[2001])。さらに、アナリストや経営者による予想利益の水準を達成することも、証券市場に関連した利益調整の動機の1つである(例えばDegeorge et al.[1999]; Kasznik[1999]; Matsumoto[2002]; Abarbanell and Lehavy[2003]; Burgstahler and Eames[2003]; 須田・首藤[2004])。減益や純損失の回避の場合と同様、アナリストや経営者の利益予測を達成できなければ、市場からのペナルティが懸念されるためである。

第2に、契約上の動機が考えられる。例えば、債務契約にあたり、利益維持条項や純資産額維持条項などの財務上の特約が設定される場合を考える¹。このとき、財務上の特約に

¹ 利益維持条項とは、「(社債) 発行会社の経常損益が3期連続して損失となった場合、社債全額について

抵触すれば企業は大きなコストを負担することになる。そこで、抵触するおそれがある場合、経営者は利益捻出を行うことで抵触を回避する動機を有すると考えられる (DeFond and Jiambalvo[1994])。また、利益連動型の経営者報酬制度が設定されている場合、経営者は報酬増加という個人的な目的から利益捻出の動機を有する (Holthausen et al.[1995] ; Guidry et al.[1999])。

第3に、規制に関する動機である。例えば、電力会社などの公益法人は、料金について政府から規制を受けており、それは経営成績に応じた設定を要請される場合が多い。そこで、公益法人は過度に経営成績が良好である場合、利益圧縮を行う動機を有すると考えられる (奥村[1997])。また、銀行業や保険業は、会計数値に基づいたモニタリングにより規制を受けているので、規制に違反することを回避するために利益捻出を行うことが考えられる (Moyer[1990] ; Scholes et al.[1990] ; Beatty et al.[1995] ; Collins et al.[1995])。さらに、アメリカの先行研究では、原油価格高騰に伴う便乗値上げによって利益を獲得しているという批判とそれに関する政治的圧力から免れるために、石油会社は原油価格の上昇時に利益圧縮を行うことが明らかにされている (Han and Wang[1998])。この他、司法省が独占禁止法違反の有無について調査を行った対象企業は、違反がないことをアピールするために利益圧縮の会計手続きを選択することが実証されている (Cahan[1992])。また、国際貿易委員会 (International Trading Committee : ITC) が国内産業保護のために調査を行った年度では、国内企業は保護を受けることを目的として利益圧縮の会計手続きを選択することが示されている (Jones[1991])。

(2) 企業再編における利益調整の動機

企業再編における利益調整は、主として第1の証券市場に関する動機に基づいていると考えられる。前述のとおり、株式交換や合併のように対価が株式である企業再編では、取

期限の利益を喪失する」というものである。また、純資産額維持条項とは、例えば「(社債) 発行会社は、純資産を発行直前期の純資産の75%以上に維持しなければならない」といった内容の財務制限条項を意味する (須田[2000], 77頁)。

得企業と被取得企業の相対的な収益力や株価によって取得価格が決定される。すなわち、取得企業は自社の収益性や株価が高いほど、株式交換比率や合併比率を有利に決定することができ、結果的に合併や買収で交付する株式数を抑えることが可能となるのである。したがって、合併や株式交換など株式が対価となる取引において、経営者は利益捻出のための会計手続き選択をすると考えられる。

ここで、わが国における株式交換比率や合併比率の決定方法について、より詳細に確認しておくこととする。前章で言及したとおり、株式交換比率や合併比率については、証券会社や投資銀行、M&A コンサルティング会社など、第三者機関に企業価値の算定を依頼し、算定された企業価値を基礎として当事企業が協議のうえ、最終的に決定するのが一般的である（松井[2000], 18 頁）。具体的な算定方法としては、市場株価平均方式、純資産方式、収益力方式などが用いられる（松井[2000]；渡辺[2004]など）。市場株価平均方式とは、当事企業の一定期間における株価の平均値に基づき、企業価値を評価する方法である。当事企業が公開企業である場合は、この市場株価平均方式を採用するケースが多い。一方、当事企業が非公開企業の場合は、収益力方式や純資産方式が多く用いられるようである。収益力方式とは、当事企業の収益力に基づいて企業価値を算定する方法であり、収益還元方式や DCF（discounted cash flow）方式などがこれに含まれる。収益還元方式とは、当事会社の利益額を同業他社の平均利益率で還元して企業価値を評価する方法である。また、DCF 方式とは、将来キャッシュ・フローの割引現在価値から導出された理論株価を基礎とし、企業価値を算定する方法である。そして、純資産方式とは、当事企業の純資産に基づいて企業価値を評価する方法である。純資産については帳簿価額で評価する方法（帳簿価額法）と、再調達原価で評価する方法（再調達法）の 2 通りがある。さらに、業績や企業規模が類似した同業他社の純資産や利益を比較することで、当事企業の企業価値を算定する方法も存在する。これは、類似会社比準方式と呼ばれている。

このような算定方法の利用状況については、監査法人トーマツが調査を行っている。トーマツは、株式交換の契約締結時における適時開示情報に記載された株式交換比率の算定

根拠を集計し、調査している。対象期間は、2005年10月1日から12月31日、および2006年4月1日から6月30日までの2期間である。調査結果は図表3.1に示したとおりであった。ここからは、完全親会社については株価に基づいて算定する場合が最も多いことが分かる²。つまり、相対的な株価が高いほど完全親会社の企業価値は高く算定され、結果として株式交換比率を有利に決定することができるのである。

図表 3.1 株式交換比率の算定方法

(単位：件)

対 象	算定方法	2005.10-12	2006.4-6
完全親会社	市場株価平均方式	38	34
	その他	9	18
完全子会社	DCF 方式	26	28
	純資産方式	20	22
	類似会社比準方式	15	21
	市場株価平均方式	7	15
	その他	5	5

(出所) 監査法人トーマツ HP (<http://www.ek.tohatsu.co.jp/bunseki/html/bunseki0610.shtml>)。

同様の調査は、黒川[1999]でも実施されている。黒川[1999]では、上場会社から東京証券取引所に提出された合併比率算定書に基づき、合併比率の算定の根拠について調査している。サンプルは、1975年1月1日から1986年12月31日までに合併期日を迎え、かつ合併

² なお、完全子会社側の企業価値は、DCF方式や純資産方式、類似会社比準方式によって算定されている場合が多い。トーマツの調査では、完全子会社が非公開企業である場合が多く、市場株価平均方式が利用できなかったことが主な理由であると考えている。

比率算定書を提出した 108 件である。ただし、完全子会社の合併はサンプルから除外されている。調査の結果、合併比率の決定に際して株価が考慮されているケースは、108 件中 82 件と大半を占めており、それ以外の場合はすべてのケースで純資産額や利益額が評価の対象となっていることが指摘されている。つまり、合併比率の算定に際しても、株価や業績が重要な決定要因であることが分かる。

個別財務諸表と連結財務諸表のいずれについても、利益情報が株価形成に影響を及ぼすことは多くの実証研究で明らかにされている（桜井[1991]；石川[2000]）。したがって、経営者は業績を良好に見せるために利益調整を行い、株価の引き上げを図るであろう。そして、それによって合併比率や株式交換比率を有利に決定づけ、交付株式数を低減させることで効率的に企業再編を実施しようと試みる事が予想される。

第3節 利益調整の検出方法

利益調整の動機が存在するのであれば、実際に経営者が利益調整を行っているのかを分析するための方法が明らかにされなければならない。先行研究では、利益調整の検出方法として、(1)分布に着目した方法、(2)個別項目に着目した方法、および(3)会計発生高に着目した方法という3つが用いられている（Healy and Wahlen[1999]；McNichols[2000]；Beaver[2002]；太田[2007(b)]；須田他[2007]）。以下では、それぞれの研究手法の概要について確認する。

(1) 分布に着目した方法

分布に着目して経営者の利益調整を分析した代表的な研究として、Burgstahler and Dichev[1997]が挙げられる。彼らは、減益や純損失を回避するために経営者が利益捻出を行っていることを、利益の分布の形状を分析することで明らかにしている。

まず彼らは、1976年から1994年までの期間で条件を満たす企業をサンプルとして抽出し、期首の株式時価総額で基準化した利益および利益の変化額を用いてヒストグラムを作成した。そして、利益調整がない状況のもとでは利益の分布が連続的（smooth）な形状をとると仮定し、分布が連続的であるという帰無仮説を検定している。検定統計量は、ある区間における実際の観測値と期待される観測値との数の差をその差の標準偏差で除したものである。分析の結果、利益と利益の変化額のいずれの分布についても、ゼロの近傍で不規則性が観測された。すなわち、ゼロをわずかに下回る区間では連続性を仮定した場合よりも観測値が有意に少なく、ゼロをわずかに上回る区間では観測値が有意に多くなるという結果が得られたのである。以上の結果から、Burgstahler and Dichev[1997]は、利益がわずかな減益傾向もしくは損失である企業は、利益捻出によって減益や損失の報告を回避する傾向にあると結論づけている。

同様の手法は、Degeorge et al.[1999]でもとられている。Degeorge et al.[1999]では、減益回避と損失回避に加え、アナリスト予測の達成という動機を検証するため、アナリストによる予想利益の分布を対象として分析を行い、経営者がアナリスト予測を達成するために利益調整を行っていることを明らかにした。同様の分析は、例えば Burgstahler and Eames[2003]や Abarbanell and Lehavy[2000]でも実施されている。

日本の研究では首藤[2001]や須田・首藤[2004]が同様の結果を示している。首藤[2001]では、Burgstahler and Dichev[1997]と同様、分布に着目した分析を実施し、減益回避および損失回避のための利益調整について分析している。須田・首藤[2004]では、経営者の利益予想を達成するための利益調整について分析を行っている。

（2）個別項目に着目した方法

個別項目に着目した研究としては、例えば Marquardt and Wiedman[2004]などが挙げられる。Marquardt and Wiedman[2004]は、損益計算書のいずれの項目を用いるかによって利益調整のコストは異なるはずであると考えた。そこで、利益調整が行われる可能性のある3つの局

面、すなわち新株の発行、マネジメント・バイアウト (management buyout : MBO)、および減益の場合を対象とし、それぞれの局面において会計発生高の構成項目のどの部分が利益調整に用いられているのかについて分析を行っている。会計発生高の構成項目ごとの利益調整を測定するため、彼らは業績に関する要因をコントロールしたうえで、売上債権、棚卸資産、仕入債務、未払費用、減価償却費、および特別損益項目の裁量部分を検出している。裁量部分は、成長性などに基づいて非裁量部分を推定し、それを実際の金額から差し引くことで導出する。例えば、売上債権の裁量部分は(3.1)式のように表される。ここで、 UAR は売上債権の裁量部分、 AR は売上債権、 $Sales$ は売上高を意味する。 $Asset$ は総資産を意味しており、基準化のために用いられている。 i は企業 i のデータであることを、 t は t 期のデータであることを表す添え字である。

$$UAR_{i,t} = [AR_{i,t} - (AR_{i,t-1} * Sales_{i,t} / Sales_{i,t-1})] / Asset_{i,t-1} \quad (3.1)$$

分析の結果、新株発行企業は、発行前期に売上債権の裁量部分が有意に大きくなった。一方、マネジメント・バイアウトを公表した企業は、公表前期に売上債権の裁量部分が有意に小さくなった。すなわち、これらの企業は主として売上債権を利用した利益調整を行うことが明らかとなったのである。また、減益回避企業は、特別損益項目にかかる裁量部分が有意に大きくなり、特別損益項目を利用した利益調整を行うという証拠が得られた。

なお、この他の研究としては、研究開発に関する支出額に着目した研究 (Baber et al.[1991] ; Perry and Grinaker[1994] ; Bange and DeBondt[1998] ; Bushee[1998] ; Cheng[2004]) や、固定資産の売却などに伴う特別損益項目の増減に着目した研究 (Scholes et al.[1992] ; Bartov[1993] ; Black et al.[1998])、不良債権に対する引当金計上額の変更額に着目した研究 (McNichols and Wilson[1988]) などが挙げられる。また、Phillips et al.[2003]は、繰延税金資産 (deferred tax expense : DTE) が減益回避、損失回避、およびアナリストの利益予想を達成するための利益調整を検出するうえで有効であると主張している。

(3) 会計発生高に着目した方法

会計発生高に着目した方法は、利益調整を検出するに際して最も一般的に用いられる方法である。会計発生高は、当期純利益と営業キャッシュ・フローとの差額として定義される。会計発生高には経営者の見積りや判断が介入するため、利益調整の影響はこの部分に集約されると考えられる。そこで、初期の先行研究では、会計発生高の水準を利益調整の尺度として分析を行っている (Healy[1985])。しかし、会計発生高のなかには、営業活動を行ううえで必然的に生じるものも含まれている。したがって、利益調整の尺度として用いるためには、会計発生高を経営者の裁量部分 (以下、裁量的発生高と表記する) と、非裁量部分 (以下、非裁量的発生高と表記する) とに区分する必要がある。

裁量的発生高の導出を行った先駆的な研究としては、DeAngelo[1986]がある。DeAngeloでは、前期の会計発生高を非裁量的発生高とみなし、前年度からの会計発生高の変化額を裁量的発生高と定義した。しかし、この方法では裁量的発生高に依然として非裁量発生高が混入することになるという批判が存在する。なぜならば、会計発生高が平均回帰的な性質を有することを考慮すれば、会計発生高の増加が確認された会計期間の翌期は経営者の意図にかかわらず会計発生高が減少すると予想されるためである。そこで近年では、会計発生高の推定モデルによって非裁量的発生高を推定し、この予測誤差 (prediction error) として裁量的発生高を導出する方法が広く採用されている。以下では、先行研究で提案されている会計発生高の推定モデルについて概観する。

①ジョーンズ・モデル

会計発生高の推定モデルのうち最も代表的なものは、Jones[1991]によって提案されたジョーンズ・モデルである。Jones[1991]では、アメリカが自国産業保護のための輸入規制を行うに際し、保護対象の候補企業が利益圧縮を行っているという仮説を検証するため、ジョーンズ・モデルと呼ばれる以下の(3.2)式のようなモデルを構築した。これは、会計発生高 (TA) を売上高の変化額 ($\Delta Sales$) と償却性固定資産 (PPE) によって説明するものであり、これ

以降で提示されるモデルの基礎となっている。

$$TA_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta Sales_t + \alpha_3 PPE_t + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

②修正ジョーンズ・モデル

Dechow et al.[1995]が提示した修正ジョーンズ・モデルは、ジョーンズ・モデルの問題点に修正を加えたものである。Jones[1991]では、売上高を通じた利益調整は行われなかったことが前提となっている。しかし、実際は信用販売によって売上高を調整することが可能である。そこで、Dechow et al.[1995]は、売上高から売上債権の変化額（ ΔAR ）を控除することによって、信用販売による利益調整の影響を調整することを提案した。具体的に、修正ジョーンズ・モデルは以下の(3.3)式で表される。

$$TA_t = \alpha_1 + \alpha_2 (\Delta Sales_t - \Delta AR_t) + \alpha_3 PPE_t + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

③CFO 修正ジョーンズ・モデル

第3は、Kasznik[1999]が提示した CFO 修正ジョーンズ・モデルである。Kasznik[1999]では、Dechow et al.[1995]の修正ジョーンズ・モデルに営業キャッシュ・フローの変化額（ ΔCFO ）を独立変数に加える修正を施している。これは、会計発生高と営業キャッシュ・フローとの間にマイナスの相関があることを明らかにした Dechow[1994]などの研究結果を反映したものであり、具体的には以下の(3.4)式のように表される。CFO 修正ジョーンズ・モデルは、他のモデルよりも決定係数が大きくなる点で長所を有する（例えば須田・首藤[2004], 219-220 頁）。しかし、一方で営業キャッシュ・フローの変化額を独立変数に含める理論的根拠に乏しいという問題点も存在する（例えば太田[2007], 116 頁）。

$$TA_t = \alpha_1 + \alpha_2 (\Delta Sales_t - \Delta AR_t) + \alpha_3 PPE_t + \alpha_4 \Delta CFO_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

④フォワード・ルッキング・モデル

第4のモデルとして、Dechow et al.[2003]が提案したフォワード・ルッキング・モデル (forward looking model) がある。Dechow et al.[1995]では、売上債権の変化額の全額を売上高から控除することでジョーンズ・モデルに修正を加えていた。これに対し、Dechow et al.[2003]では、売上債権の変化額のうち一定割合は非裁量部分であるとして、足し戻すという処理を行っている。また、フォワード・ルッキング・モデルでは、前期の会計発生高と当期の売上高成長率 (GR_Sales) を独立変数に加える点に特徴がある。前期の会計発生高は、会計発生高の持続性を捕捉するために含まれた変数である。一方、売上高成長率は売上高の増加に伴う棚卸資産の増加を、利益調整による棚卸資産の増加と区別するために加えられた変数である。具体的には、以下の(3.5)式のように表される。

$$TA_t = \alpha_1 + \alpha_2((1+k)\Delta Sales_t - \Delta AR_t) + \alpha_3 PPE_t + \alpha_4 TA_{t-1} + \alpha_5 GR_Sales_t + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

⑥短期会計発生高モデル

最後に、短期会計発生高を用いた推定モデルについて言及する。減価償却費のような長期の会計発生高は、相対的に利益調整へ利用しづらい項目である。その点を考慮したのが短期会計発生高モデルであり、(3.6)式のように修正ジョーンズ・モデルの独立変数から償却性固定資産を除くかたちで表される。 TCA は短期会計発生高であり、運転資本から発生する項目を意味している。また、Garza-Gomez et al.[2000]は Dechow et al.[1998]の会計モデルを基礎として、同様に短期会計発生高を利用した推定モデルを提案している。さらに、奥村[2002]では Garza-Gomez et al.[2000]のモデルを改良した会計発生高の推定モデルを示している。奥村[2002]は、これを会計プロセス・モデルとよんでいる。

$$TCA_t = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta Sales_t - \Delta AR_t) + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

第4節 企業再編における利益調整の先行研究

(1) 諸外国の先行研究

企業再編における利益調整の先行研究は、いずれも会計発生高の推定モデルに基づいたものである。以下では、これらの研究の内容をレビューする。

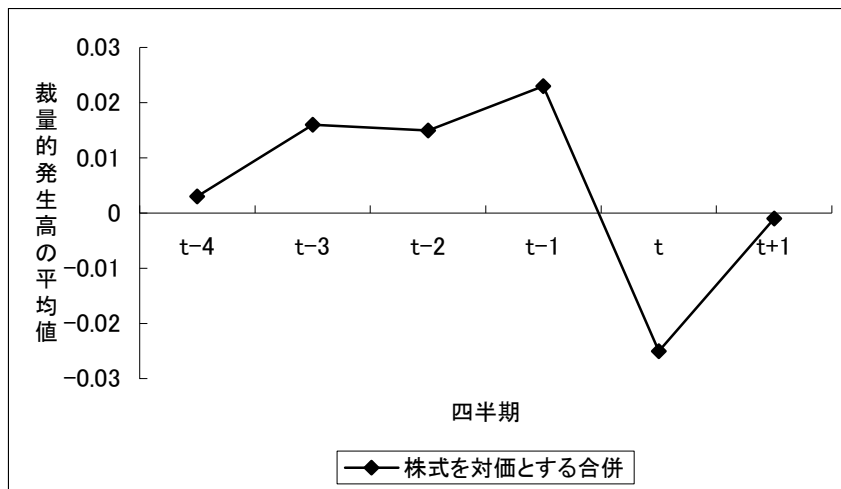
企業再編における経営者の利益調整行動を明らかにした先駆的研究として、Erickson and Wang[1999]が挙げられる。Erickson and Wang[1999]は、1985年から1990年までの期間にアメリカで行われた株式を対価とする合併55件をサンプルとして抽出し、合併前後における裁量的発生高の平均値および中央値の推移を調査した。裁量的発生高は以下の(3.7)式に示したジョーンズ・モデルを調査対象期間にわたって推定することで算定する。変数の定義は前節で示したとおりである。式中の Q は当該会計年度の四半期 j ($j=1, \dots, 4$)であれば1、それ以外は0のダミー変数であり、 Y は会計年度 k ($k=1985, \dots, 1990$)であれば1、それ以外は0のダミー変数である³。すなわち、この分析ではパネルデータ推定によって会計発生高モデルの係数を推定することを意味している。

$$TA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Sales_{i,t} + \alpha_2 PPE_{i,t} + \alpha_3 Q_1 + \dots + \alpha_6 Q_4 \\ + \alpha_7 Y_{1985} + \dots + \alpha_{12} Y_{1990} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.7)$$

分析の結果は、図表3.2に示したとおりとなった。合併の公表日を含む四半期を t 期と定義すると、裁量的発生高は合併の公表前の3四半期前、すなわち $t-3$ 期から増加を始め、直前の $t-1$ 期で最も高くなる。その後、公表直後の四半期である t 期において裁量的発生高は大きく減少する。これは、経営者が合併の公表前3四半期で利益捻出を行い、その後に利益の反転を招いていることを示唆する結果であるといえる。

³ このモデル式によって推定すると、多重共線性の問題が生じることになる。しかし、本章ではErickson and Wang[1999]の表記に従うことにする。

図表 3.2 Erickson and Wang[1999]の結果



(出所) Erickson and Wang[1999], p.163, Figure 2.

この増加の統計的有意性について、彼らは T および D という 2 つの変数を(3.7)式の独立変数に含めることで検証している。 T は裁量的発生高の増加がみられる $t-3$ 期から $t-1$ 期までの期間に該当すれば 1、それ以外は 0 のダミー変数であり、 D は四半期が t 期に該当すれば 1、それ以外は 0 のダミー変数である。分析の結果、 T は 1%水準でプラスとなったが、 D は有意とはならなかった。したがって、公表直前の 3 四半期における裁量的発生高の増加は、統計的にも有意であることが示されたのである。

さらに、Erickson and Wang[1999]では、同じ期間に現金を対価として実施された合併 64 件についても分析を行っている。対価の種類が株式である場合とは異なり、現金の場合は利益調整の動機が経営者に存在しない。分析の結果は予想どおり、合併公表前の四半期においても裁量的発生高の有意な増加は確認されなかった。

以上より、Erickson and Wang[1999]は、経営者は株式を対価とする合併に先立ち、合併比率に関する交渉を有利に進めるため、経営者は利益捻出のための会計手続き選択を採用すると結論づけている。

なお、Erickson and Wang[1999]では、いくつかの追加検証を実施している。第 1 に、合併

の規模と利益調整の関係の分析である。Erickson and Wang[1999, p.167]は、合併の規模が大きいほど利益調整の効果も大きく、したがって利益調整の動機も強いと考えた。そこで、裁量的発生高を従属変数、買収企業の株式時価総額に占める買収総額を独立変数として回帰分析を行った。その結果、独立変数にかかる係数は有意なプラスとなり、予想どおり合併規模が大きい企業ほど利益捻出を行っていることが明らかとなった。

第2に、被合併企業における利益調整の分析を実施した。合併比率を有利に決定するための利益捻出の動機は、合併企業のみならず被合併企業にも存在する。そこで、彼らは被合併企業を対象として同様の分析を行っている。しかし、分析の結果、被合併企業では有意な裁量的発生高は確認できなかった。Erickson and Wang[1999, pp.173-174]はその理由として、被合併企業は交渉開始まで合併を想定していないため、利益捻出を行うための十分な準備期間がないためであると解釈している。

同様の分析は、Louis[2004]でも行われている。Louis[2004]では、Erickson and Wang[1999]以降のサンプル、すなわち1992年から2000年までの期間に行われた株式を対価とする合併373件を対象とし、合併前後における裁量的発生高の推移を調査している。裁量的発生高の算定には、償却性固定資産を考慮せずに短期会計発生高のみを用いる方法をとっている。また、Kothari et al.[2005]の方法に従い、ROAにより裁量的発生高の対応づけを行っている点でもErickson and Wang[1999]とは相違する。しかし分析結果は、Erickson and Wang[1999]と整合するものであった。すなわち、株式を対価とする合併では、公表直前の四半期において有意な裁量的発生高の増加が観察された。これに対し、現金を対価とする合併ではこのような証拠は得られなかったのである。

このような証拠は、アメリカのみならず諸外国の企業再編を対象とした分析からも得られている。Rahman and Bakar[2002]では、1991年から2001年にかけてマレーシアで実施された株式を対価とする買収延べ125件を対象とし、企業再編の公表前期における経営者の利益調整について分析した。分析の結果、彼らは公表の直前期に買収企業の経営者が利益捻出を行っているという証拠を得ている。

Botsari and Meeks[2006]は、1997年から2001年にかけてイギリスで実施された合併および買収延べ176件を対象として同様の分析を行っている。彼らは、ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデル、短期会計発生高モデルをクロスセクションと時系列の2通りで推定し、裁量的発生高を導出した。分析の結果、多くのモデルで公表前期の裁量的発生高が有意に増加し、その傾向は短期会計発生高モデルで推定した方がより顕著に検出できることを明らかにした。さらに、彼らはKothari et al.[2005]に従って業績をコントロールした分析を実施し、これらの証拠が頑健であることを確認している。

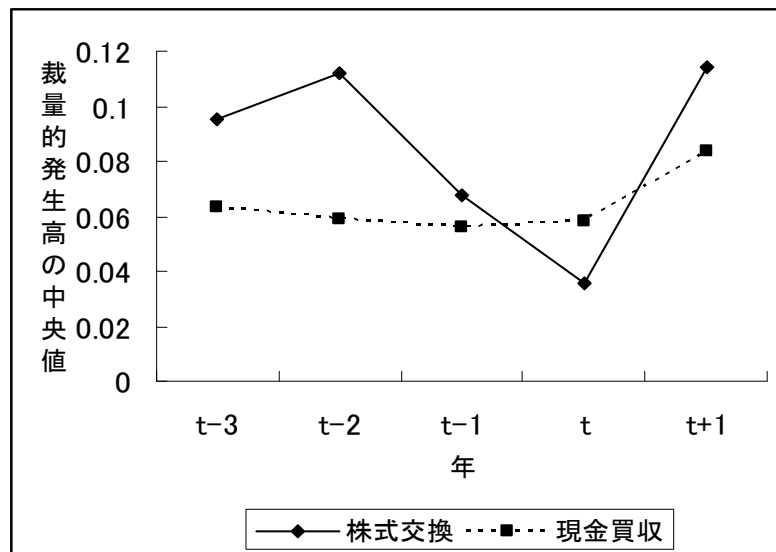
ただし、少数ではあるが、企業再編の前期に経営者の利益捻出について有意な証拠が得られなかった研究も存在する。Rosa et al.[2003]では、1990年から1998年の間に行われた株式を対価とする買収57件および現金を対価とする買収延べ112件を対象として分析を行った。しかし、公表前における再編企業の裁量的発生高から統計的に有意な証拠を得られたのは、企業規模の小さいサンプルに限定した場合のみであった。

また、Heron and Lie[2002]においても統計的に有意な証拠は得られなかった。彼らは、1985年から1997年までにアメリカで実施された買収859件（うち株式を対価とする買収は427件）を対象として、経営者の利益調整行動を分析している。分析の結果、買収企業は同業他社よりも企業再編の前期の収益力が高いことが判明した。しかし、裁量的発生高の有意性検定から、それが経営者の機会主義的な利益調整に起因するものであることを統計的に説明することはできなかったのである。

（2）日本の先行研究

わが国においては、浅野他[2002]の研究があるのみである。浅野他[2002]は国内で実施された株式交換を対象とし、Erickson and Wang[1999]の追試を行っている。サンプルは、1999年以降から2002年3月末までに株式交換を行った企業19社であり、現金買収を行った企業28社との比較を行っている。裁量的発生高はDechow et al.[1995]が提案した修正ジョーンズ・モデルを用いて算定し、株式交換前後における裁量的発生高の平均値および中央値の

図表 3.3 浅野他[2002]の分析結果



(出所) 浅野他[2002]、64 頁、図 2。

推移を調査している。分析の結果は図表 3.3 に示したとおりであった。株式交換もしくは現金買収の公表日を含む会計期間を t 期とすると、株式交換企業の裁量的発生高が最も高くなるのは公表の 2 期前、すなわち $t-2$ 期であり、その後は公表直後の t 期まで減少が続いている。他方、現金買収企業も分析対象期間でほぼ安定的に推移しており、顕著な傾向は確認することができない。また、浅野他[2002]では、株式交換企業と現金買収企業の裁量的発生高について、Wilcoxon 順位和検定を用いた差の有意性検定を実施した。しかしながら、各期間とも統計的に有意な差は検出されなかった。すなわち、わが国では企業再編に先立つた利益調整を示唆する証拠は得られなかったことになる。

このことは、企業再編に際しての経営者の行動が、日米間で異なっていることを示唆する証拠であるかもしれない。ただし、浅野他[2002, 62 頁]でも言及されているように、日米の研究にはいくつかの相違点が認められる。まず第 1 に、サンプルに含まれる企業再編における当事企業間の関係である。Erickson and Wang[1999]では企業集団外の企業との取引が想定されている。これに対し、浅野他[2002]で抽出されたサンプルの大部分は、株式交換が

上場子会社の完全子会社化に利用されたケースである。このようなケースでは、当事企業間の交渉力の差が大きいため、完全親会社の経営者が利益調整を行う動機は相対的に弱いと考えられる。したがって、このようなサンプルの違いが結果に影響を及ぼす可能性がある。第2に、わが国では合併に関する検証が行われていない点である。株式を対価とする企業再編としては、株式交換の他に合併も考えられる。第3に、四半期財務諸表のデータを利用していない点である。わが国ではデータの入手可能性の問題から年次もしくは中間の財務諸表を利用した分析をせざるを得ない。それゆえ、四半期データであれば検出可能であった変化が相殺されている可能性がある。

第5節 要約

本章では、企業再編における経営者の利益調整行動を分析するに先立ち、利益調整に関する主な先行研究を整理し、以下の3点を確認した。

第1に、経営者が利益調整を行う動機である。Healy and Wahlen[1999]をはじめとするいくつかの先行研究から、利益調整の動機は主として、証券市場に関する動機、契約上の動機、および規制に関する動機に大別されることが確認された。このうち、企業再編における利益調整は、証券市場に関する動機に基づいていると考えられる。対価の種類が株式の企業再編においては、合併比率や株式交換比率によって交付株式数が決定されるが、これらは当事企業の相対的な株価に基づいて決定される場合が多い。したがって、経営者は企業再編の交渉に先立ち、利益捻出によって株価を引き上げ、合併比率や株式交換比率を有利に決定づけることで交付株式数の低減を図ると予想される。

第2に、利益調整の検出方法について確認した。近年の先行研究では、分布に着目する方法、個別の項目に着目する方法、および会計発生高に着目する方法の3つによって、経営者の利益調整行動を検出していることを示した。特に、Jones[1991]のジョーンズ・モデル

を基礎とする会計発生高の推定モデルを利用した方法が最も広く採用されており、企業再編の先行研究においてもそれは例外ではないことが示された。

第3に、企業再編の利益調整に関する先行研究を検討した。前述の動機に基づいた仮説検証の結果、アメリカの先行研究では、企業再編の公表直前期において、経営者が利益捻出の会計手続き選択を行っていることが明らかとなった。これに対し、わが国の企業再編を対象とした追試では、経営者の利益捻出を示す証拠が得られなかった。これは、日米間で企業再編における経営者の会計行動に相違があることを示唆しているのかもしれない。しかし、わが国の先行研究には改善すべき課題も多く残されている。例えば、企業集団内の再編がサンプルの相当割合を占めることや合併取引が分析対象から除外されている点などである。したがって、そのような結論を直ちに下すことはできない。そこで、続く第4章では、先行研究で残されたいくつかの問題点を改善したうえで、わが国の経営者が企業再編に先立って利益調整を行っているのかについて改めて分析を行う。

(付 録) 企業再編の利益調整に関する先行研究

研究名 (国名)	対象期間	サンプル数	推定モデル	分析結果
Erickson and Wang[1999] (米)	1985 - 1990	株式=55、現金=64	ジョーンズ・モデル	株式買収企業の裁量的発生高は公表前の3四半期において有意に増加する。
Heron and Lie[2002] (米)	1985 - 1997	株式=427、現金=432	ジョーンズ・モデル 短期会計発生高モデル	株式買収企業の裁量的発生高は公表前期にも有意に増加しない。
Rahman and Bakar[2002] (馬)	1991 - 2000	株式=125、現金=158	ジョーンズ・モデル	株式買収企業の裁量的発生高は、取引の前年度に有意なプラスの値をとる。
Rosa et al.[2003] (米)	1990 - 1998	株式=57、現金=112	修正ジョーンズ・モデル	株式買収企業の裁量的発生高は公表前期にも有意に増加しない。ただし、企業規模の小さいサンプルに限定した場合には、裁量的発生高の有意な増加が観察される。
Louis[2004] (米)	1992 - 2000	株式=236、現金=137	短期会計発生高モデル	株式買収企業の裁量的発生高は公表前の3四半期において有意に増加する。
Botsari and Meeks[2006] (英)	1997 - 2001	株式=55、現金=なし	ジョーンズ・モデル 修正ジョーンズ・モデル 短期会計発生高モデル	株式買収企業の裁量的発生高は公表前期に有意に増加する。その証拠はクロスセクション推定か時系列推定かを問わず頑健であり、短期会計発生高モデルでより顕著に検出が可能である。
浅野他[2002] (日)	1999 - 2002	株式=19、現金=28	修正ジョーンズ・モデル	株式買収企業の裁量的発生高は公表前期にも有意に増加しない。対価の種類によって公表周辺の裁量的発生高の水準に有意な差は生じない。

第4章 企業再編における経営者の利益調整行動—実証分析—

第1節 はじめに

本章では、わが国の企業再編において取得企業の経営者が利益捻出のための会計手続き選択を行っているのかについて実証的に分析する。

前章では、先行研究をもとに利益調整の動機とその検出方法について整理した。企業再編においては、経営者が市場に関連した利益捻出の動機を有しており、実際に企業再編の公表前期に利益調整を行っていることを示唆する証拠が、アメリカを代表とする諸外国の実証研究で報告されていた。一方、わが国では、浅野他[2002]が株式交換企業を対象とした研究を実施しているが、利益調整を示唆する実証的証拠は得られていない。ただし、わが国では浅野他[2002]を除いては先行研究が存在せず、サンプル数など分析上の限界も多かったために、十分な実証的蓄積があるとは判断できない状況にある。そこで、本章では、再編企業の利益調整に関する検証を追加的に行い、先行研究で得られた証拠を補強ないし再検討することを目的とする。

先行研究と比較して、本章の分析には以下のような特徴がある。まず第1に、分析対象を拡大している点である。本章では、株式交換のみならず合併にも対象を拡大して分析を行っている。また、分析対象をより最近まで拡大することで多くのサンプルを扱っている点も特筆すべきであろう。第2に、推定モデルを精緻化している点である。会計発生高推定モデルを用いた分析では測定誤差が問題となるが、その影響を緩和するために代替的な4種類の推定モデルを採用して分析を行っている。第3に、当事企業の間接関係を考慮している点である。わが国の企業再編の特徴として、企業集団内の再編が多いことを挙げることができる。しかし、そのような当事企業の間にはすでに支配関係が存在しており、交渉力に明白な差が存在する。したがって、親会社の経営者が利益捻出をはかる動機は相対的に

弱いと考えられる。そこで、このような取引は除外して分析を行うことにした。

分析の結果、本章では以下のことが明らかとなった。まず第1に、対価が株式の企業再編では、公表直前期に裁量的発生高の平均値は増加し、公表後の2期間にわたって減少する。第2に、公表直前期の裁量的発生高の水準は、現金を対価とする企業再編よりも株式を対価とする企業再編の方が有意にプラスとなる。これらは、対価が株式の企業再編では交渉を有利に進めるために、経営者が利益捻出の会計手続きを選択していることを示唆する証拠であるといえよう。

本章の構成は以下のとおりである。続く第2節では、リサーチ・デザインについて説明し、本章で検証する仮説、および利益調整の尺度である裁量的発生高の算定方法を明らかにする。第3節では、サンプルと基本統計量を確認する。第4節では、企業再編における経営者の利益調整行動について、対価の種類別に分析した結果を報告する。第5節では、2つの追加検証を実施する。1つ目は、法的形式の観点からの利益調整の検証である。2つ目は、企業集団内で実施された株式交換における利益調整の検証である。最後に、第6節で本章の内容を要約する。

第2節 リサーチ・デザイン

(1) 仮説の導出と検証方法

企業再編がリストラクチャー戦略もしくは成長戦略として実務に定着し、多くの企業で実施されるに伴い、経営者はこれまで以上に取引の効率性を意識するようになると思われる。したがって、経営者は合併比率や株式交換比率をより重視するはずである。合併比率や株式交換比率は、当事企業の相対的な企業価値を基礎とし、これに再編後のシナジー効果などを勘案して決定される。したがって、株式を対価とする企業再編では、自社の株価や利益数値によって合併比率や株式交換比率が左右され、それによって交付する株式数が

変化することになる。一般に、企業価値の評価が株価や収益性に基づくことは、第3章で概観したとおりである。そして、会計利益が株価形成と密接に関わっていることが多くの研究で実証されている（例えば桜井[1991]）。

そこで、株式を対価とする場合、経営者は自社の株価や収益性を良好に見せることによって、企業再編の取引を有利に進めようとするかもしれない。つまり、企業再編が戦略的に捉えられており、利益調整から得られるベネフィットがコストを上回るのであれば、経営者は利益調整を行って株価や企業価値の評価額の引き上げをはかると予想される。そして、合併比率や株式交換比率を有利に決定づけることによって、相手企業に交付する株式数を低減しようとするであろう。本章では、このような動機に基づき、経営者が利益捻出の会計手続き選択を行っているのかについて検証を行う。利益調整の尺度としては、第3章の先行研究と同様、裁量的発生高を用いる。

ここで、企業再編の公表日を含む会計期間を t 期と定義する。本章では、企業再編の公表直前の会計期間、すなわち $t-1$ 期の裁量的発生高に注目する。合併比率や株式交換比率は交渉の過程で決定されるものであり、企業外部者はこれらがいつの時点で決定されたのかを知り得ない。したがって、交換比率を有利に決定するために経営者が利益捻出を行ったと思われる会計期間も正確に把握することはできない。しかし、ほとんどの企業再編において、合併比率や株式交換比率は企業再編の公表日に他の重要情報と併せて日刊新聞紙で報道される。したがって、経営者が利益調整を行うのは、少なくとも企業再編の公表日以前の期間ということになる。当事企業が上場企業である場合、合併比率や株式交換比率は、基本合意前の数ヶ月間における平均株価を1つの基準として決定されることが多い（渡辺[2004], 287頁；松井[2000], 18頁）。第2章で確認したとおり、当事企業は基本合意に至った時点で、ただちにその旨を公表することが証券取引所等の適時開示規則で定められている。したがって、企業再編を行う経営者が利益捻出を行うとすれば、公表日の直前期にあたる会計期間が最も有力である。そこで、本章では $t-1$ 期に利益捻出が行われると予想し、当該期間の裁量的発生高に着目する。

裁量的発生高がプラスであることは、経営者が利益捻出の会計手続き選択を行っていることを示唆する。一方、裁量的発生高がマイナスであることは利益圧縮の会計手続き選択を行っていることを示唆している。したがって、株式を対価とする企業の裁量的発生高は、 $t-1$ 期にプラスの値をとることが予想される。そして、その水準は、利益捻出が行われる以前の会計期間である $t-2$ 期よりも高くなるはずである。ここから、以下のような仮説 1 が導出される。

仮説 1 : 企業再編の公表前期において、株式を対価とする企業の裁量的発生高は増加する。

一方、現金を対価とする企業では合併比率や株式交換比率を有利に決定づける動機は存在しないため、そのような傾向は観察されないはずである。したがって、 $t-1$ 期の裁量的発生高の水準を比較すれば、現金よりも株式を対価とする企業の方が高くなると予想される。そこで、以下のような仮説 2 を導出する。

仮説 2 : 企業再編の公表前期において、株式を対価とする企業の裁量的発生高は、現金を対価とする企業のそれよりもプラスの値をとる。

このような仮説を検証するため、本章では次の 2 点に着目する。まず第 1 に、 $t-2$ 期から $t+1$ 期までの期間にわたり、株式を対価とする企業の裁量的発生高の推移を観察する。もし仮説 1 が支持されるのであれば、 $t-1$ 期の裁量的発生高が他の期間と比較して有意にプラスとなると予想される。第 2 に、 $t-2$ 期から $t+1$ 期の各期間において、株式を対価とする企業と現金を対価とする企業の裁量的発生高の水準を比較する。もしも仮説 2 が支持されるのであれば、 $t-1$ 期における裁量的発生高の水準は、株式を対価とする企業の方が有意に高くなると予想される。いずれの分析も平均値と中央値について実施し、有意性検定については、平均値には平均値の差の検定を、中央値には Wilcoxon 順位和検定を用いる。

(2) 裁量的発生高の検出方法

前章でも確認したとおり、裁量的発生高の検出方法としては複数のモデルが提案されている。本章では、先行研究で用いられることが多いジョーンズ・モデル、修正ジョーンズ・モデル、CFO ジョーンズ・モデル、および CFO 修正ジョーンズ・モデルという4種類の会計発生高推定モデルを用いて裁量的発生高を算定することとした。前章で確認したとおり、いずれもジョーンズ・モデルを嚆矢としている。すなわち、修正ジョーンズ・モデルはジョーンズ・モデルの売上高に売上債権の修正を加えたモデルであり、CFO ジョーンズ・モデルおよび CFO 修正ジョーンズ・モデルは、ジョーンズ・モデルおよび修正ジョーンズ・モデルに、営業キャッシュ・フローの変化額を変数として追加したものである¹。

裁量的発生高の具体的な算定手続きは以下の通りである。まず、各々のモデルを最小二乗法により推定し、以下の(4.1)式から(4.4)式に示したように、会計発生高 TA のうちの非裁量部分 $E[TA]$ を予測する。ここで、会計発生高 TA は、当期純利益から営業キャッシュ・フローを差し引いて計算される。また、 $Asset$ は総資産、 $\Delta Sales$ は売上高の変化額、 ΔAR は売上債権の変化額、 PPE は償却性固定資産、 ΔCFO は営業キャッシュ・フローの変化額をそれぞれ意味している。これらは前章の定義と同じである。分散不均一性 (heteroscedasticity) の問題を緩和することを目的として、推定式に含まれる TA 、 $\Delta Sales$ 、 ΔAR 、 PPE および ΔCFO は、期首の総資産 $Asset_{i,t-1}$ で基準化されている。なお、 i は企業 i のデータであることを表す添え字であり、 t は t 期のデータであることを表す添え字である。

これを、実際の会計発生高 TA から差し引いた残額が裁量的発生高 DA である。すなわち、裁量的発生高は会計発生高推定モデルの予測誤差として定義することができ、具体的には(4.5)式のように示される。

¹ 須田・首藤[2004, 219-220 頁]は、CFO ジョーンズ・モデルおよび CFO 修正ジョーンズ・モデルが日本企業のデータに対してよく当てはまることを指摘している。CFO ジョーンズ・モデルおよび CFO 修正ジョーンズ・モデルを用いた日本の研究は少なくない (例えば須田・首藤[2004]; 松本[2005]; 木村[2006]; 首藤[2006]; 浅野・首藤[2007]; 高田[2007])。

①ジョーンズ・モデル：

$$E[TA_{i,t}] = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2(1/Asset_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3\Delta Sales_{i,t} + \hat{\beta}_4 PPE_{i,t} \quad (4.1)$$

②修正ジョーンズ・モデル：

$$E[TA_{i,t}] = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2(1/Asset_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3(\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \hat{\beta}_4 PPE_{i,t} \quad (4.2)$$

③CFO ジョーンズ・モデル：

$$E[TA_{i,t}] = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2(1/Asset_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3\Delta Sales_{i,t} + \hat{\beta}_4 PPE_{i,t} + \hat{\beta}_5\Delta CFO_{i,t} \quad (4.3)$$

④CFO 修正ジョーンズ・モデル：

$$E[TA_{i,t}] = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2(1/Asset_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3(\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \hat{\beta}_4 PPE_{i,t} + \hat{\beta}_5\Delta CFO_{i,t} \quad (4.4)$$

裁量的発生高の算定：

$$DA_{i,t} = TA_{i,t} - E[TA_{i,t}] \quad (4.5)$$

係数の推定方法には、クロスセクションと時系列の2通りが存在するが、本章の分析ではクロスセクションによる推定を採用した。これは、クロスセクション推定の方が時系列推定よりも測定誤差が小さくなることを明らかにした Subramanyam[1996]の研究成果を根拠としている。また、サンプル企業の過去の十分なデータを確保できないという問題点に対処できる点でも、クロスセクション推定の採用は有効である。なお、推定は日経業種中分類に基づく32業種（金融業を除く）について年度ごとに行っている。

また、本章のモデルのいまひとつの特徴としては、会計発生高推定モデルに定数項を含めている点があげられる。Jones[1991]や Dechow et al.[1995]などの先行研究では、定数項を含めないモデルを提示している。しかし、近年の研究では、定数項を含めることが分散不均一性や除外変数（omitted variables）に対処するうえで有効であることが指摘されている。例えば、Kothari et al.[2005]では、定数項を含めることがモデルの検定力を向上させることが実証的に示されている。本章ではこれらの研究に基づき定数項を推定モデルに含めることとした。

さらに、会計発生高の算定方法には、当期利益と営業キャッシュ・フローとの差額とし

て導出する方法と、貸借対照表および損益計算書における個別項目の変化額を加減算することで導出する方法の2種類が存在する。前者の方法は測定誤差が小さいので、後者の方法よりも望ましいとされている（例えば須田他[2007], 91 頁）。一方、後者の方法も、測定誤差が大きいとはいえ、キャッシュ・フロー計算書のデータを必要としないために、前者に代替する方法として多くの研究で採用されている。本章では、当期純利益と営業キャッシュ・フローの差額として会計発生高を導出する前者の方法を採用した。これは、キャッシュ・フロー計算書のデータが初めて入手可能となる2000年3月と、株式交換制度が導入された1999年とがほぼ同時期であるため、キャッシュ・フロー計算書のデータを利用してもサンプル数に大きな変化はないと判断したためである。

また、償却性固定資産については純額の値を用いる先行研究も存在するが、本章では減価償却累計額を足し戻した総額の値を用いている。

第3節 サンプルと基本統計量

(1) サンプル

分析に用いるサンプルを抽出するにあたり、以下の要件を課す。

- ①2002年4月から2005年3月までの期間において、現金もしくは株式のいずれか一方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。
- ②当事企業が親会社と子会社もしくは関連会社の関係にないこと。
- ③当事企業が金融業に属していないこと。
- ④取得企業が上場企業であること。
- ⑤取得企業の財務諸表に関するデータが入手可能であること。

これらの要件を課す理由は以下のとおりである。まず、①の要件は、裁量的発生高の算定にキャッシュ・フロー計算書の情報が必要となるために課された要件である。分析対象期間に企業再編を実施した企業、および対価の種類²の識別は、株式会社レコフの編集による『Mergers and Acquisitions Research Report: MARR』に基づいて識別する²。ただし、対価の種類については『MARR』によっても識別できない案件が存在する。そこで本章では、企業再編の形態に基づいて対価の種類を判断することにした。すなわち、株式を対価とする企業再編としては株式交換および合併を、また現金を対価とする企業再編としては株式公開買付（takeover bid: TOB）を想定する。

次に②は、企業集団外の企業との取引に対象を限定するために課した要件である。わが国の合併や株式交換には、子会社や関連会社など企業集団内の企業をターゲットとしたものが多いという特徴がある。しかし、前述のとおり、このような取引の当事企業間にはすでに支配関係が存在しており、交渉力に明白な差が存在する。したがって、親会社の経営者が利益捻出をはかる動機は相対的に弱いと考えられる。そこで、このような取引は本章のサンプルからは除外することとした。当事企業間の関係については、企業再編を行った企業の識別と同様、レコフ社の『MARR』に基づいて判断する。

③の要件を課した理由は、金融業の財務諸表が他業種のそれと大きく異なるためである。④および⑤は、分析に必要な信頼できるデータが入手可能であるために課された要件である。したがって、投資ファンドや未上場企業が主体となる企業再編はサンプルから除外されている。分析に必要な財務諸表数値は、すべて日本経済新聞社の『NEEDS-Financial QUEST』より入手する³。なお、財務諸表数値については原則として連結財務諸表のものを
用いるが、個別財務諸表のみを提出している企業については個別財務諸表のデータを代替的に使用している。

² なお、『MARR』のM&A情報では、株式移転により持株会社を設立する場合も合併に含めているが、本章の分析ではこれらをサンプルから除外している。これは、本章の分析が存続会社もしくは完全親会社のみを対象としているためである。同様の理由で、新設合併のように証券コードが変更された企業についてもサンプルからは除外している。また、同一期間に複数の形態の企業再編を行った企業については、各取引を別サンプルとしてそれぞれの形態に含めている。

³ サンプル数の大幅な減少を回避するために、被取得企業が上場企業であることは要件とはしない。

以上の要件を満たしたサンプルは合計で 129 件であった。このうち、株式を対価とするものは 97 件、現金を対価とするものは 32 件であった⁴。また、株式を対価とする企業再編のうち、株式交換は 60 件、合併は 37 件となった。

図表 4.1 は、これらサンプルの特徴を要約したものである。パネル A から、企業再編の実施企業に極端な業種の偏りはみられないことが確認できる。株式を対価とする企業再編ではサービス業が 27 件（全体の 27.8%）と最も多く、商社の 17 件（全体の 17.5%）がそれに続いている。現金を対価とする企業再編で最も多いのもサービス業の 7 件（全体の 21.9%）であり、ついでその他製造業の 5 件（全体の 15.6%）が多くなっている。また、パネル B から、対価の種類を問わず対象となる企業再編が増加傾向にあることが分かる。本章のサンプルでは、2004 年に企業再編を公表したものが最も多い。また、2005 年の抽出期間は 3 月までという短期間であるにもかかわらず、合計で 20 件がサンプルとして抽出されており、2002 年および 2003 年と同等の割合を占めている。

（2）推定モデルの基本統計量

図表 4.2 は、会計発生高推定モデルの係数と自由度調整済み決定係数の基本統計量を示したものである。パネル A のジョーンズ・モデルからパネル D の CFO 修正ジョーンズ・モデルまで、4 種類の推定モデルごとに基本統計量を要約している。これは、裁量的発生高の計算が必要となる 6 年分の年度ごと、日経業種中分類によって分けられた 32 業種（金融業は除く）ごとに推定された係数および自由度調整済み決定係数の分布である。本章で抽出されたサンプル企業が含まれていない年度・業種も分布には含まれている。ただし、企業数が少ないためにモデルの推定が行えない年度・業種は除かれている。

図表 4.2 をみると、対価の種類によって係数および自由度調整済み決定係数の大きさに顕

図表 4.1 サンプルの所属業種および年

⁴ 同一の会計期間で対価の種類が異なる複数の企業再編を行った企業については、株式を対価とするサンプルと現金を対価とするサンプルの両方に含めている。

パネルA：サンプルの所属業種

業種	株式	現金	業種	株式	現金	業種	株式	現金
食品	3	0	電気機器	4	0	不動産	0	1
繊維	1	3	造船	0	0	鉄道・バス	1	1
パルプ・紙	1	0	自動車	3	1	陸運	2	1
化学工業	5	2	その他輸送機器	0	0	海運	0	1
医薬品	4	0	精密機器	1	1	空運	0	0
石油	0	0	その他製造業	3	5	倉庫・運輸関連	0	0
ゴム	0	1	水産	0	0	通信	6	1
窯業	0	1	鉱業	0	0	電力	0	0
鉄鋼業	0	0	建設	5	1	ガス	0	0
非鉄金属	5	0	商社	17	0	サービス	27	7
機械	4	1	小売業	5	4	合計	97	32

(注) 業種は日経業種中分類に基づいている。

パネルB：企業再編の公表年

年	株式	現金	合計
2002年	16	3	19
2003年	14	6	20
2004年	53	17	70
2005年	14	6	20
合計	97	32	129

図表 4.2 会計発生高推定モデルの係数および決定係数の分布

パネルA：ジョーンズ・モデル

	株 式					現 金				
	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
β_1	-0.014	0.041	-0.028	-0.010	0.003	-0.013	0.041	-0.029	-0.011	0.002
β_2	24.218	339.292	-84.366	8.743	138.011	22.963	337.231	-78.847	9.276	134.659
β_3	0.057	0.187	-0.034	0.030	0.117	0.056	0.191	-0.035	0.028	0.122
β_4	-0.047	0.046	-0.065	-0.044	-0.025	-0.049	0.047	-0.065	-0.045	-0.025
$adj .R^2$	0.218	0.238	0.052	0.142	0.321	0.215	0.232	0.057	0.143	0.324

パネルB：修正ジョーンズ・モデル

	株 式					現 金				
	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
β_1	-0.014	0.044	-0.028	-0.010	0.006	-0.013	0.044	-0.028	-0.010	0.005
β_2	36.248	356.204	-65.058	18.161	145.996	34.859	354.073	-65.158	16.773	138.733
β_3	-0.006	0.218	-0.119	-0.025	0.053	-0.007	0.223	-0.125	-0.021	0.052
β_4	-0.046	0.049	-0.067	-0.043	-0.025	-0.047	0.049	-0.066	-0.044	-0.024
$adj .R^2$	0.222	0.240	0.055	0.151	0.334	0.219	0.236	0.049	0.151	0.329

パネルC：CFO ジョーンズ・モデル

	株 式					現 金				
	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
β_1	-0.012	0.029	-0.024	-0.015	-0.001	-0.012	0.028	-0.024	-0.013	-0.001
β_2	48.381	230.322	-60.946	34.066	113.839	48.197	230.405	-61.293	32.076	113.839
β_3	0.074	0.132	0.004	0.052	0.123	0.075	0.131	0.004	0.055	0.123
β_4	-0.046	0.030	-0.057	-0.043	-0.028	-0.047	0.031	-0.060	-0.044	-0.029
β_5	-0.508	0.253	-0.615	-0.470	-0.384	-0.504	0.255	-0.620	-0.465	-0.381
$adj .R^2$	0.466	0.247	0.287	0.458	0.629	0.458	0.248	0.274	0.449	0.631

パネルD：CFO 修正ジョーンズ・モデル

	株 式					現 金				
	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
β_1	-0.012	0.032	-0.025	-0.014	0.000	-0.012	0.031	-0.026	-0.013	0.000
β_2	49.799	241.702	-60.263	43.012	127.542	50.236	241.549	-62.765	40.547	126.078
β_3	0.037	0.156	-0.022	0.029	0.103	0.038	0.156	-0.021	0.032	0.103
β_4	-0.045	0.033	-0.057	-0.042	-0.027	-0.045	0.033	-0.059	-0.043	-0.028
β_5	-0.502	0.258	-0.603	-0.473	-0.366	-0.498	0.259	-0.604	-0.471	-0.367
$adj .R^2$	0.455	0.249	0.273	0.457	0.604	0.443	0.252	0.262	0.443	0.604

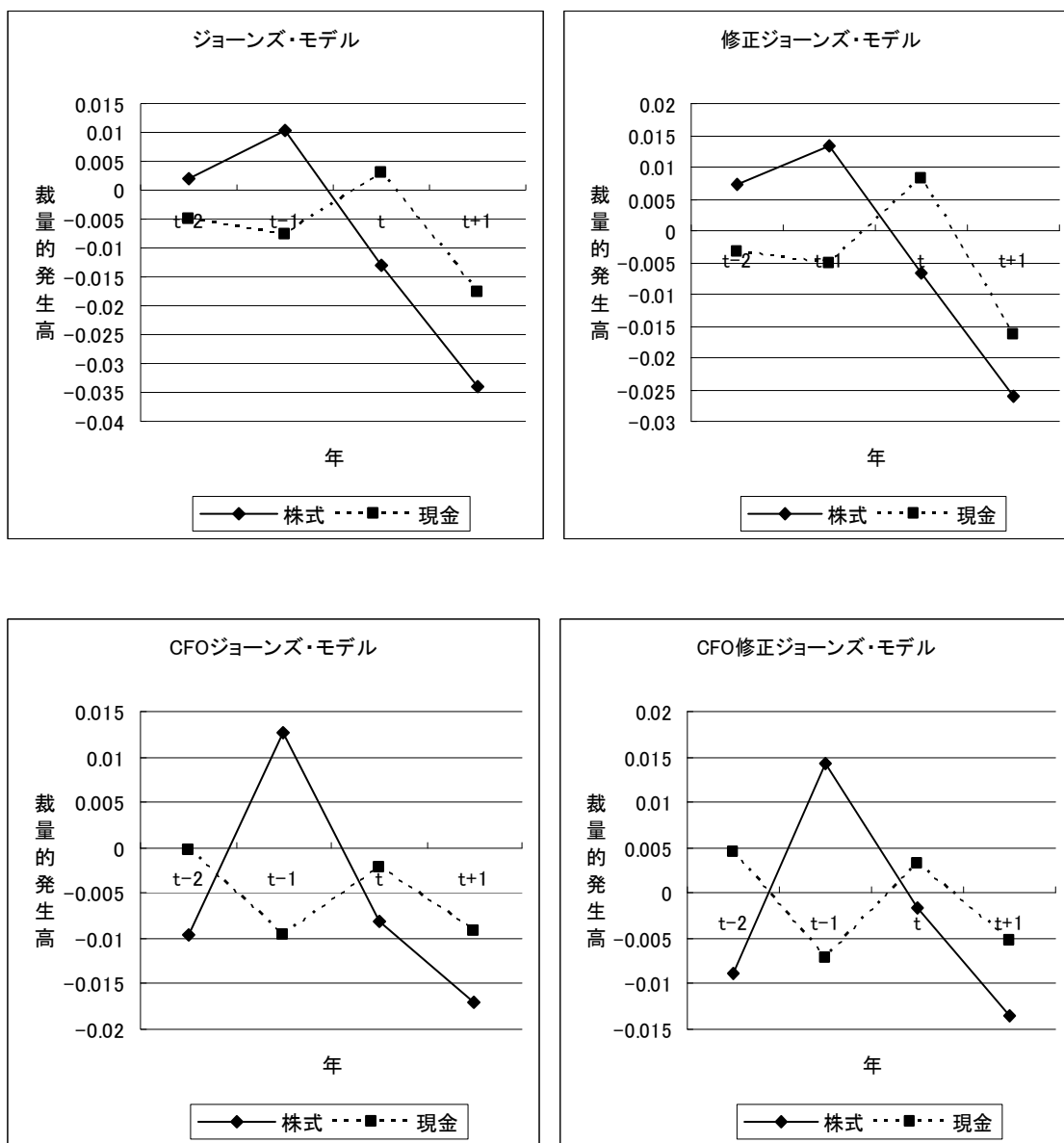
著な相違はないことが分かる。また、会計発生高の推定モデル間でも、共通する変数にかかる係数の水準に大差はない。ただし、須田・首藤[2004]が指摘するように、営業キャッシュ・フローの変化額を変数に含めるか否かによって自由度調整済み決定係数が大きく相違することが分かる。すなわち、ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルの自由度調整済み決定係数は平均で 21%から 22%程度であるのに対し、CFO ジョーンズ・モデルと CFO 修正ジョーンズ・モデルのそれは平均で 50%近くに達しており、2倍以上の当てはまりの良さを示している。ただし、この数値でみる限り、いずれのモデルの当てはまりにも問題はないと判断できる。したがって、これ以降も 4 種類すべてのモデルから算定された裁量的発生高の分析結果を示している。

第 4 節 分析結果

図表 4.3 は、裁量的発生高の平均値の推移を示したものである。前述のとおり、企業再編の公表日を含む会計期間を t 期と定義している。また、異常値の影響を緩和するため、各期間の平均値から標準偏差の 3 倍以上大きい（小さい）値については、その値を除いた最大値（最小値）に置換している。

注目すべきは、株式を対価とする企業再編の $t-1$ 期における裁量的発生高である。4 種類の会計発生高推定モデルのいずれを採用した場合であっても、 $t-2$ 期から $t-1$ 期にかけて裁量的発生高は増加している。これは、企業再編の公表直前期において、株式を対価とする企業の経営者が利益捻出を行っていることを示唆しており、「企業再編の公表前期において、株式を対価とする企業の裁量的発生高は増加する」という仮説 1 と首尾一貫する証拠である。また、企業再編の公表後 2 期間は、裁量的発生高が一貫して減少傾向にある。これは、企業再編前の利益捻出の結果として、利益の反転効果が生じていると解釈することができる。一方、現金を対価とする企業再編では、株式を対価とする企業再編にみられる傾向は

図表 4.3 対価の種類別にみた裁量的発生高の推移



確認できない。いずれの推定モデルを採用した場合も、t-2 期から t-1 期にかけて裁量的発生高は減少しており、むしろ公表直後の t 期に増加する傾向にある。

同一期間における裁量的発生高の差に着目すると、t-1 期における裁量的発生高は現金よりも株式を対価とする企業再編の方が大きいことが分かる。また t-1 期以外の期間では、両

者はほぼ同等の水準か、現金を対価とする方がやや高い傾向にあり、t-1 期のような傾向は観察できない。これは、「企業再編の公表前期において、株式を対価とする企業の裁量的発生高は、現金を対価とする企業のそれよりもプラスの値をとる」という仮説 2 と首尾一貫する証拠であるといえよう。

株式を対価とする企業再編では、株式交換比率や合併比率を有利に決定するために利益捻出を行う動機を有するが、現金を対価とする企業再編ではそのような動機は存在しない。図表 4.3 から観察される裁量的発生高の推移は、このような議論と整合している。

次に、このような傾向について統計的に検証するために有意性検定を実施した。前述のとおり、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定を適用している。その結果を示したものが図表 4.4 および図表 4.5 である。まず、図表 4.4 は時系列的な変化の有意性について、対価の種類別に検証した結果を示している。パネル A に着目すると、CFO ジョーンズ・モデルと CFO 修正ジョーンズ・モデルの平均値が、t-2 期から t-1 期にかけて統計的に有意となっていることが分かる。前者は 5%水準、後者は 10%水準で有意である。これは、グラフの推移で確認したような t-1 期における裁量的発生高の増加が、統計的にも支持されることを意味している。また、ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルでは、t-2 期から t-1 期にかけての増加が有意とはなっていない。しかし、企業再編の公表前 2 期間と公表後 2 期間の平均値を比較した結果をみると、ジョーンズ・モデルが 1%水準、修正ジョーンズ・モデルが 5%水準で有意なマイナスとなっている。表中の値は、公表後 2 期間の平均値から公表前 2 期間の平均値を差し引くかたちで計算されているから、これは公表前 2 期間の裁量的発生高の方が有意に高いことを意味している。これらの結果は、基本的に仮説 1 を統計的にも支持する結果であるといえよう。

一方、パネル B に着目すると、t-2 期から t 期にかけて統計的に有意な水準の変化は観察されず、t 期から t+1 期にかけて有意な減少が確認されるのみである。公表前 2 期間と公表後 2 期間の比較でも有意とはならず、両者の水準はほぼ同じか、公表後の方が若干高くなっている。すなわち、現金を対価とする企業再編では、株式を対価とする企業再編のよう

図表 4.4 時系列推移の分析結果

パネルA：株式を対価とする企業再編 (N=97)

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t-1$	0.008 (0.490)	0.005 (0.976)	0.006 (0.590)	0.004 (0.856)	0.022** (0.050)	0.004 (0.385)	0.023* (0.062)	0.003 (0.339)
Δt	-0.024* (0.088)	-0.003 (0.782)	-0.020 (0.153)	-0.001 (0.755)	-0.021 (0.105)	0.000 (0.777)	-0.016 (0.193)	0.001 (0.959)
$\Delta t+1$	-0.021 (0.257)	-0.009 (0.383)	-0.019 (0.289)	-0.004 (0.565)	-0.009 (0.511)	-0.013 (0.088)	-0.012 (0.362)	-0.010 (0.133)
公表前 vs.	-0.030***	-0.001	-0.027**	-0.003	-0.014	-0.005	-0.010	-0.002
公表後	(0.007)	(0.212)	(0.013)	(0.373)	(0.117)	(0.314)	(0.239)	(0.629)

パネルB：現金を対価とする企業再編 (N=32)

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t-1$	-0.003 (0.799)	-0.005 (0.677)	-0.002 (0.877)	-0.007 (0.717)	-0.010 (0.352)	-0.006 (0.485)	-0.012 (0.315)	-0.014 (0.485)
Δt	0.011 (0.384)	0.004 (0.243)	0.014 (0.298)	0.015 (0.197)	0.008 (0.486)	0.008 (0.757)	0.011 (0.371)	0.010 (0.420)
$\Delta t+1$	-0.021 (0.141)	-0.012** (0.037)	-0.025* (0.078)	-0.018** (0.024)	-0.007 (0.459)	-0.005 (0.638)	-0.008 (0.406)	-0.004 (0.334)
公表前 vs.	-0.001	0.000	0.000	0.000	-0.001	0.001	0.000	0.001
公表後	(0.913)	(0.881)	(0.978)	(0.901)	(0.918)	(0.703)	(0.960)	(0.977)

(注) 図表中の t 期は、企業再編の公表日を含む会計期間であることを意味している。数値は各期間における裁量的発生高の増分を表しており、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味している (両側検定)。括弧内の値は有意確率を表し、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定の結果として導出されたものである。

図表 4.5 企業間比較の分析結果

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
t-2	0.007 (0.578)	0.002 (0.586)	0.010 (0.386)	-0.004 (0.608)	-0.010 (0.338)	-0.001 (0.819)	-0.013 (0.254)	-0.006 (0.612)
t-1	0.018* (0.086)	0.012 (0.455)	0.019* (0.095)	0.012 (0.426)	0.022** (0.047)	0.010* (0.082)	0.022* (0.071)	0.012 (0.157)
t	-0.016 (0.289)	0.004 (0.612)	-0.015 (0.335)	-0.004 (0.365)	-0.006 (0.632)	-0.001 (0.482)	-0.005 (0.684)	0.001 (0.806)
t+1	-0.016 (0.353)	-0.004 (0.552)	-0.010 (0.567)	-0.002 (0.357)	-0.008 (0.467)	-0.004 (0.832)	-0.008 (0.449)	0.001 (0.744)

(注) 図表中の t 期は企業再編の公表日を含む会計期間であることを表す。数値は「株式-現金」として算定されたものであり、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味している（両側検定）。括弧内の値は有意確率を表し、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定の結果として導出されたものである。

な傾向が観察できないことが、統計的にも明らかとされたことになる。

さらに、図表 4.5 は、対価の種類によって分けた企業再編間の裁量的発生高の差異に関する検定結果を要約したものである。平均値でみると、t-1 期の差異がすべてのモデルにおいて統計的に有意となっている。CFO ジョーンズ・モデルでは 5%水準、それ以外のモデルでは 10%水準でそれぞれ有意である。また、CFO ジョーンズ・モデルについては、中央値も 10%水準で有意となっている。つまり、公表直前期においては現金よりも株式を対価とする企業再編の方が有意に高いというグラフでの傾向は、統計的にも支持されることが分

かる。また、 $t-1$ 期以外で有意となった期間はない。これは、換言すれば仮説 2 を統計的に支持する結果である。

以上の分析結果から、仮説 1 および仮説 2 は、平均値でみる限りおおむね支持されると結論づけることができる。

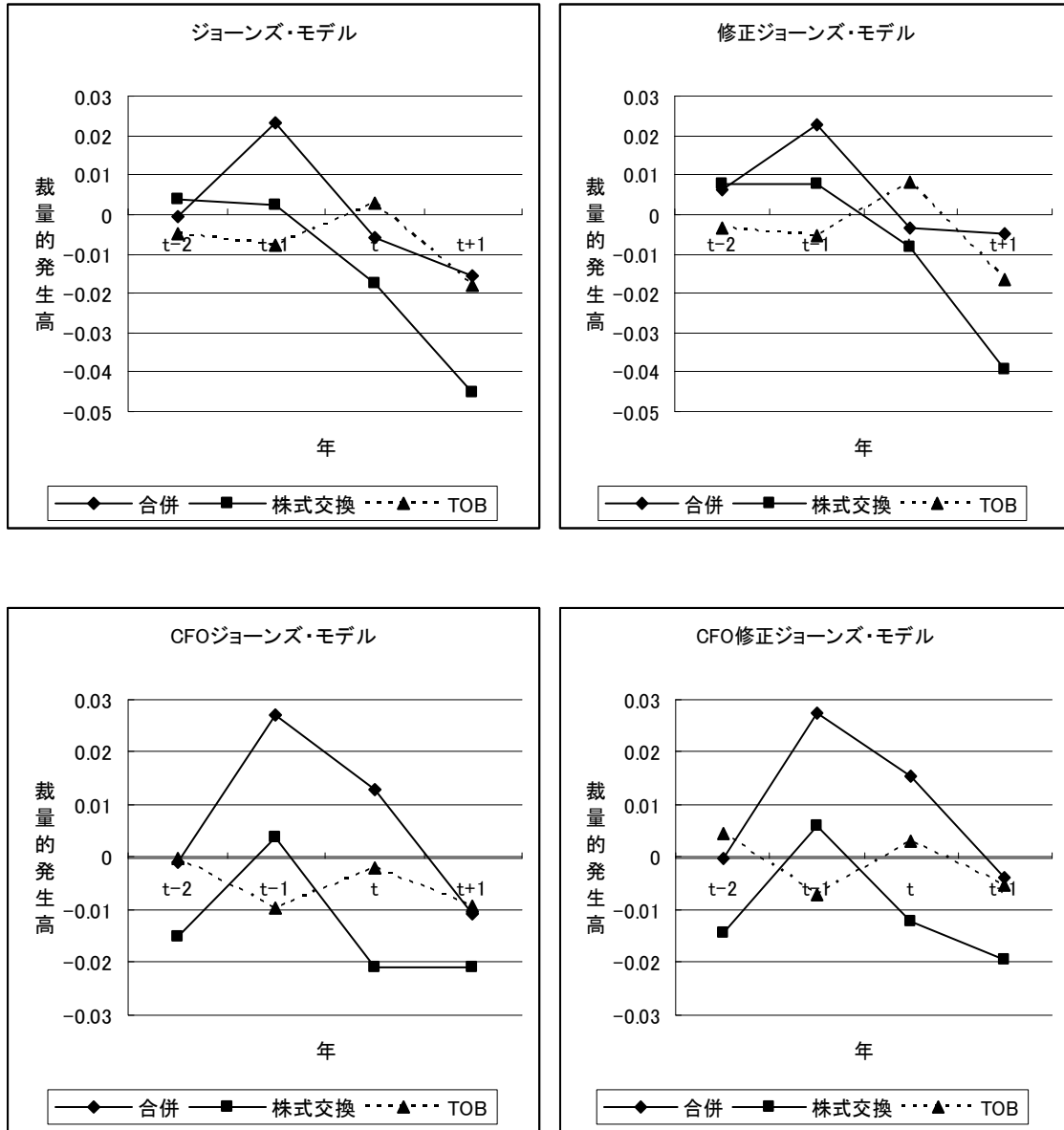
第 5 節 追加検証

(1) 法的形態別の分析結果

前節では対価の種類に着目して分析を行った。ただし、対価の種類が同じであっても法的形態の異なる合併と株式交換では交渉期間などに違いがみられるので、裁量的発生高が同様の推移をたどるとは必ずしも断定できない。そこで、株式を対価とする企業再編を法的形式に基づき合併と株式交換とに分け、裁量的発生高の推移を観察する追加検証を実施した。分析結果は次のとおりであった。

まず、図表 4.6 からは、全体的傾向として合併と株式交換のいずれも $t-1$ 期に裁量的発生高が増大し、その後の 2 期間は減少していることが分かる。これは、前節の分析と首尾一貫する結果であり、合併と株式交換のいずれについても、仮説 1 を支持することが示されている。また、 $t-1$ 期における合併企業と株式交換企業の裁量的発生高は、現金を対価とする TOB 企業のそれよりも大きい。つまり、法的形式の観点から分析を行っても仮説 2 と整合的な傾向が観察されることが分かる。ただし、2 つの仮説を支持するこのような傾向は、株式交換企業よりも合併企業の方により顕著に現れている。株式交換企業のなかには、楽天や GMO など、連続的に複数の株式交換を実施している企業もサンプルに多く含まれている。しかし、何期もの期間にわたり利益捻出を行うことは困難であるので、結果として合併企業よりも TOB 企業との差が小さくなっているのかもしれない。また、合併は株式交換よりも交渉期間が長いといわれている（例えば渡辺[2004]）。このため、合併にはタイミン

図表 4.6 法的形式別にみた裁量的発生高の推移



グを見計らって利益調整を行うだけの時間的余裕があることも一因であろう。

このような傾向の有意性を検証した結果が図表 4.7 および 4.8 である。追加検証においても、有意性検定は平均値には平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定を適用している。まず図表 4.7 をみると、t-2 期から t-1 期にかけての増加はすべてのケースで

図表 4.7 時系列推移の分析結果

パネルA：合併 (N=37)

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t-1$	0.024 (0.245)	0.022 (0.384)	0.016 (0.368)	0.016 (0.390)	0.028 (0.153)	0.010 (0.350)	0.028 (0.161)	0.007 (0.421)
Δt	-0.029* (0.060)	-0.015 (0.232)	-0.026* (0.088)	-0.006 (0.287)	-0.014 (0.349)	-0.003 (0.520)	-0.012 (0.431)	-0.004 (0.825)
$\Delta t+1$	-0.010 (0.553)	-0.008 (0.492)	-0.001 (0.950)	-0.003 (0.918)	-0.024* (0.088)	-0.015 (0.126)	-0.019 (0.146)	-0.007 (0.158)
公表前 vs.	-0.022* (0.087)	-0.007 (0.148)	-0.019 (0.126)	-0.004 (0.363)	-0.012 (0.315)	-0.003 (0.220)	-0.008 (0.501)	-0.002 (0.405)

パネルB：株式交換 (N=60)

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t-1$	-0.001 (0.937)	0.000 (0.431)	0.000 (0.987)	0.000 (0.592)	0.019 (0.208)	-0.002 (0.781)	0.020 (0.173)	-0.001 (0.652)
Δt	-0.020 (0.322)	-0.002 (0.705)	-0.016 (0.435)	-0.005 (0.761)	-0.025 (0.177)	0.007 (0.887)	-0.018 (0.291)	0.008 (0.805)
$\Delta t+1$	-0.028 (0.322)	-0.004 (0.560)	-0.031 (0.268)	-0.003 (0.552)	0.000 (0.990)	-0.015 (0.238)	-0.007 (0.706)	-0.012 (0.384)
公表前 vs.	-0.034** (0.031)	-0.005 (0.530)	-0.031** (0.043)	-0.007 (0.620)	-0.015 (0.218)	-0.002 (0.687)	-0.012 (0.331)	0.002 (0.956)

(注) 図表中の t 期は、企業再編の公表日を含む会計期間であることを意味している。数値は各期間における裁量的発生高の増分を表しており、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味している (両側検定)。括弧内の値は有意確率を表し、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定の結果として導出されたものである。

図表 4.8 企業間比較の分析結果

パネルA：合併

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
t-2	0.005 (0.814)	0.003 (0.622)	0.010 (0.563)	0.002 (0.691)	-0.001 (0.965)	0.006 (0.709)	-0.005 (0.786)	0.004 (0.923)
t-1	0.031** (0.020)	0.028* (0.071)	0.028** (0.041)	0.019 (0.107)	0.037** (0.012)	0.025** (0.026)	0.035** (0.024)	0.023* (0.050)
t	-0.009 (0.543)	0.002 (0.876)	-0.012 (0.421)	-0.001 (0.470)	0.015 (0.214)	0.015 (0.290)	0.012 (0.328)	0.009 (0.427)
t+1	0.002 (0.881)	0.015 (0.441)	0.012 (0.466)	0.021 (0.238)	-0.002 (0.889)	0.007 (0.838)	0.001 (0.901)	0.011 (0.971)

パネルB：株式交換

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
t-2	0.009 (0.536)	0.003 (0.629)	0.011 (0.410)	0.006 (0.617)	-0.015 (0.253)	0.000 (0.550)	-0.019 (0.167)	-0.006 (0.408)
t-1	0.010 (0.417)	0.005 (0.915)	0.013 (0.330)	0.008 (0.922)	0.014 (0.285)	0.007 (0.623)	0.013 (0.314)	0.005 (0.712)
t	-0.021 (0.307)	-0.007 (0.512)	-0.017 (0.412)	-0.010 (0.385)	-0.019 (0.272)	0.007 (0.737)	-0.016 (0.340)	0.002 (0.863)
t+1	-0.028 (0.256)	0.010 (0.712)	-0.023 (0.325)	0.012 (0.560)	-0.012 (0.409)	-0.001 (0.646)	-0.014 (0.325)	-0.002 (0.605)

(注) 図表中の t 期は企業再編の公表日を含む会計期間であることを表す。パネルAの値は[合併-TOB]、パネルBの値は[株式交換-TOB]として算定されたものであり、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味している（両側検定）。括弧内の値は有意確率を表し、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定の結果として導出されたものである。

有意とはなっていない。しかし、公表前後 2 期間の平均値を比較すると、合併企業と株式交換企業のいずれでも公表前の裁量的発生高の方が高いことが確認でき、合併企業ではジョーンズ・モデルで、株式交換企業ではジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルで有意となった。これは、合併企業と株式交換企業の利益捻出を統計的に示唆する証拠であるといえよう。

一方、図表 4.8 に着目すると、t-1 期における合併企業と TOB 企業の裁量的発生高に有意な差が確認できる。修正ジョーンズ・モデルの中央値以外は、すべて 10% 以上の水準で有意であるので、これは頑健な証拠であるといえる。これに対し、株式交換企業では t-1 期を含め、すべての期間で TOB 企業との有意な差は確認できなかった。すなわち、t-1 期における利益捻出は、株式交換企業よりも合併企業の方がより顕著に現れていることが、統計的にも確認できる。

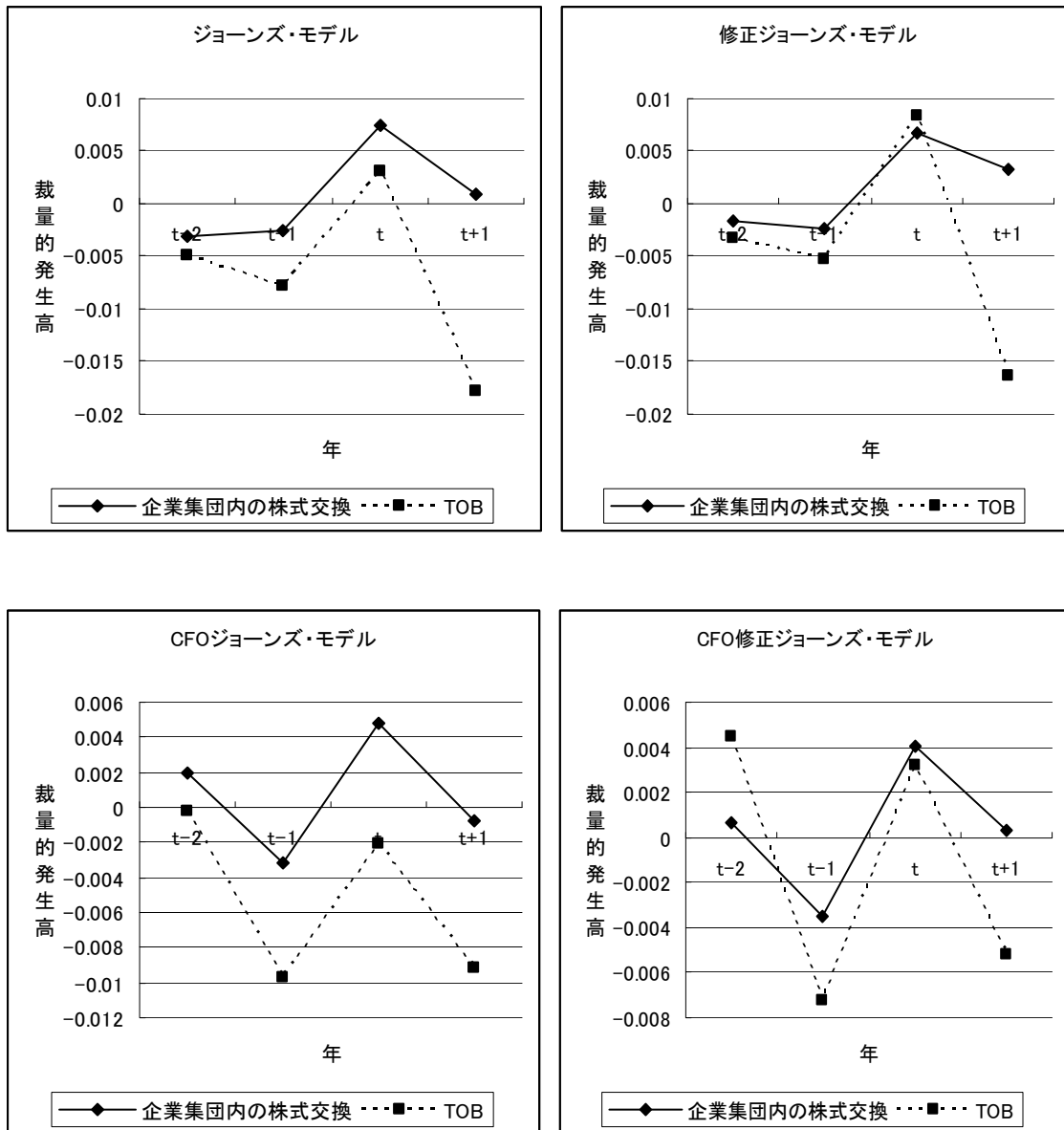
(2) 企業集団内再編に関する分析

わが国の先行研究である浅野他[2002]では、企業再編に先立った経営者の利益捻出を示唆する証拠は得られておらず、本章の分析結果とは相違している。その理由の 1 つとして、浅野他[2002, 62 頁]は、分析に用いられたサンプルの大半が企業集団内の再編に関して抽出されたものであったことを指摘している。前述のとおり、被取得企業が子会社もしくは関連会社である場合は、取得企業がすでに支配力ないし影響力を有しているため、交渉を有利に進めるために利益調整を行う動機は相対的に弱いと考えられるのである。そこで、本章では、株式交換によって子会社もしくは関連会社の完全子会社化を行った企業をサンプルとして抽出し、公表の周辺期間における裁量的発生高の推移を観察した。サンプルの抽出期間は、2002 年 4 月から 2005 年 3 月までであり、株式を対価とする企業再編が対象である。金融業はサンプルから除外する。また、子会社や関連会社の株式交換を実施した企業であっても、同一期間に企業集団外の企業と合併や株式交換を行っている企業については、利益捻出をしていることが予想されるので、サンプルから除外した。その結果、最終的に

得られたサンプルは合計で 112 件であった。

図表 4.9 は、当該サンプル 112 件の裁量的発生高の平均値について分析した結果である。比較のため、現金を対価とする再編企業の分析結果についても併せて表示している。また、裁量的発生高の平均値から標準偏差の 3 倍以上乖離したものは異常値として、異常値を除

図表 4.9 企業集団内で株式交換を実施した企業の裁量的発生高



いた最大値もしくは最小値に置換する処理を行っている。

グラフの推移をみると、企業集団内で株式交換を行った企業の裁量的発生高の平均値は、公表直前期の $t-1$ 期にかけて増加するような傾向は確認できない。ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルでは、 $t-2$ 期とほぼ同程度の水準であり、CFO ジョーンズ・モデルと CFO 修正ジョーンズ・モデルでは、減少する傾向を示している。そして、いずれの推定モデルを採用した場合も、裁量的発生高はむしろ公表直後の t 期に増加していることが分かる。これは仮説 1 とは整合しない結果である。また、TOB 企業の裁量的発生高と比較しても、水準に大差はない。 $t-1$ 期の裁量的発生高は、株式交換企業の方がわずかに大きいですが、TOB 企業とおおむね同様の水準で推移しているように思われる。したがって、仮説 2 を支持する証拠も得られていない。

この傾向を統計的に検証した結果が図表 4.10 および図表 4.11 である。図表 4.10 からは、いずれの推定モデルを採用した場合でも、企業集団内の株式交換を実施した企業の裁量的発生高から有意な水準の変化を観察することができなかった。これは、公表前 2 期間と公表後 2 期間の水準を比較した結果からも同様のことがいえる。すなわち、統計的にも仮説 1 を支持する証拠は得られなかったのである。また、各期間における TOB 企業との水準の差を比較した結果も、 $t-1$ 期における裁量的発生高の差は有意とはならなかった。それ以外の期間を見ても、統計的に有意となったのは、ジョーンズ・モデルおよび修正ジョーンズ・モデルで算定した $t+1$ 期の平均値もしくは中央値のみである。したがって、仮説 2 を支持する証拠は統計的にも得られていない。

以上の結果から、企業集団内の株式交換にサンプルを限定した場合、利益捻出に関する証拠は検出されないことが判明した。これは、企業集団内の株式交換をサンプルに多く含めている先行研究の分析とも首尾一貫した結果であるといえる。当事企業間にすでに支配関係が成立している企業再編では交渉力に明確な差があるので、取引条件を有利に決定づけるための利益調整を必要としない。ここで得られた結果は、以上のように解釈することが可能である。

図表 4.10 時系列推移の分析結果

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t-1$	0.001 (0.936)	0.001 (0.629)	-0.001 (0.908)	0.002 (0.652)	-0.005 (0.391)	-0.001 (0.572)	-0.004 (0.470)	0.002 (0.752)
Δt	0.010 (0.178)	0.002 (0.253)	0.009 (0.215)	0.002 (0.394)	0.008 (0.238)	0.003 (0.238)	0.007 (0.254)	0.002 (0.290)
$\Delta t+1$	-0.007 (0.406)	-0.009 (0.114)	-0.003 (0.685)	-0.008 (0.152)	-0.006 (0.419)	-0.004 (0.250)	-0.004 (0.578)	-0.003 (0.352)
公表前 vs.	0.007 (0.176)	-0.001 (0.396)	0.007 (0.184)	0.001 (0.536)	0.003 (0.554)	0.000 (0.611)	0.004 (0.417)	0.001 (0.521)

(注) 図表中の t 期は、企業再編の公表日を含む会計期間であることを意味している。数値は各期間における裁量的発生高の増分を表しており、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味している（両側検定）。括弧内の値は有意確率を表し、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定の結果として導出されたものである。

図表 4.11 企業間比較の分析結果

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
t-2	0.002 (0.847)	0.002 (0.870)	0.002 (0.869)	0.002 (0.799)	0.002 (0.774)	0.003 (0.931)	-0.004 (0.650)	-0.002 (0.724)
t-1	0.005 (0.541)	0.008 (0.430)	0.003 (0.758)	0.011 (0.567)	0.007 (0.482)	0.009 (0.471)	0.004 (0.703)	0.012 (0.548)
t	0.004 (0.701)	0.006 (0.836)	-0.002 (0.889)	-0.002 (0.604)	0.007 (0.436)	0.004 (0.282)	0.001 (0.927)	0.004 (0.777)
t+1	0.018 (0.103)	0.010* (0.095)	0.020* (0.086)	0.007 (0.125)	0.008 (0.279)	0.004 (0.341)	0.006 (0.498)	0.005 (0.410)

(注) 図表中の t 期は企業再編の公表日を含む会計期間であることを表す。値は [企業集団内の株式交換－現金 (TOB)] として算定されたものであり、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味している（両側検定）。括弧内の値は有意確率を表し、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定の結果として導出されたものである。

第6節 要 約

本章では、わが国の企業再編において取得企業の経営者が利益捻出のための会計手続き選択を行っているのかについて実証的に分析した。

前章で概観したとおり、わが国の企業再編における利益調整については、すでに先行研究で検証されている。しかし、アメリカと比較してその数は少なく、十分な実証的蓄積があるとはいえない状況にある。また、データの入手可能性などの理由から、分析上の課題も数多く残されている。本論文では、主として以下の3点で分析の精緻化をはかり、先行研究の証拠を補完ないし再検討した。第1に、4種類の会計発生高推定モデルを併用することで、推定モデルに起因する測定誤差の問題を緩和している。第2に、当事企業間に支配関係があると利益調整の動機が相対的に弱くなると考えられるため、企業集団内のみで再編を行った企業をサンプルから除外した。第3に、株式を対価とする企業再編として、株式交換だけでなく合併も想定して分析に加えた。

分析の結果、対価の種類が株式の企業再編では、公表直前期に裁量的発生高の平均値は増加し、公表後の2期間にわたって減少することが明らかとなった。また、公表直前期の裁量的発生高の水準は、現金を対価とする企業再編よりも株式を対価とする企業再編の方が有意にプラスとなることが明らかとなった。これらは、株式を対価とする企業再編では交渉を有利に進めるべく、経営者が利益捻出の会計手続き選択を行っていることを示唆する証拠であるといえる。

さらに、本章では2つの追加検証を実施し、以下のような知見を得た。まず第1に、株式を対価とする再編企業をさらに合併企業と株式交換企業とに分け、法的形式別に分析を行った。その結果、株式交換企業よりも合併企業の方がより顕著な裁量的発生高の推移を観察することができた。この理由としては、株式交換を連続的に実施している企業がサンプルに含まれていることが考えられる。何期もの期間にわたって利益捻出を行うことは困難であるため、このような企業では利益捻出の程度が小さくなっているのかもしれない。

また、合併の方が交渉期間は長いため、タイミングを見計らって利益調整を行うだけの時間的余裕があることもその一因であろうと予想される。

第2の追加検証として、子会社もしくは関連会社の完全子会社化を分析対象として裁量的発生高を観察した。その結果、利益捻出の証拠は得られず、先行研究と首尾一貫する証拠が得られた。すなわち、当事企業間にすでに支配関係が成立している企業再編では交渉力に明確な差があるので、取引条件を有利に決定づけるための利益調整が必要とはならないことが示唆されている。

以上、株式を対価とする企業再編であり、かつ企業集団外の企業との再編取引である場合は、わが国においても経営者が利益捻出を行う傾向にあることが示された。

なお、本章では企業再編に先立った利益調整のうち、とくに利益捻出を想定した分析を実施してきたが、企業再編には利益捻出だけではなく利益圧縮の動機も存在することを補足しておきたい。例えば、マネジメント・バイアウト（management buyout: MBO）を行うに際して、経営者は取引にかかるコストを低減させるために、利益圧縮の会計手続きを選択して株価の引き下げをはかるかもしれない。企業再編における経営者の利益圧縮行動については、補論においてマネジメント・バイアウトを対象とした分析を実施しているので、併せて参照されたい。

第5章 企業再編における利益調整と利益の質—先行研究—

第1節 はじめに

本章の目的は、企業再編における利益調整が利益の質に及ぼす影響を分析するに先立ち、利益の質に関する代表的な指標とその測定方法を整理することにある。

株式を対価として企業再編を実施する場合、経営者は合併比率や株式交換比率を有利に決定するために、利益捻出の動機を有する。前章では、実際にわが国の企業再編における裁量的発生高を分析し、企業再編が公表される直前期に利益捻出が行われることと、公表後に反転効果が生じることを示唆する証拠を得た。

そこで次に、このような利益調整がもたらす影響について分析する必要がある。経営者が会計的もしくは実体的な裁量行動を通じて利益捻出を行えば、その影響で後の会計期間では利益が減少することになる。したがって、利益調整の影響は利益水準の変化として捉えることが可能である。多くの先行研究では、企業再編後における収益性の低迷が報告されているが、利益調整はその原因の1つであると考えられる。

しかし、利益調整が及ぼす影響は利益水準だけにとどまらない。利益調整は利益水準の変化を通じて、利益が具備すべき諸特性にも影響を及ぼすことが多くの先行研究で指摘されている（例えば Schipper and Vincent[2003] ; Dechow and Schrand[2004]）。このような諸特性は利益の質（quality of earnings）という観点から論じられることが多い。先行研究においても、経営者の利益調整行動と関連づけて、様々な領域で利益の質に関する分析が実施されている。しかしながら、企業再編の領域で利益の質を分析した研究は、わずかに Barragato and Markelevich[2003]が存在するのみである。そこで、第5章と第6章では、企業再編の利益調整が利益の質に及ぼす影響に焦点を当て、考察を加えることにする。

本章の構成は以下のとおりである。続く第2節では、利益調整と利益の質の関係について

て検討する。第3節では、利益の質が一義的に定義づけられていないことを受け、先行研究で利益の質を捕捉する指標として用いられてきた代表的な利益特性と、その測定方法を概観する。第4節では、企業再編を対象とした利益の質に関する先行研究をレビューする。最後に、第5節で本章の内容を要約する。

第2節 利益調整と利益の質の関係

経営者は以下のような2つの方法によって利益調整を行う。1つは、会計方針や見積りの変更など、会計手続き上の利益調整である。例えば、減価償却方法や引当率の変更を利用した利益調整がこれに該当する。このような利益調整は会計的利益調整とよばれる（太田[2007(a)], 129頁）。いま1つは、企業に物理的あるいは経済的な変化をもたらすような利益調整である。例えば、研究開発費や広告宣伝費の増減を通じた利益調整はこれに該当する。このような利益調整は実体的利益調整とよばれる（太田[2007(a)], 129頁）。いずれの利益調整が行われた場合であっても、その影響で後の会計期間では反転効果が生じることになる。例えば、減価償却方法を変更することで費用を低減させる会計的利益調整を行ったとしても、全体的な減価償却費の金額が変わらない以上、将来の減価償却費の負担額は増大することになる。また、実体的裁量行動によって当期に必要な研究開発費や広告宣伝費を削減すれば、研究開発活動や広告宣伝活動によって将来獲得できる収益は減少すると考えられる。したがって、経営者が利益捻出を行う場合、その後の会計期間に利益は減少することが予想されるのである。株式を対価とする企業再編においても、同様の反転効果が生じていることが前章の分析から示唆される。

このような議論と整合する実証的証拠は、財務指標を用いた合併効果の分析からも得られている。これらの研究では、合併後に収益性が低迷することを示唆する証拠が数多く報告されている。例えば、アメリカでは、Mueller[1980]や Ravenscraft and Scherer[1987]が、総

資産利益率や自己資本利益率などの代表的な財務指標を用い、合併企業の財務的特性や、合併の効果について分析を行っている。そして、いずれの研究も取引前後において、当事業企業の収益性は改善しないか、わずかに悪化するという証拠を提示した。Healy et al.[1992]は、営業キャッシュ・フローに基づいた指標を用いて同様の分析を行い、合併後に収益性が低迷することを発見している。また、Clark and Ofek[1994]では、救済型の合併では取引後に業績の改善がみられないことを例証した。Parrino and Harris[1999]では、他業種の企業を買収した場合には、取引後に業績が低迷することを明らかにしている。

わが国でも、合併後に収益性が低迷することを報告する研究は少なくない¹。例えば、星野[1981]および星野[1990]では、1960年代から1980年代の合併企業を分析し、合併が収益性にマイナスの効果を及ぼしていることを明らかにしている。また、村松[1986]は、1970年代の合併を分析対象とし、合併企業はコントロール企業よりも、合併後の総資産利益率が有意に低くなることを示した。1970年代から1990年代の合併を調査した Yeh and Hoshino[2001]では、合併企業の総資産利益率は同業他社よりも、合併後に4%から5%ほど高くなるが、それ以外の指標は同業他社とほぼ同水準であることを指摘している。また彼らは、被合併企業が同一系列内に属する場合は、合併後に収益性が有意に低下することを明らかにしている。鈴木[2002]は、営業キャッシュ・フローを市場価格ベースの企業総価値 (total enterprise value: TEV) で除した指標を用い²、1970年代から1990年代の合併企業を分析した。そして、合併前において合併企業は相対的に高い収益性を有するが、合併後はその優位性が失われるという分析結果を得ている。

以上のように収益性が低迷する理由として、先行研究では合併直後の組織内の混乱や社員の離職、顧客の喪失などをあげているが、利益調整による反転効果もまた、このような収益性の低迷を説明する要因の1つであると考えられる。

¹ ただし、合併が収益性を改善させるという証拠もいくつか報告されている。例えば、池田・土井[1980]は、長期的にみればわが国の合併は収益性にプラスの効果を及ぼすと指摘している。また、山本[1992]は、1969年以降のわが国における合併を対象として財務分析を実施し、合併の3年前から合併の3年後までの期間で、合併企業の収益性と成長性は改善されることを明らかにしている。

² 鈴木[2002, 23-24頁]によれば、営業キャッシュ・フローは[営業利益+減価償却費]として、また市場価格ベース企業総価値は[株式時価総額+負債-現金-短期有価証券]として算定される。

しかし、利益調整が及ぼす影響は利益水準だけにとどまらない。利益調整は利益水準の変化を通じて、利益が持つ時系列特性や情報内容に影響を及ぼすであろう。例えば、利益調整とその後の反転効果は利益の変動性を大きくし、持続性を低下させたり、利益情報が持つ将来業績の予測能力を低下させたりするであろう（Shipper and Vincent[2003]など）。また、利益調整がノイズをもたらした結果、利益が有する情報内容は低くなるものと思われる（Dechow and Schrand[2004]など）。このような利益に関する諸特性は、利益の質（quality of earnings）という観点から論じられることが多い。

利益調整と利益の質との関係について、一ノ宮[2004]では以下のような図表 5.1 を用いて説明をしている。図表にも示されているように、利益調整が行われた場合、一般的に利益の質は低くなると考えられる。逆に、利益調整がない状況下では利益の質は高くなる。したがって、利益調整と利益の質は裏腹の関係にあるということが出来る。同様の指摘は、Shipper and Vincent[2003]や Dechow and Schrand[2004]でもなされている。ただし、利益調整の存在は、必ずしも低品質の利益につながるとは限らない。例えば、利益平準化など、利益調整を行うことによって経営者が持つ私的情報が反映されれば、利益の有用性は高くなるという主張もある（例えば Demski[1998]）。したがって、利益調整と利益の質とは密接な

図表 5.1 利益調整と利益の質の関係

		利益の質	
		高	低
利益調整	有	—	○
	無	○	△

（出所）一ノ宮[2004]、9頁、図 1-1。

（注）○：関係が強い、△：関係が弱い、—：関係が無い。

関係にあるものの、両方の側面から分析を加える必要がある。

先行研究では、経営者の利益調整行動と関連づけて利益の質に関する分析が行われている。ただし、利益の質の定義については一義的に定まっているわけではなく、様々な利益特性を用いて分析が行われている。例えば、株式の新規公開（initial public offering : IPO）に際して、経営者は公開価格を有利に決定づけるため公開前期に利益調整を行うが、同時期における会計発生高の質は低下することが明らかとなっている（松本[2005]）。また、一般事業法人による持株比率が高い企業や金融機関持株比率が低い企業は、株主や債権者のモニタリングが低下するために経営者の利益調整を助長しがちであり、裁量的発生高が高く（野間[2002]、首藤[2006]など）、株価関連性が低いことが指摘されている（Warfield et al.[1995] ; 木村[2006] ; 首藤[2006]など）。さらに、Wang[2006]では、エンタrenchment効果（entrenchment effect）とアラインメント効果（alignment effect）という2つの観点から経営者の裁量行動の程度について仮説を立て、創業者一族の持株比率が高いほど裁量的発生高の水準は小さく、株価関連性は高く、損失計上の適時性は高くなることを明らかにしている。音川・北川[2007]では、会計発生高の質、持続性、適時性および保守性の4指標が持合比率と非線形の関係にあることが示されている。

このように、先行研究では多様な測定指標によって利益の質が捕捉されている。以下では、先行研究で用いられている利益の質に関する代表的な指標を整理する。

第3節 利益の質の指標

利益の質について、Schipper and Vincent[2003]は、Hicks の定義する経済学的利益に近い利益こそが高品質であると主張する。そして、①持続性、予測可能性、変動性といった時系列特性に由来する利益の質、②利益、会計発生高、およびキャッシュ・フローの関係に由来する利益の質、③FASB の概念フレームワークに由来する利益の質、そして④経営者の見

積りや会計方針の選択に由来する利益の質について考察している。また、Francis et al.[2004]では、会計数値のみに依拠して定義づけられる利益特性として、①会計発生高の質、②持続性、③予測可能性、および④平準化という4つを、また市場との関係から定義づけられる利益特性として、①株価関連性、②適時性、および③保守性という3つを挙げ、これらを用いて利益の質の分析を行っている。本節では、これらの研究を手がかりとして、利益の質の尺度となりうる利益特性と、その測定方法について整理する³。

(1) 会計発生高の質

発生主義会計のもとでは、営業活動に伴って発生するキャッシュ・フローを期間配分することで利益計算を行っている。その利益と営業キャッシュ・フローとの差額が会計発生高である。しかし、将来キャッシュ・フローの予測に基づく見越計算では、会計発生高に経営者の恣意性や予測誤差が混入することになる。このような誤差はノイズとして会計発生高に歪みをもたらし、会計発生高を構成要素とする利益の数値にも影響を及ぼすおそれがある。Dechow and Dichev[2002]は、運転資本の変化額を従属変数、前期、当期、および次期の営業キャッシュ・フローを独立変数とする回帰モデルによって、このような誤差を推定する方法を提案している。すなわち、Dechow and Dichev[2002]では、このモデルの誤差項を会計発生高の質(accruals quality)と定義する。運転資本の変化に対する営業キャッシュ・フローの説明力が高いほど誤差項は小さくなるので、会計発生高の質、および利益の質は高くなると考えられる。そして、このように導出された会計発生高の質が高いほど利益の変動性は小さく、持続性は高いことが指摘されている。

なお、McNichols[2002]は、前期、当期、および次期の営業キャッシュ・フローの他に、売上高の変化額、および償却性固定資産が短期会計発生高の重要な説明要因であると主張している。また、Francis et al.[2005]や Ball and Shivakumar [2006]は、Dechow and Dichev[2002]

³ 利益の質を定義した先行研究には、この他に Siegel[1991]や Ayres[1994]などがある。なお、利益の質の定義については、一ノ宮[2006]で詳しくレビューされている。

のモデルの独立変数に、売上債権の変化額と償却性固定資産を加えて分析を行っている。これらの研究は、Jones[1991]や Dechow et al.[1995]の研究を、Dechow and Dichev[2002]のモデルに援用することで、モデルの説明力が改善し、測定誤差が小さくなると主張している。

(2) 予測可能性および持続性

わが国では財務会計の概念フレームワークに関する討議資料において、「投資家による企業価値評価のために、将来の経営成果の予測に役立つ情報を提供すること」が財務報告の主たる目的であると規定している（企業会計基準委員会[2006]）。FASB の概念フレームワークでも、目的適合性を支える会計情報の質的特徴として予測可能性が挙げられている。このような規定に鑑みれば、予測可能性は利益が具備すべき重要な特性であり、予測可能性の高い利益は高品質であるといえることができる。

先行研究によれば、利益の予測可能性とは利益自体が将来利益を予測する能力のことをいう（Lipe[1990], p.52）。具体的に、予測可能性は、1 階の自己回帰モデル（first order autoregressive model : AR1）から推定される残差分散や、同モデルの決定係数によって測定されることが多い。残差分散が小さいほど、あるいは決定係数が大きいほど予測可能性は高く、それゆえ利益の質が高いことを意味する。例えば Lipe[1990]は、利益の変化額を変数とする自己回帰モデルを推定し、その誤差項の分散を予測可能性として定義している。また、Francis et al.[2004]では、利益水準を変数とする 1 階の自己回帰モデルを推定し、その残差分散を予測可能性として定義する。

一方、Barth et al.[2001]では、次期の営業キャッシュ・フローを従属変数、当期利益を独立変数とする回帰モデルを設定し、当該モデルの決定係数で利益の予測能力を測定している。決定係数が高いということは、次期の営業キャッシュ・フローに対する当期利益の説明力が高いことを意味しており、予測可能性に優れていることを意味する。そして、Barth et al.[2001]では、従属変数の利益をさらに複数の構成要素に細分することで、予測可能性が高

くなることを指摘している⁴。

さらに、予測可能性に関連して、持続性という観点から利益の質が捕捉されることもある。Penman and Zhang[2002, pp.237-238]は、将来利益の予想に重要な要因は持続性であることを指摘している。利益の持続性は1階の自己回帰モデルから推定される独立変数の係数として定義されることが多い。例えば、Lev[1983]はこの方法で持続性を測定し、持続性が製品の種類、参入障壁の高さ、資本集約度、および企業規模と関連性を有するかを検証している。これと同じ持続性の測定指標は、Ali and Zarowin[1992]、Francis et al.[2004]、Kohlbeck and Warfield[2005]などでも用いられている。理論的には、利益の持続性が高いほどこの係数は1に近くなり、逆に持続性が低いほど0に近くなる。したがって係数の値が大きいほど持続性が高く、利益の質は高いことを意味する。

持続性に関する研究としては、この他に Sloan[1996]などの研究がある。Sloan[1996]は、1階の自己回帰モデルの独立変数である当期利益を営業キャッシュ・フローと会計発生高とに分解し、利益の構成要素ごとに持続性を分析している。そして、会計発生高は営業キャッシュ・フローよりも持続性が低いことを示した。Xie[2001]は、会計発生高をさらに裁量的発生高と非裁量的発生高とに分解し、証券市場は裁量的発生高の持続性を考慮していないことを指摘している。

(3) 平準化

平準化された利益の質は高いことがいくつかの先行研究で報告されている (Leuz et al.[2003]など)。利益の平準化は利益調整行動の1つであるとも解釈できる。一般的に、機会主義的な利益調整は利益情報にノイズをもたらし、利益の質は低下すると考えられている (Schipper and Vincent[2003] ; Dechow and Schrand[2004])。しかしながら、一時的な利益の増減を平準化するために、経営者は将来利益に関する私的情報を利用することになる。平

⁴ Barth et al.[2001]では、利益を以下の7項目に細分している。すなわち、営業キャッシュ・フロー、売上債権の変化額、棚卸資産の変化額、仕入債務、有形固定資産の減価償却費、無形資産の償却費、およびその他の会計発生高の7項目である。

準化された利益にはそうした経営者の私的情報が反映されることになるので、情報としてはより有用なものとなる。また平準化された利益は、結果として予測可能性や持続性を高めることにもなる。したがって、機会主義的な利益調整行動とは異なり、利益の平準化は利益の質を高めていると考えることもできる。

先行研究では、利益とキャッシュ・フローの変動性を対比させることで平準化の程度を測定している。例えば、Leuz et al.[2003]は、営業利益の標準偏差と営業キャッシュ・フローの標準偏差との比率などの4指標で平準化の程度を測定し、分析対象とする31ヶ国の中で利益調整に差異があるのかについて分析している。営業キャッシュ・フローの変動に対して利益の変動が抑えられていれば、平準化の程度は高いと判断される。分析の結果、彼らは、投資家保護の程度が低い国の方が利益はより平準化されており、かつ株価に対する説明力が低いことを明らかにしている。なお、Leuz et al.[2003]と類似した指標は、Hunt et al.[2004]や、Bao and Bao[2004]、Francis et al.[2004]、Burgstahler et al.[2006]などの研究でも用いられている⁵。

(4) 収益と費用の対応

Dichev and Tang[2007]は収益と費用の対応関係に着目し、対応の程度が低い企業は利益の変動性が大きくなり、予測可能性や持続性が低下することを指摘している。そして、アメリカの大企業1,000社を対象とする調査の結果、過去40年間で収益と費用の対応関係は弱まっていることを明らかにし、近年のFASBの基準設定が利益情報の有用性を低下させていると主張する。予測可能性や持続性は利益の質を規定する特性であるので、収益と費用の対応関係からも利益の質に関する指標が導出できる。

Dichev and Tang[2007]は収益と費用の相関、および従属変数を収益、独立変数を費用とす

⁵ Hunt et al.[2000]では、営業キャッシュ・フローと非裁量的発生高の合計額の標準偏差と営業キャッシュ・フローの標準偏差との比率によって測定している。また、Bao and Bao[2004]は、営業利益の標準偏差と営業キャッシュ・フローの標準偏差との比率を用いて分析している。Francis et al.[2004]では、特別損益項目を差し引いた当期純利益の標準偏差と営業キャッシュ・フローの標準偏差との比率をもって、平準化の指標としている。Burgstahler et al.[2006]は、Leuz et al.[2003]と同じ測定方法を採用している。

る関係式から得られる係数推定値の大きさによって収益と費用の対応の程度を定量化している。収益と費用の相関、および収益と費用の関係式から導出された係数が大きいほど収益と費用の対応関係が強く、それゆえ利益の質は高くなると考えられる。この指標によって利益の質を測定した研究としては、音川・北川[2007]がある。

(5) 株価関連性

わが国では概念フレームワークの討議資料において、意思決定との関連性が規定されている。意思決定との関連性とは、「会計情報が投資のもたらす将来の成果の予測に関連する内容を含んでおり、投資者が企業価値の推定に基づいて行う意思決定に対して、積極的な影響を与えて貢献すること」をいう（企業会計基準委員会[2006], 第2章 第3項）。利益と株価との関連性が高いということは、換言すれば利益の情報価値が高く、その情報によって投資者の予測や行動が変化するということである。したがって、株価との関連性が高い利益は意思決定との関連性が高く、利益の質が高いといえる。

株価関連性に関する指標は、株価モデルやリターン・モデルを推定することで測定されることが多い。例えば、Collins et al.[1997]では、株価を従属変数、利益や純資産簿価を独立変数とする株価モデルの決定係数を株価関連性の指標と定義し、過去40年間にわたる利益および純資産簿価の株価関連性の推移について分析を行っている。これと同様の指標は、Kohlbeck and Warfield[2005]でも用いられている。また、Francis and Schipper[1999]では、Collins et al.[1997]の株価モデルの他に、株式リターンを従属変数、当期利益、および前期からの利益の変化額を独立変数とするリターン・モデルの決定係数を用いて、株価関連性の程度を測定している。これと同様の指標は、Lev and Zarowin[1999]や、Bushman et al.[2004]、Francis et al.[2004]などの研究でも採用されている。これらの値が高いほど株価と利益の関連性は高く、それゆえ利益の質も高いと判断される。

また、株価関連性の指標としては、リターン・モデルの利益水準もしくは利益の変化額にかかる係数の大きさとして測定される場合もある。これは、会計利益1単位に対して株

価がどの程度変化するかを表したものであり、利益反応係数（earnings response coefficient：ERC）に相当する。この値が大きいほど利益の情報内容が大きいことを意味するので、利益の質は高いと判断できる。利益反応係数を扱った代表的な先行研究としては、Kormendi and Lipe[1987]や、Easton and Zmijewski[1989]、Collins and Kothari[1989]、Lipe[1990]などがあげられる。なお、これらの研究では、利益反応係数と利益の時系列特性とが関連性を有することが明らかにされている。例えば、Kormendi and Lipe[1987]は、自己回帰モデルを用いて導出された持続性の指標と利益反応係数とがプラスの関連性を有することを報告している。Lipe[1990]でも、利益の持続性が高いほど、利益反応係数は高くなることを例証した。さらに、Lipe[1990]は、利益の予測可能性が高いほど利益反応係数も大きくなることを示している。

（6）適時性および保守性

適時性とは、当期の会計利益が当期の経済的利益を反映する程度と定義される。一方、保守性とは、経済的利益と比較して経済的損失がどの程度会計利益に反映されているのかという観点から定義づけられる。これら2つはあわせて透明性の指標として定義されることがあり、いずれも望ましい利益の特性であるとされる（Ball et al.[2000], p.2）⁶。

適時性や保守性に関する指標は、逆回帰モデルを用いて導出されることが多い。Ball et al.[2000]や Bushman et al.[2000]などの先行研究では、適時性は逆回帰モデルの決定係数として測定されている。この値が高いほど会計利益が経済的損益を反映していることになるので、適時性が高いといえる。また、Basu[1997]、Pope and Walker[1999]、Givoly and Hayn[2000]などでは、保守性の分析に同モデルの係数から導出された指標が用いられている。これは、経済的損失にかかる係数と経済的利益にかかる係数とを対比させた指標である。経済的利

⁶ ただし、保守性と利益の質の関係については、異なる見解を示す研究もある。例えば、純資産簿価を小さく保つような会計処理や見積りをもって保守性を定義している Penman and Zhang[2002, p.238]では、保守的な利益は将来利益の予測可能性を低下させるために、利益の質が高くなるとは必ずしも言えないと主張されている。

益と比較して経済的損失が利益と強く関係しているほど、すなわち経済的利益にかかる係数に比して経済的損失にかかる係数が大きいほど、保守性の程度は高いと判断できる。したがって、保守性を望ましい利益特性と捉えるのであれば、このような場合に利益の質は高いことを意味する。

なお、保守性に関しては、Penman and Zhang[2002]が C-Score (Conservatism Index) や Q-Score (Earnings Quality Index) という指標を用いた分析を行っている。C-Score は、在庫投資、研究開発投資、および広告宣伝投資の合計額を純額の事業用資産で除して導出される。一方、Q-score は、当期と前期の C-Score の差額、および当期の C-Score から産業平均の C-Score を差し引いたものの2種類として算定されている。これらの指標は、投資行動と関連した会計情報の保守性を測定しようとしたものである。

第4節 企業再編に関する先行研究

企業再編の領域で利益の質に関する分析を行った先行研究としては、Barragato and Markelevich[2003]がある。彼らは、企業再編は多様な動機に基づいて行われる取引であり、その動機によって再編後の効果も異なるはずであると予想した。なかでも、彼らは再編後の会計期間における利益の質に焦点を当てて分析を行っている。

まず、彼らは企業再編を動機によって2種類に分類している。1つは、シナジー追求型の企業再編 (synergy-motivated acquisition) である。これは、シナジー効果によって企業価値を増大させることを目的とした企業再編を意味する。したがって、このような企業再編では、取引後の企業価値が取引前における当事企業の個々の価値を合計したものよりも大きくなると予想される。いま1つは、エージェンシー追求型 (agency-motivated acquisition) の企業再編である。これは、経営者が自己の利益のために行う企業再編を意味する。したがって、エージェンシー追求型の企業再編では、取引後の企業価値は小さくなると予想さ

れる。

これら2種類の企業再編を識別するために、Barragato and Markelevich[2003]は企業再編の公表日周辺にける取得企業と当事企業全体の累積異常リターン（cumulative abnormal return : CAR）を用いている。CARの測定期間は、公表日の5日前から5日後までの合計11日間である。取得企業のCARは、企業再編が取得企業と被取得企業のいずれの株主の方に便益をもたらすかを市場が判断した結果を意味する。他方、当事企業全体のCARは、企業再編が全体として価値を創出するのか、もしくは破壊するのかについて市場が判断した結果であるといえる。このような市場の判断が正しいことを前提とすれば、企業再編とCARとの関係は以下のように考えることができる。

すなわち、企業再編がシナジー追求型であれば、取得企業の観点からも当事企業全体の観点からも価値が向上すると考えられるので、いずれのCARもプラスになると考えられる。これに対し、企業再編がエージェンシー追求型である場合は、経営者が自己の利益を追求する結果として企業価値が破壊され、いずれのCARもマイナスとなることが予想される。したがって、Barragato and Markelevich[2003]では、企業再編の公表日周辺における取得企業および当事企業全体のCARがプラスとなるものをシナジー追求型の企業再編、マイナスとなるものをエージェンシー追求型の企業再編として定義し、サンプルとして抽出する。これを要約したものが図表5.2である。

なお、取得企業のCARがマイナス、当事企業のCARがプラスとなるのは、Roll[1986]が主張するところの自信過剰仮説（hubris hypothesis）に合致した企業再編である。このような企業再編では、経営者が被取得企業を過大評価して、対価の支払いが過大となる傾向にある。その結果、取得企業の価値が被取得企業へと移転し、取得企業のCARはマイナスになると考えられるのである。また、取得企業のCARがプラス、当事企業のCARがマイナスになるような企業再編については特に説明が加えられていない。

Barragato and Markelevich[2003]では、エージェンシー追求型の企業再編を行った企業の方が、利益調整を行う傾向にあると仮説を立てた。Barragato and Markelevich[2003]によれば、

図表 5.2 Barragato and Markelevich[2003]による企業再編の分類

		取得企業の CAR	
		+	-
当事企業の	+	シナジー追求型	自信過剰
CAR の合計	-	定義なし	エージェンシー追求型

(出所) Barragato and Markelevich[2003], p.18, Table 1.

報酬契約や自らの保身のために短期的な業績が関わってくる場合、経営者は全体的な企業価値の向上につながらなくとも、自らの利益を優先させて買収を行う。すなわち、エージェンシー追求型の企業再編を行う経営者は、シナジー追求型の企業再編を行う経営者と比較して、利益調整を行う動機を有すると予想される。したがって、エージェンシー追求型の企業再編を行った企業では利益調整が行われる傾向にあり、それによって利益の質は相対的に低いと考えられるのである。

利益の質の測定にあたって、Barragato and Markelevich[2003]では以下の(5.1)式のような回帰モデルを採用している。これは、次期の営業キャッシュ・フロー ($CFO_{i,t+1}$) を当期利益 ($E_{i,t}$) で説明する回帰モデルを基礎としたものであり、Barth et al.[2001]にしたがって当期利益を当期の営業キャッシュ・フロー ($CFO_{i,t}$) と会計発生高 ($TA_{i,t}$) とに分解している。各変数は期首と期末の総資産の平均で基準化されている。彼らは、この式の自由度調整済み決定係数 $adj.R^2$ 、および係数 α_1 と α_2 の有意水準を利益の質の指標として定義した。次期の営業キャッシュ・フローの予測に当期利益が資するのであれば、これらの指標の値は大きくなると予想される。したがって、指標の値が大きいほど利益の質は高いと解釈することができる。

$$CFO_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t} + \alpha_2 TA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5.1)$$

サンプルは、1987年から1999年までに完了した合併907件である。これを図表5.2の分類に基づき、シナジー追求型の企業再編とエージェンシー追求型の企業再編とに分けて分析を行っている。分析の結果は、図表5.3に示したとおりとなった。

企業再編後3年間にわたり、エージェンシー追求型の企業再編では自由度調整済み決定係数、および係数 α_1 と α_2 の有意水準が、シナジー追求型の企業再編のそれよりも小さくなっている。このうち、自由度調整済み決定係数の差異の統計的有意性について、彼らは以下の(5.2)式のようにして導出されたZ統計量を用いて検定を行っている。ここで、 $R^2_{Synergy}$ はシナジー追求型の企業再編の自由度調整済み決定係数、 R^2_{Agency} はエージェンシー追求型の

図表 5.3 Barragato and Markelevich[2003]の分析結果

買収から	1年後		2年後		3年後	
	シナジー	エージェンシー	シナジー	エージェンシー	シナジー	エージェンシー
動機						
α_0	0.032	0.029	0.032	0.045	0.021	0.038
α_1	0.745	0.728	0.635	0.686	0.810	0.629
(t 値)	(19.33)	(17.40)	(17.06)	(13.73)	(21.17)	(15.47)
α_2	0.184	0.173	0.249	0.209	0.341	0.310
(t 値)	(4.10)	(4.01)	(6.55)	(4.78)	(8.99)	(7.65)
$adj.R^2$	0.465	0.412	0.413	0.318	0.579	0.422
N	428	432	415	410	343	326
Z 統計量	1.21		2.10		3.34	
P 値	0.1134		0.0180		0.0004	

(出所) Barragato and Markelevich[2003], p.22, table 4.

企業再編の自由度調整済み決定係数をそれぞれ表している。 σ^2 は分散を意味する。

$$Z = \frac{R_{Synergy}^2 - R_{Agency}^2}{\sqrt{\sigma^2(R_{Synergy}^2) - \sigma^2(R_{Agency}^2)}} \quad (5.2)$$

分析の結果、企業再編の公表後2年後および3年後ではその差異が統計的に有意となった。これは、エージェンシー追求型の企業再編における利益の構成要素は、次期の営業キャッシュ・フローを予測する能力が相対的に低いことを示唆する証拠である。

以上の結果から、Barragato and Markelevich[2003]は、エージェンシー追求型の企業再編は、利益調整によって相対的に利益の質が低いと結論づけている。そして、企業再編を公表した時点の市場反応によって、企業再編後における利益の質を予想することが可能であることを指摘している。

第5節 要約

本章では、企業再編における利益調整が利益の質に及ぼす影響について検証するに先立ち、利益の質に関する指標とその測定方法について整理した。

経営者は会計方針や見積りなどの変更による会計的利益調整と、実際に企業の行動を伴って行われる実体的利益調整との2種類によって利益調整を行っている。しかし、いずれの方法によっても、その影響で後の会計期間では利益が反転することになる。したがって、利益調整の影響は利益水準の変化として捉えることが可能である。

しかし、利益調整は利益水準のみならず、利益が具備すべき諸特性にも影響を及ぼすことが多くの先行研究で指摘されている。このような諸特性は利益の質という観点から、利益調整と関連づけて論じられることが多い。先行研究においても、経営者の利益調整行動

と関連づけて、利益の質に関する分析が行われている。ただし、利益の質には明確な定義が存在しておらず、その測定指標も多岐にわたる。そこで、本章では、利益の質を捕捉する代表的な利益特性とその測定方法について整理した。具体的にとりあげた項目は、①会計発生高の質、②予測可能性および持続性、③平準化の程度、④収益と費用の対応、⑤株価関連性、⑥適時性および保守性の合計6項目である。

また、本章では、企業再編に関連して利益の質を分析した先行研究として Barragato and Markelevich[2003]をレビューした。彼らは、次期のキャッシュ・フローに対する当期利益の説明力を利益の質の尺度と定義し、企業再編後の利益の質を分析した。そして、公表日周辺の累積異常リターンの符号によって、将来期間における利益の質を予想することが可能であることを明らかにした。

次章では、本章で整理した利益の質に関する測定指標を用いて、わが国の企業再編における利益の質について実証的に分析する。

(付 録) 利益の質を捕捉する利益特性に関する主な先行研究

研究名	利益特性	測定方法
Ali and Zarowin[1992]	持続性	1 階の自己回帰モデルの独立変数にかかる係数推定値。
Ball et al.[2000]	適時性、保守性	適時性：逆回帰モデルの決定係数、保守性：逆回帰モデルから導出された、悪材料と好材料にかかる係数推定値の比。
Ball and Shivakumar[2006]	会計発生高の質	短期会計発生高を従属変数、3 期間の営業キャッシュ・フロー、売上債権の変化額、および償却性固定資産を独立変数とする回帰モデルの誤差項の絶対値、標準偏差。
Bao and Bao[2004]	平準化の程度	利益の標準偏差と営業キャッシュ・フローの標準偏差との比。
Barth et al.[2001]	予測可能性	次期の営業キャッシュ・フローを従属変数、当期利益（および利益の構成要素）を独立変数とするモデルの、独立変数にかかる係数推定値。
Basu[1997]	保守性	逆回帰モデルから導出された、悪材料と好材料にかかる係数推定値の比。
Bushman et al.[2004]	適時性	逆回帰モデルの決定係数、逆回帰モデルの株式リターンにかかる係数推定値、およびリターン・モデルの決定係数。
Collins and Kothari[1989]	株価関連性、持続性	株価関連性：株式リターンを従属変数、期待外利益を独立変数とする回帰モデルの独立変数に過かかる係数推定値。すなわち利益反応係数。持続性：自己回帰モデルから導出。
Collins et al.[1997]	株価関連性	株価を従属変数、利益を独立変数とする回帰モデルの決定係数。同モデルの独立変数を純資産簿価にした場合の決定係数。同モデルの独立変数を利益および純資産簿価にした場合の決定係数。
Dichev and Tang[2007]	収益と費用の対応	収益を従属変数、費用を独立変数とする関係式の係数推定値。収益と費用の相関。
Dechow and Dichev[2002]	会計発生高の質	運転資本項目の変化額を従属変数、3 期間の営業キャッシュ・フローを独立変数とする回帰モデルの誤差項の標準偏差。
Francis and Schipper[1999]	株価関連性	リターン・モデルの決定係数。株価を従属変数、資産および負債を独立変数とする回帰モデルの決

		定係数。同モデルの独立変数を利益および純資産簿価にした場合の決定係数。
Francis et al.[2004]	会計発生高の質、持続性、予測可能性、平準化の程度、株価関連性、適時性、および保守性	会計発生高の質：短期会計発生高を従属変数、3期間の営業キャッシュ・フローを独立変数とする回帰モデルの誤差項の標準偏差、持続性：1階の自己回帰モデルの係数推定値、予測可能性：1階の自己回帰モデルの決定係数、平準化の程度：利益の標準偏差と営業キャッシュ・フローの標準偏差との比、株価関連性：リターン・モデルの決定係数、適時性：逆回帰モデルの決定係数、保守性：逆回帰モデルの悪材料と好材料にかかる係数の比。
Francis et al.[2005]	会計発生高の質	短期会計発生高を従属変数、3期間の営業キャッシュ・フロー、売上債権の変化額、および償却性固定資産を独立変数とする回帰モデルの誤差項の標準偏差。
Givoly and Hayn[2000]	保守性	逆回帰モデルから導出された、悪材料と好材料にかかる係数推定値の比。
Hunt et al.[2000]	平準化の程度	営業キャッシュ・フローと非裁量的発生高の合計額の標準偏差と、営業キャッシュ・フローの標準偏差との比。
Kohlbeck and Warfield[2005]	持続性、株価関連性	1階の自己回帰モデルの独立変数にかかる係数推定値。株価を従属変数、当期利益および純資産簿価を独立変数とする回帰モデルの決定係数。
Kormendi and Lipe[1987]	株価関連性、持続性	株価関連性：株式リターンを従属変数、期待外利益を独立変数とする回帰モデルの独立変数に過かかる係数推定値。すなわち利益反応係数。持続性：自己回帰モデルから導出。
Leuz et al.[2003]	平準化の程度	営業利益の標準偏差と営業キャッシュ・フローの標準偏差との比。会計発生高の絶対値（変化額）と営業キャッシュ・フローの絶対値（変化額）との比。
Lev[1983]	持続性	1階の自己回帰モデルの独立変数にかかる係数推定値。
Lev and Zarowin[1999]	株価関連性	リターン・モデルの決定係数。利益反応係数。
Lipe[1990]	予測可能性	1階の自己回帰モデルの残差分散。
McNichols[2002]	会計発生高の質	短期会計発生高を従属変数、3期間の営業キャッシュ・フロー、売上高の変化額、および償却性固定資産を独立変数とする回帰モデルの誤差項の標準偏差。

Penman and Zhang[2002]	持続性、保守性	C-Score および Q-Score の値。
Pope and Walker[1999]	保守性	逆回帰モデルから導出された、悪材料と好材料にかかる係数の比。
Sloan[1996]	予測可能性、持続性	1 階の自己回帰モデルの独立変数にかかる係数推定値。同モデルの当期利益を会計発生高とキャッシュ・フローとに分けた場合の、それぞれの独立変数にかかる係数推定値。
Xie[2001]	予測可能性、持続性	1 階の自己回帰モデルの独立変数にかかる係数推定値。同モデルの当期利益を裁量的発生高、非裁量的発生高、およびキャッシュ・フローに分けた場合の、それぞれの独立変数にかかる係数推定値。

第6章 企業再編における利益調整と利益の質—実証分析—

第1節 はじめに

本章の目的は、わが国の企業再編に先立って行われた利益調整が利益の質に及ぼす影響について、実証的に分析することにある。

わが国においても、株式を対価とする企業再編では、取引条件を有利に決定づけるために交渉過程で利益捻出の会計手続きが選択される。そして、このような利益捻出は、反転効果によって後の会計期間の利益を減少させる。しかし、利益調整の影響は利益水準だけにとどまらず、利益が具備する諸特性にも及ぶことが予想される。このような諸特性は利益の質 (quality of earnings) として論じられることが多い。そこで本章では、企業再編における利益調整が利益の質に及ぼす影響について分析する。

本章の分析には以下のような特徴がある。第1に、企業再編に関する先行研究の大部分が利益水準に着目した分析を行っているのに対し、本章では利益の質に焦点を当てて分析している点である。第2に、本章では代表的な複数の測定指標を用い、利益の質についてより包括的な分析を行っている点である。具体的に、本章が用いる利益の質の指標は、前章で概観した①会計発生高の質、②予測可能性および持続性、③平準化の程度、④収益と費用の対応、⑤株価関連性、⑥適時性および保守性という6つの利益特性によって把握したものである。

分析の結果、本章では以下のことが明らかとなった。まず第1に、企業再編の公表前後の期間で、株式を対価とする企業の利益の質は、現金を対価とする企業のそれよりも低い傾向にある。第2に、企業再編の公表前期にかけて、株式を対価とする企業の利益の質は悪化する傾向にある。これらの期間は前章において利益調整およびその反転効果が確認された期間と符合するので、企業再編においても利益調整が利益の質を低下させていると考

えられる。ただし市場との関係から利益の質を定義すると、同時期における利益の質はむしろ改善しており、この点についてはより詳細な分析が必要である。

本章の構成は次のとおりである。続く第2節では、企業再編における利益調整と利益の質との関係について、本章の仮説を構築する。第3節では、仮説を検証するための実証モデルと、変数の定義について説明する。第4節では、サンプルの抽出基準と基本統計量について述べる。第5節では、分析結果を報告し、第6節ではそれを補完する追加検証を実施する。最後に、第7節において結論と今後の課題を要約する。

第2節 仮説の導出

第4章では、わが国で企業再編を実施した企業の裁量的発生高について分析した。その結果、株式を対価とする企業再編では、公表直前期に裁量的発生高が増加する傾向にあり、公表直後の会計期間では反転効果により大きく減少することが判明した。また、公表直前期における裁量的発生高は、現金を対価とする企業よりも株式を対価とする企業の方が高いことが明らかになった。これらは、合併比率や株式交換比率を有利に決定して交付株式数を低減させるために、経営者が利益調整を行っていることの証拠として解釈できる。このような利益捻出とその後の反転効果は、利益水準のみならず利益の諸特性にも影響を及ぼすと考えられる。前章で確認したとおり、利益調整は利益の変動性を増大させるので、持続性が低くなったり、将来の業績予測が困難になったりするなど、利益の時系列特性が悪化する可能性がある。また、利益調整によって適切な期間配分が達成されなくなれば、利益情報にノイズが混入することになる。その結果、利益が有する情報内容は低くなるであろう。このような利益の諸特性から利益の質を捉えるのであれば、以下のような仮説1を立てることができる。

仮説 1：企業再編の公表前後で、株式を対価とする企業の利益の質は悪化する。

一方、現金を対価とする企業再編では株式交換比率や合併比率を有利に決定づける動機は存在せず、それゆえ利益調整の動機もない。実際に、第 4 章の分析では、現金を対価とする企業再編から利益調整を示唆するような証拠は検出されなかった。したがって、現金を対価とする企業再編では、公表前後の期間においても利益の質は低下しないと予想される。それゆえ、株式を対価とする企業と比較すれば、利益は高品質となるはずである。このような議論から、仮説 2 を構築する。

仮説 2：企業再編の公表前後で、株式を対価とする企業の利益の質は現金を対価とする企業のそれよりも低い。

以下では、これら 2 つの仮説の検証方法について説明する。

第 3 節 リサーチ・デザイン

(1) 基本モデル

本章では、利益の質に関する代表的な測定指標を用い、2 つの分析を通じて仮説検証を行う。まず第 1 に、企業再編の公表前後における利益の質の推移を観察する。ここで、企業再編の公表日を含む会計期間を t 期と定義する。もしも仮説 1 が支持されるのであれば、公表前の $t-1$ 期にかけて、株式を対価とする企業の利益の質は低下するはずである。また、仮説 2 が支持されるのであれば、 $t-1$ 期および t 期の利益の質は株式を対価とする企業の方が小さいと予想される。これらの傾向の有意性検定については、平均値には平均値の差の検定を、中央値には Wilcoxon 順位和検定を用いる。

第2の分析として、本章では利益の質を従属変数、企業再編における対価の種類を独立変数とした重回帰モデルを推定し、t-1期およびt期における両者の関連性を分析する。対価の種類に関する変数としては、株式の場合に1、現金の場合に0となる2値変数を考える。もしも仮説2が支持されるのであれば、当該変数にかかる係数は有意なマイナスの値となるはずである。

ただし、利益の質を説明するいくつかの要因が先行研究で報告されているので、モデルの推定に際してはそれらをコントロール変数として考慮しなければならない(例えばBecker et al.[1998]; Cheng and Warfield[2005]; Wang[2006])。本章ではガバナンス、企業規模、収益性、成長性、および財務困窮性に関する変数を加えることとする。ガバナンス変数に関しては、金融機関持株比率を用いる。これは、金融機関持株比率の高い企業ほどモニタリングが強化される結果、経営者の利益調整行動が抑制されるという研究結果を反映したものである(Warfield et al.[1995]; 木村[2006]; 首藤[2006])。収益性の指標としては、総資産利益率を用いる。また、成長性の指標は前年度からの売上高成長率を用いた。最後に、財務困窮性については、レバレッジと当期純損失を計上しているかどうかを示すダミー変数を用いている。これらの変数を含めた以下の(6.1)式が、本章で分析する重回帰モデルである。なお、年度間の影響を考慮して、コントロール変数に加えて年度ダミーを含める。推定にあたっては、異常値の影響を緩和するために、各変数の実数値を十分位に基づいてランクに変換した値を採用する。

$$EQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 TYPE_{i,t} + \alpha_2 INST_{i,t} + \alpha_3 SIZE_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \alpha_5 GROWTH_{i,t} \quad (6.1)$$

$$+ \alpha_6 LEV_{i,t} + \alpha_7 LOSS_{i,t} + \alpha_{8,j} \sum_{j=2001}^{2005} YD_{i,j} + \varepsilon_{i,t}$$

EQ : 利益の質に関する変数

TYPE : 企業再編の対価が株式であれば1、現金であれば0

INST : 金融機関持株比率

SIZE : 企業規模 (=総資産の自然対数)

ROA : 総資産純利益率 (=当期純利益/期中平均の総資産)

GROWTH : 売上高の成長率 (= (当期売上高 - 前期売上高) / 前期売上高)

LEV : レバレッジ (=総負債/総資産)

LOSS : 当期純損失の計上企業は1、それ以外は0

YD : 年度ダミー

ε : 誤差項

(2) 利益の質の測定方法

前章においても確認したとおり、利益の質に関する定義は一義的に定まっているわけではなく、測定指標も多岐にわたる (Schipper and Vincent[2003]; Francis et al.[2004])。そこで、本章では利益の質の測定指標として、先行研究で用いられている代表的な 10 指標を用いることにした。それらは、①会計発生高の質、②予測可能性および持続性、③平準化の程度、④収益と費用の対応、⑤株価関連性、⑥適時性および保守性という側面から利益の特性を捕捉したものである。①から④に関する指標は、会計数値のみを用いて導出される (以下、「会計ベースの指標」と表記する)。一方、⑤および⑥に関する指標は、株式リターンや株価との関係から定義づけられるものである (以下、「市場ベースの指標」と表記する)。前者は、いかに効果的なキャッシュ・フローの期間配分がなされているかという観点から利益の質を測定した指標である。これに対し、後者はいかに経済的損益が反映されているかという観点から利益の質を測定しようとした指標であり、その点で両者の性格には相違がみられる (Francis et al. [2004], p.969)。しかし、指標間の相互関係や優劣については先行研究でも明らかにされていない。そこで、本章ではこれら指標間の優劣は議論せず、利益の質を異なる側面から捉えたものとして並列的に取り扱うことにする。以下では、それぞれの指標の具体的な測定方法について説明する。

①会計発生高の質

本章では、Dechow and Dichev[2002]が提案したモデル（以下 DD モデルと表記する）の誤差を用いて、利益の質に関する 2 つの指標を導出する。第 1 の指標は DD モデルの誤差項の絶対値であり、 $AQ1 = |\hat{\varepsilon}_{i,t}|$ と定義する。第 2 の指標は DD モデルにおける誤差項の標準偏差であり、 $AQ2 = \sigma(\hat{\varepsilon}_{i,t})$ と定義する。標準偏差は、企業ごとに過去 10 年間のデータを用いて算定する。他の変数と符号を揃えるため、これらの指標には -1 を乗じる。したがって、これらの値が大きいほど利益の質が高いことを意味する。

具体的に、DD モデルは以下の(6.2)式のように表される。ここで、 TCA は短期会計発生高であり、 $(\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目})$ として計測される¹。また、 CFO は営業キャッシュ・フローであり、 $\text{当期純利益} - \text{特別利益} + \text{特別損失} - \text{会計発生高}$ として計算される²。各変数は期首と期末の総資産の平均で基準化されている。 ε は誤差項を意味する。 i は企業 i のデータであることを、また t は t 期に属するデータであることを表す添え字である。

(6.2)式における係数の推定方法にはクロスセクションと時系列の 2 通りがあるが、より多くのサンプル数を確保するためにクロスセクション推定を採用した³。推定は日経業種中分類について年度ごとに行う。

$$\frac{TCA_{i,t}}{Asset_{i,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{Asset_{i,t}} + \alpha_2 \frac{CFO_{i,t}}{Asset_{i,t}} + \alpha_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{Asset_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (6.2)$$

②予測可能性および持続性

本章では、利益の 1 階の自己回帰モデル（first order autoregressive model : AR1）を推定し

¹ $\Delta \text{資金調達項目} = \Delta \text{短期借入金} + \Delta \text{コマーシャル・ペーパー} + \Delta \text{1年内返済の長期借入金} + \Delta \text{1年内返済の社債および転換社債}$ （須田・首藤[2004], 219 頁）。

² $\text{会計発生高} = (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) - (\Delta \text{貸倒引当金} + \Delta \text{退職給付(与)引当金} + \Delta \text{役員退職慰労引当金} + \Delta \text{その他の長期引当金} + \text{減価償却費})$ （須田・首藤[2004], 219 頁）。

³ 本章では時系列推定による分析も併せて実施したが、分析結果に顕著な差異はなかった。

て得られた自由度調整済み決定係数によって予測可能性を測定している。すなわち、予測可能性は $Predictability = adj.R^2$ と定義される。ここで、 $adj.R^2$ は以下の(6.3)式から導出された自由度調整済み決定係数を意味する。式中の E は当期純利益に特別損益項目を加減算したものを表しており、発行済株式総数の期中平均で基準化されている。推定は当期を含めた過去 10 年間の時系列データによって行う。 $adj.R^2$ が大きいほど予測可能性は高く、利益の質は高いことを意味する。

また、本章では同じ 1 階の自己回帰モデルから推定される独立変数の係数をもって、持続性の指標とする。つまり、持続性の指標を $Persistence = \alpha_{1,i}$ と定義される。係数の推定は、当期を含めた過去 10 年間の時系列データにより企業ごとに行う。理論的には、利益の持続性が高いほど係数 $\alpha_{1,i}$ は 1 に近くなり、逆に持続性が低いほど 0 に近くなる。したがって、係数 $\alpha_{1,i}$ が大きいほど持続性が高く、利益の質は高いことを意味している。

$$E_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i}E_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6.3)$$

③平準化

平準化に関する指標として、本章では特別損益項目を加減算した当期純利益と営業キャッシュ・フローの標準偏差の比をとり、平準化の指標として利用する。すなわち、平準化の指標は $Smoothness = \sigma(E_{i,t}) / \sigma(CFO_{i,t})$ として定義できる。標準偏差は当期を含めた過去 10 年分の時系列データを用いて企業ごとに算定する。当期利益と営業キャッシュ・フローは期首と期末の総資産の平均で基準化している。また、会計発生高の質に関する 2 指標と同様、他の変数と符号を揃えるため、測定値には -1 を乗じることとする。したがって、この指標が大きいほど利益の質は高いことを意味する。

④収益と費用の対応

収益と費用の対応に関する指標として、本章では以下の(6.4)式から得られる係数 $\alpha_{1,i}$ の推

定値を用いる。つまり、収益と費用の対応に関する指標は、 $Matching = \alpha_{1,i}$ と定義される。ここで、 $Revenues$ は売上高、 $Expenses$ は売上高と特別損益項目を加減算した当期純利益の差額として算定される。各変数は期首と期末の総資産の平均で基準化する。この指標が大きいほど収益と費用の対応関係は強く、利益の質は高いと判断される。なお、(6.4)式の推定は当期を含めた過去 10 年分の時系列データを用いて企業ごとに行う。

$$\frac{Revenue_{i,t}}{Asset_{i,t}} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} \frac{Expense_{i,t}}{Asset_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (6.4)$$

⑤ 株価関連性

本章では先行研究に従い、株価関連性の観点から利益の質に関する 2 つの指標を導出する。1 つは、(6.5)式として表されるリターン・モデルの自由度調整済み決定係数であり、 $Relevance\ 1 = adj.R^2$ と定義される。2 つ目は利益の変数にかかる係数の推定値、すなわち利益反応係数 (earnings response coefficient : ERC) の大きさであり、 $Relevance\ 2 = \alpha_{1,i}$ と定義する⁴。ここで、 RET は当期末から 3 ヶ月後までの 15 ヶ月間にわたる株式リターン、 E は特別損益項目を加減算した当期純利益、 ΔE は前期末からの E の変化額、 MV は期首の株式時価総額をそれぞれ意味する。推定は当期を含めた過去 10 年分の時系列データを用いて企業ごとに行っている。これらの指標は値が大きいほど株価関連性が高く、ゆえに利益の質が高いことを表している。

$$RET_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} \frac{E_{i,t}}{MV_{i,t-1}} + \alpha_{2,i} \frac{\Delta E_{i,t}}{MV_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (6.5)$$

⁴ 先行研究のなかには利益反応係数を持続性の指標と位置づけるものも少なくない (例えば Scott[2003]を参照)。しかしながら、利益反応係数が市場との関係から導出される指標であることを重視し、本章では株価関連性の指標のなかに分類している。また、本章では ΔE にかかる係数推定値を $Relevance2$ と定義した分析も併せて実施したが、分析結果が大きく異なることはなかった。

⑥適時性および保守性

本章では、以下の(6.6)式のような逆回帰モデルの推定によって適時性および保守性の指標を導出する。ここで、(6.6)式の NEG は $RET < 0$ であれば 1、それ以外は 0 をとるダミー変数を意味する。それ以外の変数はこれまでの定義と同様である⁵。推定は当期を含めた過去 10 年分の時系列データを用いて企業ごとに行うこととする。

$$\frac{E_{i,t}}{MV_{i,t-1}} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i}NEG_{i,t} + \beta_{1,i}RET_{i,t} + \beta_{2,i}NEG_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6.6)$$

適時性の指標は(6.6)式の自由度調整済み決定係数で測定され、 $Timeliness = adj.R^2$ と定義される。この値が高いほど会計利益が経済的損益を反映していることになるので、適時性が高いといえる。また、保守性の指標は(6.6)式の係数のから、 $Conservatism = (\beta_{1,i} + \beta_{2,i}) / \beta_{1,i}$ と定義する。これは、経済的損失にかかる係数と経済的利益にかかる係数とを対比させた指標である。経済的利益と比較して経済的損失が利益と強く関係しているほど、すなわち指標の値が大きいほど保守性の程度は高いと判断できる。したがって、これら指標の値が大きいほど利益の質は高いことを意味する。

第 4 節 サンプルと基本統計量

分析に用いるサンプルを抽出するにあたり、以下の要件を課す。

①2000 年 4 月から 2005 年 3 月までの期間において、現金もしくは株式のいずれか一方を

⁵ Basu[1997]および Pope and Walker[1999]は、逆回帰モデルの株式リターンを 12 ヶ月の測定期間で計算している。しかし、本章では記号の表記を統一的行うために、リターン・モデルと同じく 15 ヶ月間で計算する。同様の測定期間で計算した先行研究としては Francis et al.[2004]がある。

対価とする企業再編の実施を公表した企業であること。

- ②当事企業が金融業に属していないこと。
- ③当事企業が親会社と子会社もしくは関連会社の関係にないこと。
- ④取得企業が上場企業であること。
- ⑤取得企業の財務諸表および株価に関するデータが入手可能であること。

①の要件に関して、本章では変数の計算に過去 10 年間の時系列データを利用する関係上、キャッシュ・フロー計算書からデータを入手できるという制約を課していない。このため、サンプルの抽出期間は、株式交換・移転制度が創設されて以降の期間、すなわち 2000 年から拡大されている。なお、企業再編の公表日および対価の種類は、株式会社レコフの『Mergers and Acquisitions Research Report : MARR』に基づいて識別する。ここで、株式を対価とする企業としては合併および株式交換を、現金を対価とする企業としては株式公開買付 (takeover bid : TOB) を想定する。

②の要件については、金融業の財務諸表が他業種のそれと大きく異なるために課している。さらに③に関して、当事企業が関係会社である場合はすでに支配関係が存在しているので利益調整の動機が相対的に弱く、実際に第 4 章の分析でも利益調整の証拠が確認できなかったためにサンプルからは除外した。④については、サンプルを確保する目的から取得企業のみ課している。最後に、⑤について、分析に必要な財務諸表および株価に関するデータについては、日本経済新聞社の『NEEDS-Financial Quest』より入手する。財務データについては原則として連結財務諸表のものを採用するが、個別財務諸表のみを提出している企業については個別財務諸表のデータを代替的に使用している。

以上の要件を満たしたサンプルは測定指標によって異なる⁶。最大は *AQI* の 141 件、最小は *Timeliness* および *Conservatism* の 58 件であった。*AQI* のサンプルが多いのは、この指標

⁶ 同一の会計期間で対価の種類が異なる複数の企業再編を行った企業については、株式を対価とするサンプルと現金を対価とするサンプルの両方に含めることとした。このことは第 4 章と同様である。

図表 6.1 基本統計量

	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
<i>AQ1</i>	0.045	0.078	0.010	0.020	0.045
<i>AQ2</i>	0.041	0.045	0.010	0.030	0.040
<i>Smoothness</i>	0.511	0.366	0.260	0.430	0.660
<i>Predictability</i>	0.188	0.299	-0.092	0.131	0.398
<i>Persistence</i>	0.343	0.473	0.130	0.337	0.594
<i>Matching</i>	1.040	0.093	0.990	1.040	1.074
<i>Relevance1</i>	0.153	0.288	-0.129	0.135	0.330
<i>Relevance2</i>	5.118	8.321	1.129	3.850	8.294
<i>Timeliness</i>	0.205	0.404	-0.091	0.185	0.502
<i>Conservatism</i>	-5.604	20.430	-2.730	-0.152	1.508
<i>INST</i>	0.175	0.174	0.017	0.120	0.289
<i>SIZE</i>	11.070	2.218	9.377	11.138	12.847
<i>ROA</i>	0.005	0.140	0.007	0.025	0.048
<i>GROWTH</i>	0.282	0.873	-0.014	0.072	0.217
<i>LEV</i>	3.355	4.136	1.396	1.941	3.389

(注) 変数の定義：*AQ1*=Dechow and Dichev[2002]モデルの残差の絶対値；*AQ2*=Dechow and Dichev[2002]モデルの残差の標準偏差；
Smoothness=利益の標準偏差÷営業キャッシュ・フローの標準偏差；*Predictability*=AR1 モデルの自由度調整済み決定係数；
Persistence=AR1 モデルの傾きを表す係数；*Relevance1*=リターン・モデルの自由度調整済み決定係数；*Relevance2*=利益反応係数；
Timeliness=逆回帰モデルの自由度調整済み決定係数；*Conservatism*=逆回帰モデルの悪材料の係数÷好材料の係数；
INST=金融機関持株比率；*SIZE*=総資産の自然対数；*ROA*=当期純利益÷総資産；*GROWTH*=売上高変化率；*LEV*=総負債÷総資産。

がクロスセクション推定で導出され、時系列データを必要としないためである。また、*Timeliness* および *Conservatism* が少ないのは、株式リターンの計算に必要なデータが入手できない企業や、株式リターンの符号に偏りがありモデル式が推定できなかった企業が多いことに起因する。

図表 6.1 は、分析に用いたサンプルの基本統計量を表したものである。前述のとおり、重回帰分析には十分位に基づいて変換した数値を用いているが、ここでは変換前の実数値の基本統計量を示している。ただし、平均値などの数値が異常値の影響を強く受けるため、ここでは各変数の標準偏差の3倍以上大きい（小さい）値については、その値を除いた最大値（最小値）に置換している。多くの変数は、Francis et al.[2004]などの先行研究とほぼ同程度の水準となっている。ただし全体的にやや低い傾向にあり、とりわけ持続性、株価関連性、および適時性についてはその傾向がうかがえる⁷。

図表 6.2 は、ランク変換後の変数間の相関係数を表したものである。パネルAは、利益の質に関する指標間の相関を示したものである。利益の質に関する指標間では、おおむねプラスの相関が確認される。*AQ1* と *AQ2* の相関が 0.54、*Predictability* と *Persistence* の相関が 0.75 と高いが、その他は比較的低い水準にとどまっている。したがって、これらの指標は利益の質に関する異なる側面を補足するものであることが分かる。

一方、パネルBの独立変数間の相関に着目すると *LEV* と *SIZE* が -0.53、*LOSS* と *ROA* が -0.62 と高く、多重共線性の問題が懸念される。そこで、多重共線性の診断をするために分散拡大要因 (Variance-Inflation Factor : VIF) を算定した。その結果、分散拡大要因は最大でも 5.561 であった。計量経済学の研究成果では、この数値が 10 を超えた場合には多重共線性の問題が重大であると考えられている (Green[2002], pp.57-58)。したがって、これは分析の信頼性を損なわない程度のものであると判断する。

⁷ Francis et al.[2004, p.982]によれば、持続性の平均値は 0.482 (中央値は 0.520)、株価関連性の平均値は 0.423 (中央値は 0.416)、適時性の平均値は 0.466 (中央値は 0.465) である。また、Bushman et al.[2004, p.184]も、株価関連性の平均値は 0.37 (中央値は 0.35)、適時性の平均値は 0.33 (中央値は 0.29) となることを報告しており、本稿の基本統計量よりも高くなっている。

図表 6.2 変数間の相関係数

パネルA：利益の質の指標間の相関係数

	<i>AQ1</i>	<i>AQ2</i>	<i>Predictability</i>	<i>Persistence</i>	<i>Smoothness</i>	<i>Matching</i>	<i>Relevance1</i>	<i>Relevance2</i>	<i>Timeliness</i>	<i>Conservatism</i>
<i>AQ1</i>	1.00									
<i>AQ2</i>	0.54	1.00								
<i>Predictability</i>	0.09	0.18	1.00							
<i>Persistence</i>	-0.05	0.10	0.13	1.00						
<i>Smoothness</i>	0.03	0.17	0.26	0.75	1.00					
<i>Matching</i>	0.03	-0.06	0.11	0.05	0.07	1.00				
<i>Relevance1</i>	0.07	0.11	0.10	0.17	0.09	0.17	1.00			
<i>Relevance2</i>	0.13	0.16	-0.03	0.15	0.12	0.29	0.41	1.00		
<i>Timeliness</i>	0.15	0.29	0.11	-0.00	-0.09	0.03	0.41	0.18	1.00	
<i>Conservatism</i>	-0.00	-0.33	-0.04	0.03	0.16	0.07	0.10	-0.17	-0.06	1.00

パネルB：独立変数間の相関係数

	<i>TYPE</i>	<i>INST</i>	<i>SIZE</i>	<i>ROA</i>	<i>GROWTH</i>	<i>LEV</i>	<i>LOSS</i>
<i>TYPE</i>	1.00						
<i>INST</i>	-0.13	1.00					
<i>SIZE</i>	-0.28	0.47	1.00				
<i>ROA</i>	0.04	-0.21	-0.16	1.00			
<i>GROWTH</i>	0.08	-0.30	-0.24	0.45	1.00		
<i>LEV</i>	0.09	-0.44	-0.53	0.43	0.21	1.00	
<i>LOSS</i>	0.02	-0.00	-0.17	-0.62	-0.32	0.01	1.00

(注1) 上記はランク変換後のピアソン相関係数を表している。

(注2) *LOSS*=当期純損失を計上している企業は1、それ以外は0。その他の変数の定義については図表6.1を参照。

第5節 分析結果

(1) 企業再編の公表前後における利益の質の推移

図表 6.3 は、企業再編の公表前後における利益の質の推移をグラフ化したものである。公表日を含む会計期間を t 期と定義し、公表の3期前からの推移を観察する。いずれも実数値の平均値を表したものである。各期間の平均値から標準偏差の3倍以上乖離した値については異常値と判断し、異常値を除いた最大値もしくは最小値に置換している。前述のとおり各指標の符号を調整しているため、数値が大きいほど利益の質は高いことを表す。

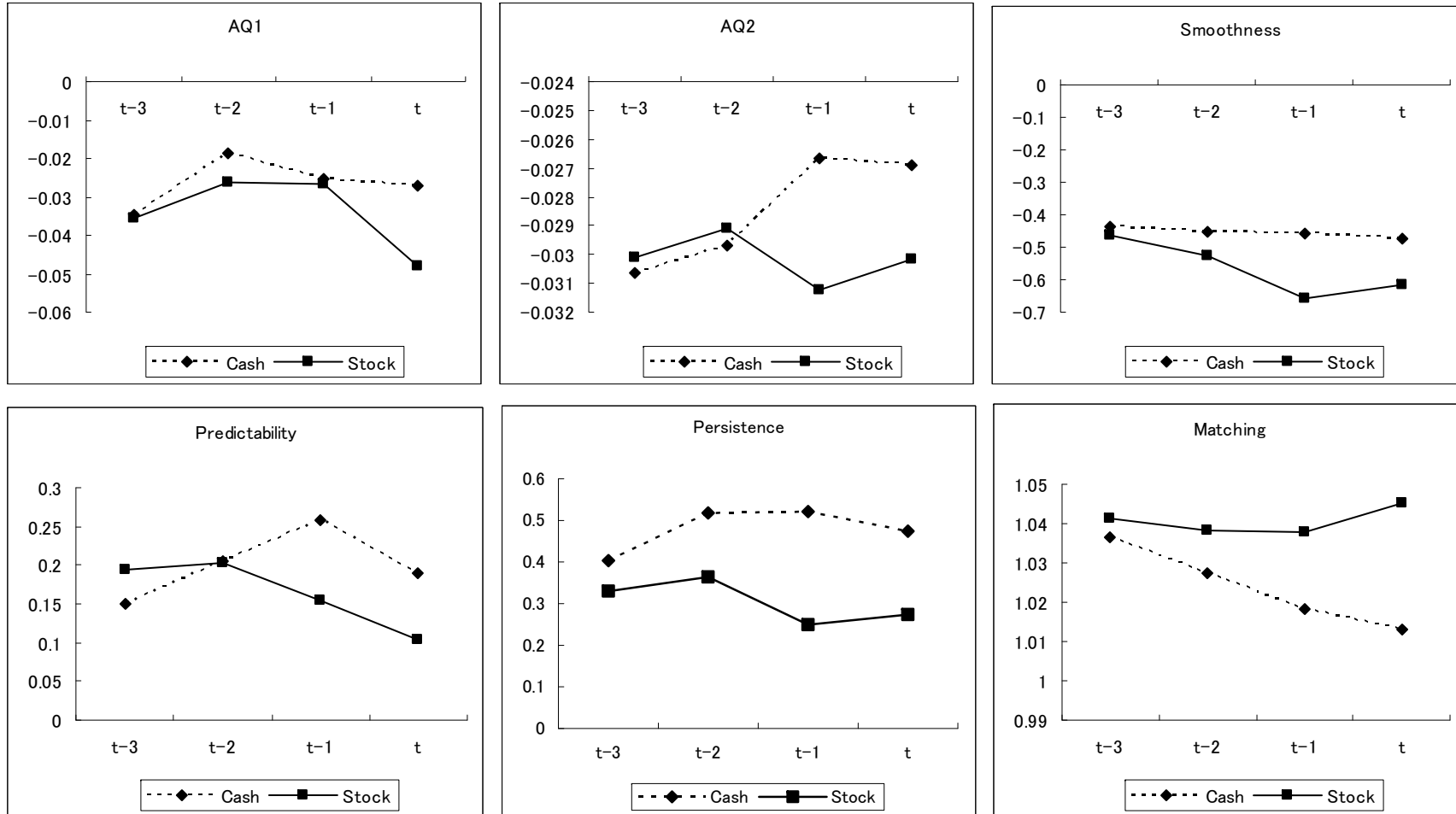
会計ベースの指標からは次の点が指摘できる。まず、 $t-2$ 期から $t-1$ 期にかけての推移に着目すると、株式を対価とするサンプルにおける利益の質が多くの指標で低下傾向にあることが分かる。*AQ1* と *Matching* ではほとんど変化はないが、その他の指標ではすべて低下しており、 t 期においても低水準が持続している。また、*AQ1* も t 期にかけて相対的に低下傾向にある。一方、現金を対価とするサンプルでは株式サンプルほど顕著な低下は確認できない。*AQ1* と *Matching* は低下しているが、*Smoothness* と *Persistence* はほぼ変化しておらず、*AQ2* と *Predictability* ではむしろ利益の質が改善していると判断できる。これらは「企業再編の公表前後で、株式を対価とする企業の利益の質は悪化する」という仮説 1 を支持する証拠である。

また、対価が株式の企業は現金の企業よりも利益の質は低い傾向にある。特に、注目している $t-1$ 期および t 期では、*Matching* を除いてすべての指標で低い。また、その差異は $t-3$ 期および $t-2$ 期よりも拡大している指標が多い。これは「企業再編の公表前後で、株式を対価とする企業の利益の質は現金を対価とする企業のそれよりも低い」という仮説 2 を支持する証拠であるといえよう。

ただし、市場ベースの指標からは異なった傾向が確認できる。会計ベースの指標と同様の傾向が観察されるのは *Conservatism* のみである。すなわち、*Conservatism* の指標は、 $t-2$ 期から $t-1$ 期にかけて株式を対価とするサンプルが低下し、 t 期にもその低水準が継続して

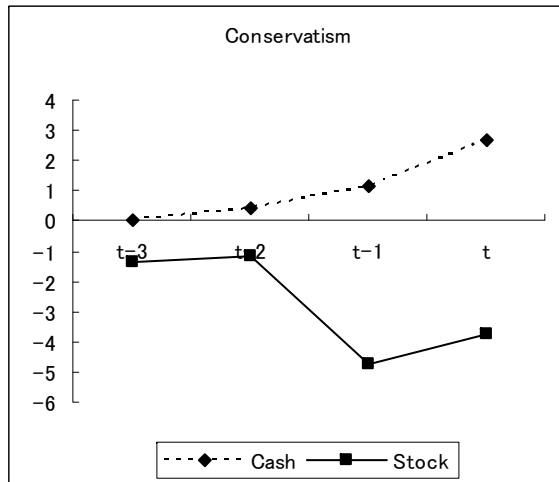
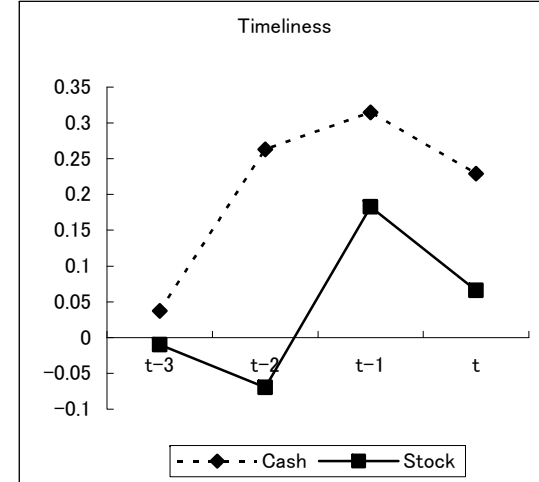
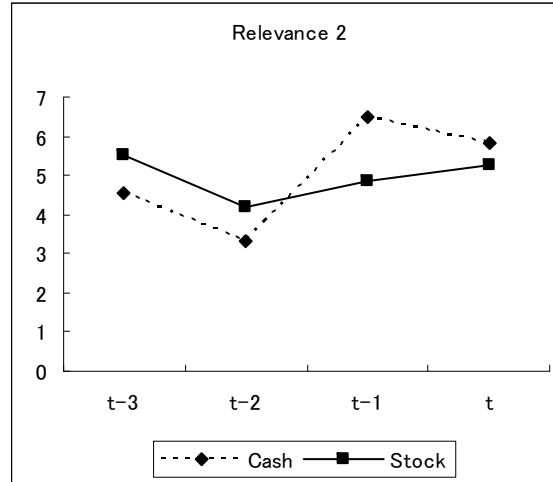
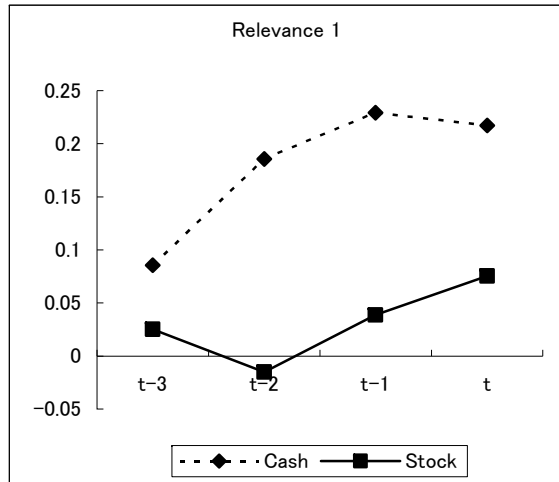
図表 6.3 企業再編の公表前後における利益の質の推移

(A) 会計ベースの指標



図表 6.3 企業再編の公表前後における利益の質の推移 (続き)

(B) 市場ベースの指標



いる⁸。現金を対価とするサンプルではそのような傾向は確認できず、すべての期間、とりわけ t-1 期および t 期で高い水準である。しかし、それ以外の指標に着目すれば、対価の種類を問わず t-2 期から t-1 期にかけての利益の質はむしろ改善傾向にある。これらは、仮説 1 と整合しない証拠である。

このような傾向を統計的に分析するため、有意性検定を実施した結果が図表 6.4 と 6.5 に示されている。図表 6.4 は、t-3 期および t-2 期における利益の質と、t-1 期および t 期における利益の質との水準を比較した期間差比較の分析結果である。前者は利益調整の影響がないと思われる期間であり、後者は利益捻出とその反転効果が確認された期間である。株式を対価とするサンプルでは、AQI の中央値、および *Predictability* と *Persistence* の平均値が、それぞれ 10%水準で有意なマイナスとなっている。これは、t-3 期や t-2 期と比較して、t-1 期と t 期では予測可能性および持続性の観点から測定した利益の質が低くなることを意味する。一方、現金を対価とするサンプルでは、利益の質が有意に変化したという証拠は得られなかった。これは、統計的にも仮説 1 を支持する証拠である。ただし、株式を対価とするサンプルに関して、*Relevance1*、*Relevance2*、および *Timeliness* では、逆に 5%水準で有意なプラスの値をとっている。したがって、会計ベースの指標と市場ベースの指標で傾向が異なることは、統計的にも確認されている点で注意を要する。

一方、図表 6.5 は、株式を対価とするサンプルと現金を対価とするサンプルにおける利益の質を期間ごとに比較した、企業間比較の結果を示している。平均値でみると、株式を対価とするサンプルは現金を対価とするサンプルと比較して、*Smoothness*、*Persistence*、*Relevance1*、および *Conservatism* の 4 指標が t-1 期に有意に低くなることが分かる。また、t 期には AQI、*Persistence*、*Relevance1*、および *Conservatism* の 4 指標が有意となった。中央値でも、*Persistence*、*Relevance1*、*Relevance2*、および *Conservatism* の 4 指標が有意となっている。これらは、利益調整の影響があると思われる期間において、株式を対価とする

⁸ もっとも、*Conservatism* の結果の解釈は慎重に行う必要がある。なぜならば、利益に対する株式リターンにかかる係数の符号がマイナスであるサンプルが少なからず含まれているためである。この場合、指標全体としてのマイナスは必ずしも保守性を意味することにはならない。

図表 6.4 期間差比較の結果

パネルA：株式を対価とするサンプル

	<i>AQ1</i>		<i>AQ2</i>		<i>Smoothness</i>		<i>Predictability</i>		<i>Persistence</i>	
	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値
平均値	-0.01	0.12	-0.00	0.66	-0.02	0.50	-0.07*	0.09	-0.09*	0.10
中央値	-0.01*	0.10	-0.00	0.19	-0.07	0.34	-0.07	0.15	-0.13	0.11
Obs.	194		128		128		126		126	
	<i>Matching</i>		<i>Relevance1</i>		<i>Relevance2</i>		<i>Timeliness</i>		<i>Conservatism</i>	
	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値
平均値	0.00	0.89	0.05	0.24	0.20	0.94	0.16**	0.02	-3.02	0.26
中央値	0.01	0.24	0.03**	0.03	1.59**	0.04	0.21	0.67	-0.51	0.91
Obs.	128		78		78		72		72	

パネルB：現金を対価とするサンプル

	<i>AQ1</i>		<i>AQ2</i>		<i>Smoothness</i>		<i>Predictability</i>		<i>Persistence</i>	
	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値
平均値	0.00	0.91	0.00	0.32	-0.14	0.13	-0.05	0.38	-0.04	0.63
中央値	-0.00	0.74	-0.00	0.26	-0.08	0.31	0.08	0.47	-0.04	0.95
Obs.	88		62		62		60		60	
	<i>Matching</i>		<i>Relevance1</i>		<i>Relevance2</i>		<i>Timeliness</i>		<i>Conservatism</i>	
	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値
平均値	0.02	0.13	-0.09	0.20	-2.20	0.24	-0.12	0.56	-1.10	0.41
中央値	-0.04	0.16	0.09	0.10	2.09	0.17	0.11	0.67	0.46	0.23
Obs.	62		42		42		38		38	

(注1) 変数の定義は図表 6.1 を参照。

(注2) 表中の差は[(t-1 期から t 期における利益の質の平均値・中央値) - (t-3 期から t-2 期における利益の質の平均値・中央値)]として計算される。

(注3) 平均値は平均値の差の検定、中央値は Wilcoxon 順位和検定で有意確率を導出する。

(注4) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを表している (両側検定)。

図表 6.5 期間差比較の結果

パネルA：平均値の分析結果

	<i>AQ1</i>		<i>AQ2</i>		<i>Smoothness</i>		<i>Predictability</i>		<i>Persistence</i>	
	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値
t-3	-0.00	0.89	0.00	0.91	-0.03	0.70	0.05	0.55	-0.07	0.37
t-2	-0.01*	0.08	0.00	0.88	-0.07	0.29	0.00	0.96	-0.15	0.13
t-1	-0.00	0.86	-0.00	0.31	-0.20**	0.03	-0.10	0.16	-0.27***	0.00
t	-0.02*	0.09	-0.00	0.44	-0.14	0.10	-0.88	0.17	-0.20**	0.03

	<i>Matching</i>		<i>Relevance1</i>		<i>Relevance2</i>		<i>Timeliness</i>		<i>Conservatism</i>	
	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値
t-3	0.00	0.85	-0.06	0.36	0.98	0.89	-0.05	0.69	-2.62	0.29
t-2	0.01	0.64	-0.20	0.00	0.87	0.76	-0.33	0.00	-1.99	0.54
t-1	0.02	0.40	-0.19**	0.01	-1.63	0.43	-0.13	0.38	-7.84	0.17
t	0.03	0.18	-0.14*	0.08	-0.55	0.83	-0.16	0.17	-3.75*	0.08

パネルB：中央値の分析結果

	<i>AQ1</i>		<i>AQ2</i>		<i>Smoothness</i>		<i>Predictability</i>		<i>Persistence</i>	
	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値
t-3	-0.01	0.88	-0.00	0.56	0.00	0.81	-0.05	0.96	-0.12	0.24
t-2	-0.01**	0.05	-0.00	0.67	0.01	0.40	-0.08	0.87	-0.23	0.10
t-1	-0.00	0.81	-0.00	0.29	-0.03	0.27	-0.29	0.14	-0.37***	0.00
t	-0.00	0.67	-0.00	0.31	0.00	0.44	-0.16	0.15	-0.22**	0.03

	<i>Matching</i>		<i>Relevance1</i>		<i>Relevance2</i>		<i>Timeliness</i>		<i>Conservatism</i>	
	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値	差	p 値
t-3	-0.02	0.99	-0.08	0.23	-3.15	0.12	0.01	0.71	0.28	0.78
t-2	-0.01	0.71	-0.24***	0.00	-2.10	0.39	-0.33**	0.01	-0.28	0.61
t-1	-0.02	0.63	-0.35**	0.02	-3.55**	0.03	0.02	0.42	-1.66	0.15
t	0.05*	0.06	-0.15*	0.08	-1.39*	0.08	-0.18	0.24	-0.87*	0.06

(注1) 変数の定義は図表 6.1 を参照。

(注2) 表中の差は[(株式を対価とする企業における利益の質の平均値・中央値) - (現金を対価とする企業における利益の質の平均値・中央値)]として計算される。

(注3) 平均値は平均値の差の検定、中央値は Wilcoxon 順位和検定で有意確率を導出する。

(注4) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを表している (両側検定)。

企業は現金を対価とする企業と比較して利益の質が低いことを統計的に示した証拠であり、仮説 2 を支持しているといえる。

(2) 重回帰分析の結果

以下では、企業再編の公表前後における利益の質についてより詳細に分析する。図表 6.6 は(6.1)式の重回帰モデルを推定した結果である。パネルAは $t-1$ 期の分析結果、パネルBは t 期の分析結果をそれぞれ表している。前述のとおり、実数値を十分位に基づいてランクに変換したうえで分析を行っている。注目すべきは対価の種類に関する 2 値変数の *TYPE* である。 $t-1$ 期および t 期のいずれについても、従属変数が *AQI*、*Matching*、および *Conservatism* である場合を除き、全ての変数で符号がマイナスになっている。すなわち、コントロール変数を考慮してもなお、公表前後の会計期間における利益の質は株式を対価とするサンプルの方が低いことが分かる。とりわけ、 $t-1$ 期における *Smoothness*、*Relevance1*、および *Relevance2* の 3 指標は 5% 水準で有意にマイナスであった。また、 t 期の分析では *Predictability* および *Persistence* も 5% 水準で有意となっている。これらは前述の、特に仮説 2 に関する分析結果を補強する証拠であるといえる。

なお、コントロール変数からは以下のような分析結果が得られた。まず金融機関持株比率 (*INST*) については、半数以上でプラスの符号をとっている。特に $t-1$ 期の *AQI*、および t 期の *Smoothness* については統計的にも有意であった。これは、金融機関持株比率が高いほどモニタリングが強化されるため、利益の質が高くなることを指摘している先行研究と整合する結果であるといえる。また、企業規模 (*SIZE*) についてはマイナスとなっているものが多く、 $t-1$ 期には 2 指標、 t 期には 4 指標で統計的に有意となった。これは、大企業であるほど利益の質が低いことを示唆する。収益性に関する変数である総資産利益率 (*ROA*) は、ほぼすべてプラスの符号であり、 $t-1$ 期には 4 指標、 t 期には 5 指標で有意となった。これは、収益性の高い企業ほど利益の質が高いことを示唆する証拠である。成長性に関する変数 (*GROWTH*) は符号にばらつきが見られるものの、マイナスとなっているものが多い。特

図表 6.6 重回帰分析の結果

パネルA：t-1期における分析結果

	<i>AQ1</i>		<i>AQ2</i>		<i>Smoothness</i>		<i>Predictability</i>		<i>Persistence</i>		<i>Matching</i>		<i>Relevance1</i>		<i>Relevance2</i>		<i>Timeliness</i>		<i>Conservatism</i>	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>Intercept</i>	0.65***	4.52	0.31*	1.91	0.65***	3.14	0.37	1.57	0.52**	2.16	0.10	0.43	0.90***	3.30	0.23	0.97	0.46	1.16	1.19**	2.16
<i>TYPE</i>	0.07	1.58	-0.02	-0.40	-0.12**	-2.09	-0.02	-0.43	-0.07	-1.03	0.05	0.85	-0.25**	-2.28	-0.20**	-2.03	-0.08	-0.72	0.06	0.38
<i>INST</i>	0.13	1.48	0.25**	2.49	0.07	0.61	-0.10	-0.78	-0.00	-0.04	0.07	0.53	-0.14	-0.76	0.12	0.72	0.08	0.33	-0.06	-0.18
<i>SIZE</i>	0.04	0.43	0.24**	2.11	-0.33**	-2.47	-0.11	-0.72	-0.09	-0.56	-0.03	-0.20	-0.50***	-2.86	0.14	0.98	-0.34	-1.08	-0.39	-0.91
<i>ROA</i>	0.01	0.14	-0.01	-0.13	0.67***	4.35	0.44**	2.46	0.37**	2.01	0.31*	1.79	0.41**	2.02	0.23	1.28	0.15	0.36	-0.21	-0.36
<i>GROWTH</i>	-0.23***	-2.91	0.05	0.59	-0.38***	-2.72	0.21	1.36	0.11	0.73	-0.00	-0.05	0.14	0.74	0.18	1.06	0.70**	2.45	-0.36	-0.92
<i>LEV</i>	-0.18**	-1.95	-0.27***	-2.58	-0.30**	-2.42	-0.15	-1.00	-0.21	-1.37	0.19	1.33	-0.16	-0.98	0.55***	3.72	-0.41	-1.38	-0.15	-0.36
<i>LOSS</i>	-0.31***	-3.91	-0.12	-1.38	0.01	0.10	0.25**	2.07	0.23*	1.84	0.09	0.79	0.02	0.20	0.13	1.20	0.04	0.27	-0.15	-0.71
<i>YD</i> ₂₀₀₁	0.05	0.60	0.06	0.54	0.13	1.02	0.13	0.90	-0.05	-0.37	0.25*	1.73	0.16	1.05	-0.11	-0.81	0.28*	1.71	-0.22	-0.97
<i>YD</i> ₂₀₀₂	0.06	0.81	0.12	1.28	0.05	0.45	0.21*	1.69	0.04	0.32	0.06	0.47	0.04	0.26	-0.20	-1.46	0.08	0.39	-0.09	-0.32
<i>YD</i> ₂₀₀₃	0.10	1.46	0.12	1.44	0.16	1.62	0.02	0.18	-0.07	0.61	0.09	0.82	0.11	0.99	-0.16	-1.59	0.34**	2.49	-0.01	-0.07
<i>YD</i> ₂₀₀₄	-0.07	-0.99	0.14*	1.68	0.18*	1.75	0.05	0.45	0.02	0.22	0.20*	1.68	0.13	1.07	-0.19*	-1.73	0.38**	1.95	0.19	0.57
<i>adj .R</i> ²	0.332		0.274		0.239		0.062		-0.013		0.059		0.248		0.306		0.402		-0.248	
<i>Obs.</i>	141		95		95		93		93		95		63		63		55		55	

図表 6.6 重回帰分析の結果 (続き)

パネルB: t 期における分析結果

	<i>AQ1</i>		<i>AQ2</i>		<i>Smoothness</i>		<i>Predictability</i>		<i>Persistence</i>		<i>Matching</i>		<i>Relevance1</i>		<i>Relevance2</i>		<i>Timeliness</i>		<i>Conservatism</i>	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>Intercept</i>	0.82***	4.13	0.53***	2.71	0.29	1.19	0.79***	3.33	0.69***	2.83	-0.06	-0.25	1.17***	3.40	0.36	1.23	0.81**	2.29	0.79**	2.30
<i>TYPE</i>	0.05	0.97	-0.03	-0.60	-0.12*	-1.75	-0.13**	-1.99	-0.16**	-2.31	0.10	1.62	-0.17**	-1.91	-0.19	-1.61	-0.08	-0.86	0.02	0.24
<i>INST</i>	-0.00	-0.02	0.15	1.47	0.25*	1.84	-0.09	-0.67	0.02	0.16	0.09	0.69	-0.31	-1.45	0.02	0.12	-0.01	-0.70	-0.13	-0.63
<i>SIZE</i>	0.03	0.29	0.11	0.86	-0.31**	-2.08	-0.37**	-2.54	-0.06	-0.42	0.07	0.51	-0.50**	-2.33	0.13	0.73	-0.69***	-3.09	-0.01	-0.08
<i>ROA</i>	-0.01	-0.08	0.00	0.03	0.45**	2.29	0.67***	3.36	0.62***	3.00	0.56***	2.92	0.21	0.82	0.16	0.73	0.26	0.99	-0.12	-0.47
<i>GROWTH</i>	-0.35***	-3.26	-0.60	-0.53	-0.06	-0.43	-0.07	-0.55	-0.10	-0.70	0.01	0.12	0.03	0.17	-0.08	-0.51	0.23	1.23	-0.16	-0.85
<i>LEV</i>	-0.22*	-1.72	-0.39***	-3.03	-0.14	-0.93	-0.42***	-2.69	-0.43***	-2.69	0.00	0.00	-0.16	-0.86	0.47**	2.81	-0.03	-0.15	0.04	0.21
<i>LOSS</i>	-0.16	-1.58	-0.13	-1.26	0.17	1.30	0.15	1.21	0.27**	2.13	0.07	0.58	-0.21	-1.30	0.08	0.58	0.05	0.32	-0.25	-1.57
<i>YD</i> ₂₀₀₂	-0.09	-0.76	-0.08	-0.60	0.32**	2.02	0.07	0.47	-0.06	-0.38	0.24	1.57	-0.08	-0.41	-0.15	-0.84	0.00	0.00	-0.08	-0.40
<i>YD</i> ₂₀₀₃	-0.01	-0.12	-0.00	-0.02	0.31**	2.44	-0.02	-0.15	-0.18	-1.39	0.26**	2.07	0.12	0.72	0.06	0.45	0.12	0.71	-0.13	-0.77
<i>YD</i> ₂₀₀₄	-0.01	-0.16	0.08	0.87	0.11	0.90	0.11	1.02	-0.02	-0.24	0.09	0.77	0.14	0.83	0.04	0.32	0.19	1.09	0.09	0.56
<i>YD</i> ₂₀₀₅	-0.09	-1.22	0.08	1.00	0.24**	2.25	-0.00	-0.00	-0.12	-1.19	0.07	0.76	0.00	0.00	-0.07	0.63	-0.01	-0.10	-0.00	-0.05
<i>adj .R</i> ²	0.177		0.259		0.082		0.172		0.116		0.125		0.122		0.216		0.083		-0.077	
<i>Obs.</i>	141		95		95		93		93		95		63		63		55		55	

(注1) 変数の定義: *AQ1*=Dechow and Dichev[2002]モデルの残差の絶対値; *AQ2*=Dechow and Dichev[2002]モデルの残差の標準偏差; *Smoothness*=利益の標準偏差÷営業キャッシュ・フローの標準偏差; *Predictability*=AR1 モデルの自由度調整済み決定係数; *Persistence*=AR1 モデルの傾きを表す係数; *Relevance1*=リターン・モデルの自由度調整済み決定係数; *Relevance2*=利益反応係数; *Timeliness*=逆回帰モデルの自由度調整済み決定係数; *Conservatism*=逆回帰モデルの悪材料の係数÷好材料の係数; *INST*=金融機関持株比率; *SIZE*=総資産の自然対数; *ROA*=利益÷総資産; *GROWTH*=売上高変化率; *LEV*=総負債÷総資産、*LOSS*=当期純損失を計上している企業は1、それ以外は0、*YD*=年度ダミー。

(注2) 上記はランク変換後の数値を用いた分析結果である。

(注3) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを表している (両側検定)。

に、AQ1 および AQ2 に対しては有意なマイナスの値をとっている。ここから、成長企業よりも成熟企業の方が利益の質は高いと解釈することができる。財務的困窮性の変数であるレバレッジ (*LEV*) も大部分がマイナスであり、t-1 期の 3 指標と t 期の 4 指標に対し、少なくとも 10%水準でマイナスとなっている。このことは、財務困窮企業ほど利益の質は低いことを意味している。ただし、同じ財務困窮性の指標である損失計上ダミー (*LOSS*) はプラスとなっている場合が多く、レバレッジとは整合しない傾向にある⁹。利益の質の測定指標によってばらつきはあるものの、これらはおおむね先行研究と首尾一貫した結果であるといえる。

第 6 節 実数値を用いた追加検証

本章では、異常値の影響を緩和する目的から、実数値を十分位に基づいてランクに変換した数値を用いて重回帰分析を行った。ここでは頑健性をチェックするために、変換前の実数値を用いて追加検証を実施した。サンプルは主たる分析と同様である。また、各期間の平均値から標準偏差の 3 倍以上乖離した値については異常値と判断し、異常値を除いた最大値もしくは最小値に置換している。

結果は図表 6.7 に示したとおりである。*TYPE* の符号は大部分の指標でマイナスとなっている。特に、t-1 期では *Smoothness* と *Relevance* が、また t 期ではこれらに加えて *Predictability* と *Persistence* の 2 指標が有意となっている。したがって、実数値を用いた分析からも、前節の結果と首尾一貫した証拠が得られたことになる。コントロール変数についても、おおむね前節と整合する結果が得られた。

ただし、変換後の数値を用いた分析よりも符号のばらつきが大きく、異常値や測定値に

⁹ ただし、同様のコントロール変数を用いている Wang[2006]においても、予想に反して財務困窮性を捕捉する 2 つの変数の符号が整合しないという結果を得ている。その意味では、先行研究と整合する結果が得られているといえるであろう。

図表 6.7 実数値を用いた分析結果

パネルA：t-1期における分析結果

	<i>AQ1</i>		<i>AQ2</i>		<i>Smoothness</i>		<i>Predictability</i>		<i>Persistence</i>		<i>Matching</i>		<i>Relevance1</i>		<i>Relevance2</i>		<i>Timeliness</i>		<i>Conservatism</i>	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>Intercept</i>	0.10***	3.55	0.07***	4.17	0.95***	3.17	0.18	0.52	0.77*	1.81	1.00***	10.24	0.94**	2.35	0.94	0.12	1.50*	1.74	4.65	0.08
<i>TYPE</i>	-0.01	-1.60	-0.00	-0.43	-0.18***	-2.87	-0.02	-0.27	-0.07	-0.79	0.02	0.96	-0.22**	-2.59	-2.89*	-1.73	-0.17	-0.93	9.68	0.77
<i>INST</i>	0.00	1.34	0.00*	1.72	0.00	0.07	-0.00	-0.43	0.00	0.19	0.00	0.20	-0.00	-0.58	0.00	0.12	-0.00	-0.45	-0.01	-0.05
<i>SIZE</i>	-0.00**	-2.47	-0.00***	-2.74	-0.03*	-1.73	-0.10	-0.42	-0.01	-0.46	-0.00	-0.33	-0.05*	-1.89	0.42	0.81	-0.06	-1.12	-0.52	-0.14
<i>ROA</i>	-0.33***	-4.98	-0.21***	-5.13	2.95***	2.90	-0.08	-0.10	1.81*	1.75	0.43	1.32	1.98	1.14	31.56	0.93	6.38	1.60	-59.99	-0.22
<i>GROWTH</i>	0.10***	13.29	0.04***	8.44	-0.10	-0.81	0.29	1.97	0.19	1.07	-0.00	-0.10	0.06	0.42	2.92	0.97	0.19	0.89	-1.03	-0.07
<i>LEV</i>	-0.00	-1.19	0.00***	3.65	-0.04**	-2.07	0.02	0.72	-0.08**	-2.32	0.01	1.33	-0.02	-0.58	3.02***	3.62	-3.04	-1.57	-8.69	-0.67
<i>LOSS</i>	0.02**	2.00	0.01	1.41	0.08	0.66	0.02	0.18	0.28*	1.72	0.02	0.56	-0.06	-0.39	1.82	0.60	0.16	0.55	-6.59	-0.33
<i>YD</i> ₂₀₀₁	-0.00	-0.59	-0.00	-0.77	0.28**	2.09	0.11	0.76	-0.27	-0.91	0.04	1.09	0.08	0.51	-5.94*	-1.80	0.09	0.38	-3.48	-0.21
<i>YD</i> ₂₀₀₂	-0.01	-0.91	-0.00	-1.01	0.03	0.26	0.30**	2.19	0.01	0.06	0.00	0.12	-0.03	-0.17	-7.27**	-2.11	0.07	0.22	1.36	0.05
<i>YD</i> ₂₀₀₃	-0.00	-0.47	-0.01	-1.45	0.15	1.39	0.08	0.69	-0.16	-1.12	0.01	0.54	0.09	0.72	-5.41**	-2.06	0.27	1.17	14.98	0.96
<i>YD</i> ₂₀₀₄	0.02*	1.92	-0.00	-1.18	0.16	1.37	0.10	0.80	0.06	0.40	0.06	1.63	0.11	0.78	-6.51**	-2.29	0.58*	1.86	27.02	1.29
<i>adj .R</i> ²	0.739		0.693		0.114		0.004		0.050		0.016		0.104		0.222		0.279		-0.352	
<i>Obs.</i>	141		95		95		93		93		95		63		63		55		55	

図表 6.7 実数値を用いた分析結果 (続き)

パネルB: t期における分析結果

	AQ1		AQ2		Smoothness		Predictability		Persistence		Matching		Relevance1		Relevance2		Timeliness		Conservatism	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
<i>Intercept</i>	-0.00	-0.08	0.01	0.69	1.14***	3.37	0.79**	2.51	0.73*	1.80	0.95***	8.36	1.48***	2.84	0.29	0.02	1.37**	2.52	14.77	0.85
<i>TYPE</i>	-0.00	-0.30	0.00	0.53	-0.15**	-2.31	-0.11*	-1.83	-0.20**	-2.52	0.02	1.08	-0.19**	-1.98	-2.21	-0.99	-0.13	-1.24	3.54	1.06
<i>INST</i>	0.00	0.71	0.00	0.41	0.00	0.48	-0.00	-1.32	-0.00	-0.89	0.00	-0.29	-0.00	-1.18	0.05	0.62	-0.00	-0.22	-0.03	-0.24
<i>SIZE</i>	-0.00	-0.27	-0.00	-0.44	-0.05**	-2.47	-0.04**	-2.01	-0.00	-0.03	0.00	0.13	-0.07**	-2.31	-0.01	-0.01	-0.09***	-2.80	-0.85	-0.76
<i>ROA</i>	-0.12	-1.19	-0.15**	-2.24	1.72	1.45	2.89**	2.37	3.89**	2.47	1.23***	3.08	1.14	0.58	57.25	1.30	1.80	0.88	-75.02	-1.14
<i>GROWTH</i>	0.07***	7.64	0.03***	4.87	-0.40**	-2.31	-0.11	-0.67	-0.17	-0.79	-0.05	-0.96	-0.18	-0.51	-1.21	-0.15	0.56	1.50	-21.65*	-1.82
<i>LEV</i>	0.00***	3.40	0.01***	6.70	-0.05	-1.63	-0.04*	-1.71	-0.08**	-2.35	-0.00	-0.16	-0.05	-1.13	2.61**	2.38	0.01	0.22	-1.90	-1.16
<i>LOSS</i>	0.00	0.63	0.00	0.97	0.05	0.43	0.10	0.79	0.27*	1.70	0.04	0.97	-0.22	-1.13	3.32	0.74	0.12	0.58	-19.62***	-2.94
<i>YD</i> ₂₀₀₂	0.01	0.74	0.00	0.23	0.23	1.51	0.10	0.70	-0.09	-0.48	0.06	1.19	-0.12	-0.53	-1.20	-0.23	0.06	0.27	-0.87	-0.11
<i>YD</i> ₂₀₀₃	-0.00	-0.57	-0.00	-0.35	0.32**	2.55	0.04	0.40	-0.13	-0.90	0.10**	2.32	0.14	0.76	2.29	0.53	0.09	0.48	2.75	0.42
<i>YD</i> ₂₀₀₄	0.00	0.17	0.00	0.03	0.04	0.34	0.06	0.59	-0.04	-0.29	0.01	0.47	0.15	0.82	2.45	0.58	0.14	0.74	5.02	0.79
<i>YD</i> ₂₀₀₅	0.01	1.30	-0.00	-0.44	0.22**	2.17	0.02	0.26	-0.11	-0.92	0.03	1.14	-0.00	-0.01	-1.78	-0.54	0.00	0.00	1.87	0.37
<i>adj .R</i> ²	0.551		0.607		0.090		0.073		0.112		0.092		0.097		0.037		0.062		0.120	
<i>Obs.</i>	141		95		95		93		93		95		63		63		55		55	

(注1) 変数の定義は図表 6.6 を参照。

(注2) 上記は実数値を用いた分析結果である。異常値の影響を緩和するため、平均値から標準偏差の3倍以上乖離した値については、その値を除いた最大値もしくは最小値に置換する。

(注3) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを表している (両側検定)。

含まれる誤差の影響が反映された結果となっているように思われる。

第7節 要約

本論文では企業再編の公表周辺期間における利益の質に焦点を当て、利益調整が行われた再編企業の報告利益がどのような特性を有するのかについて分析した。

利益の質に関する定義は研究によって様々であり、その測定指標も多岐にわたる。そこで、本論文では先行研究で用いられてきた代表的な利益の質に関する 10 指標をとりあげ、利益の質として測定した。それらは、前章で概観した①会計発生高の質、②予測可能性および持続性、③平準化の程度、④収益と費用の対応、⑤株価関連性、⑥適時性および保守性という 6 つの側面から利益の特性を把握したものである。

本論文では、以下の 2 つの分析を実施した。まず第 1 に、企業再編の公表前後における会計期間で、利益の質に関する 10 指標の推移を観察した。その結果、企業再編の公表前期に株式を対価とする企業の利益の質は悪化する傾向にあることが判明した。これに対し、現金を対価とする企業では、そのような傾向は確認されなかった。すなわち、利益調整の影響が確認された期間にわたり、株式を対価とする企業の利益の質は低水準となることが示唆されている。特に、予測可能性および持続性の観点から測定した利益の質は、企業再編の公表後に有意に低下することが判明した。

第 2 に、利益の質を従属変数、対価の種類に関するダミー変数を独立変数とする重回帰モデルを推定した。その結果、企業再編の公表前後の期間では、対価が現金よりも株式の企業の方が利益の質は低い傾向にあることが判明した。特に、対価が株式の場合は、平準化の程度、および株価関連性から測定した利益の質が、公表直前期において有意に低くなっていることが分かった。また、公表直後の会計期間において、平準化の程度、予測可能性、持続性、および株価関連性から測定した利益の質は、対価が株式の場合には有意に低

くなることが明らかとなった。

株式を対価とする企業再編において利益の質の低下がみられる期間は、第4章で利益捻出とその反転が観察された期間と符合する。したがって、本章の分析結果は、経営者の利益調整が利益の質を低下させていることを示唆している。ただし、第1の分析に関して、⑤および⑥の観点から測定した指標、すなわち株式リターンや株価との関係から導出された市場ベースの指標については、保守性を除いて公表直前期における利益の質はむしろ改善する傾向にあることが分かった。特に、公表前後の2期間で平均値を比較した場合、公表後の適時性は有意に高くなることが判明した。利益の質の指標間の相互関係や優劣については先行研究でも明らかにされていない。本論文ではこれを特に議論することなく、10指標を並列的に扱ってきた。今後は、指標間の相互関係や優劣などの問題も含め、この結果を解釈していく必要がある。

第7章 企業再編における利益調整に対する証券市場の評価—先行研究—

第1節 はじめに

本章の目的は、企業再編に先立って行われた利益調整の経済的帰結として、証券市場がどのように反応するのかについて、先行研究を整理することで考察することにある。

企業再編に先立った利益調整の影響について、第5章と第6章では利益の質に焦点を当てた検証を行ってきた。第7章と第8章では、利益調整が市場の評価に及ぼす影響について分析を行う。本章では、わが国の企業再編について実証分析を行うに先立ち、企業再編に対する市場反応を明らかにした一連の先行研究をレビューする。

企業再編の公表と市場反応については、1960年代からファイナンスの研究分野を中心として、数多くの実証研究が行われてきた。それらの先行研究では、企業再編の公表日周辺において、または公表日から一定期間にわたって株価が低迷することを確認している。そして、このような株価の低迷が何に起因するのかを明らかにするため、多数の要因分析が実施されてきた。

こうしたなか、近年では、企業再編に先立った利益調整が株価低迷を説明する要因であることが指摘されている。これまでに概観したとおり、経営者が利益捻出を行った翌期の会計期間では反転効果が生じ、それによって利益は減少することになる。したがって、企業再編前の利益捻出は株価形成にマイナスの影響を及ぼすことが予想される。本章では、このような仮説を検証した Louis[2004]の研究を手がかりとして、企業再編に先立った利益調整と株価反応との関連性について考察する。

本章の構成は以下のとおりである。続く第2節では、企業再編の公表に対する短期、および長期の株価反応について分析した先行研究をレビューする。そして、諸外国では企業再編が株価低迷をもたらす傾向にあることを概観する。第3節では、第2節の研究結果を

受けて実施された要因分析をレビューする。第4節では、企業再編の利益調整に対する市場の評価について分析した先行研究をレビューし、利益調整が株価低迷の説明要因の1つであることを確認する。最後に、第5節において本章の内容を要約する。

第2節 企業再編の公表に対する証券市場の評価

(1) 短期の市場反応に関する研究

企業再編の公表に対する証券市場の評価については、国内外を問わず多くの先行研究で分析されてきた。これらは、企業再編の公表日周辺における異常リターンを観察する短期の分析と、公表日から数年間にわたる異常リターンを観察する長期の分析とに分類できる。短期と長期のいずれについても、日米でやや異なった反応が報告されている。

結果に若干のばらつきが見られるものの、アメリカでは企業再編の公表が短期的、長期的に株価の低迷をもたらすことを指摘する先行研究が多い。短期の異常リターンに焦点を当てた初期の研究については、Jensen and Ruback[1983]で詳しくレビューされている。彼らは1950年代から1970年代の企業再編を分析対象とした先行研究をレビューしたうえで、それらの分析結果をサンプル数に基づいて加重平均し、企業再編に対する市場反応について全体的な傾向を報告している。彼らの分析結果によれば、合併の公表日とその前日の2日間で獲得される異常リターンは加重平均で-0.05%であり（対象となった研究はDodd[1980]；Asquith[1983]；Eckbo[1983]）、公表後1ヶ月間の異常リターンは+1.37%であった（対象となった研究はDodd[1980]；Asquith[1983]；Eckbo[1983]；Asquith et al.[1983]；Malatesta[1983]）。また、公表から取引完了日までの異常リターンは-1.77%となった（対象となった研究はDodd[1980]；Asquith[1983]；Wier[1983]）。

Jensen and Ruback[1983]以降も、企業再編の公表日周辺における市場反応について分析した研究は多い。例えば、Amihud et al.[1990]では、1981年から1983年に公表された合併およ

び買収 120 件を対象とし、公表日と前日の 2 日間で+0.06%の異常リターンが獲得できることを報告している。Franks et al.[1991]では、1975 年から 1984 年に実施された合併および買収 399 件の異常リターンが、公表日を中心とした 11 日間で-1.02%になることを明らかにした。Kaplan and Weisbach[1992]は 1971 年から 1982 年の合併および買収 271 件を対象とし、同じ測定期間で異常リターンは-1.49%になることを示している。Sirower[1997]は、1979 年から 1990 年の合併および TOB を対象とし、同一の期間で異常リターンは-2.3%になることを確認した。Andrade et al.[2001]では、1973 年から 1998 年の間に公表された 3,688 件もの合併および TOB をサンプルとして分析を行い、公表日を中心とした 3 日間の異常リターンが-0.7%となることを明らかにした。これらの結果は、若干のばらつきはあるものの、企業再編の公表に対する短期の市場反応がマイナスとなることを示す証拠である。

同様の分析はわが国においても実施されている。わが国では、企業再編の公表日周辺における異常リターンはプラスになることを報告している研究が多い。例えば、伊藤[1989]は 1971 年から 1987 年までに公表された合併 29 件を対象とし、公表日とその前日の 2 日間で+1.15%の異常リターンが獲得できることを示している。Pettway and Yamada[1986]は、1977 年から 1984 年の合併 50 件を対象とし、公表日を中心とする 3 日間で異常リターンは+0.82%となることが確認された。奥村[1993]および Kang[1993]では、1980 年代に活発に行われたクロスボーダーの企業再編を対象として分析を行っているが、ここからも企業再編公表後の異常リターンがプラスとなることが確認された。奥村[1993]では、公表日とその前日の 2 日間で異常リターンは+0.34%になること、また Kang[1993]では同一の測定期間で+0.59%となることを示している。

近年の研究では、Kang et al.[2000]や Yeh and Hoshino[2001]、薄井[2001]、井上[2002]、井上・加藤[2003]などがある。Kang et al.[2000]は、1977 年から 1993 年に実施された合併 154 件を対象とし、公表日を中心とした 3 日間で異常リターンが+0.90%となることを指摘している。Yeh and Hoshino[2001]では 1981 年から 1998 年の合併 89 件を対象とし、同じ測定期間の異常リターンが-1.01%になることを報告している。薄井[2001]は 1989 年から 1999 年に

かけての合併および買収 128 件を対象とし、同一期間の異常リターンが+1.62%となることを明らかにした。井上[2002]および井上・加藤[2003]は、1990 年代以降の合併および買収を対象とし、公表日を中心とした 3 日間で+1.5%程度の異常リターンが獲得できることを明らかにした。松尾・山本[2006]は、1977 年から 2004 年までという長期間から 731 件の合併および買収をサンプルとして抽出し、同一の測定期間で異常リターンは+0.67%となることを確認している。

このように、企業再編の公表日周辺における異常リターンは、アメリカではマイナスとなる傾向にあるのに対し、わが国ではプラスとなることを報告した先行研究が多いように思われる。

(2) 長期の市場反応に関する研究

長期の分析を行った先駆的研究としては、Mandelker[1974]がある。Mandelker[1974]は、1941 年から 1962 年に行われた合併 241 件を対象とし、合併の完了日から 40 ヶ月間の異常リターンが統計的に有意なマイナスとなる証拠を得ている。また、Langetieg[1978]は、1928 年から 1969 年に行われた合併 149 件を対象とし、70 ヶ月間というより長期の期間を対象として分析を行い、異常リターンはマイナスとなることを確認している¹。Asquith[1983]は、1969 年から 1974 年に行われた合併を成功した案件 196 件と失敗した案件 87 とに分け、合併の完了日から 240 日間の異常リターンを分析した。その結果、成功した案件は-7.2%であったのに対し、失敗した案件は-9.6%となり、異常リターンはよりマイナスとなることが明らかになった。Malatesa[1983]は、1969 年から 1974 年までに買収を行った企業 256 社を対象とし、買収を公表した翌月から 6 ヶ月間、および公表の 7 ヶ月後から 6 ヶ月間における異常リターンを分析した。その結果、前者は-5.4%、後者は-2.2%の異常リターンを獲得する結果となった。Bradley and Jarrell[1988]は、1976 年から 1981 年に公表された合併 78 件を対象と

¹ ただし、Langetieg[1978]の分析では、コントロール企業を選定して異常リターンを導出する方法を採用した場合には、統計的に有意な証拠を得られなかった。

し、公表日から 36 ヶ月間の異常リターンは、統計的に有意ではないが-16%になることを指摘している。

1990 年以降になると、Fama and French[1992, 1993]の研究成果を受け、株式リターンを持つ潜在的なバイアスをコントロールした研究が多く公表され、分析の精緻化がはかられた。Franks et al.[1991]は、1975 年から 1984 年に買収を実施した企業 399 件を対象とし、公表日から 36 ヶ月間の異常リターンを分析した。彼らは株式時価総額、配当利回り、および過去の株式リターンによる影響をコントロールすることで、異常リターンは統計的に有意ではないが+0.05%となることを指摘している。しかし、Agrawal et al.[1992]は、これとは異なった結果を示している。彼らは 1955 年から 1987 年に実施された合併 937 件を対象とし、取引完了日から 60 ヶ月間の異常リターンを測定した。彼らは、株価純資産倍率と市場ベータをコントロールして分析を行ったが、合併企業の異常リターンは-10.26%で、かつ統計的にも有意な結果となった。また、Loughran and Vijh[1997]は 1984 年から 1992 年に行われた合併 788 件を対象とし、企業規模とリスク変数をコントロールしたうえで取引完了日から 60 ヶ月間のバイ・アンド・ホールド・異常リターンを測定した。その結果、異常リターンは-15.9%で、統計的にも有意となった。さらに Rau and Vermaelen[1998]は、1980 年から 1991 年に実施された合併 2,823 件を対象とし、取引完了日から 36 ヶ月間の異常リターンを測定した。Loughran and Vijh[1997]と同様に企業規模とリスクをコントロールした結果、異常リターンは-4%となり、かつ統計的にも有意であることが示されている。Moeller et al.[2003]は、1980-2001 年に実施された買収 12,023 件を対象とし、取引完了日から 36 ヶ月間のバイ・アンド・ホールド・異常リターンを測定した。その結果、買収企業の異常リターンは-16.02%のマイナスとなることを明らかにした。以上の結果は、考慮すべき要因をコントロールしてもなお、合併もしくは買収を実施した企業の長期の異常リターンはマイナスとなることを示唆するものである。

また、アメリカ以外の諸外国においても同様の証拠は得られている。Linmack[1991]は、1977 年から 1986 年にイギリスで実施された買収 448 件を対象とし、公表日から 24 ヶ月間

の異常リターンを測定している。分析の結果、買収が成立した案件では-7.43%から-14.96%、買収が不成立であった案件では-7.38%から-24.2%の異常リターンとなることを明らかにしている。Gregory[1997]は、イギリスで実施された買収 452 件を対象として分析を行い、取引完了から 24 ヶ月間の異常リターンが-11.8%から-18%であり、かつ統計的に有意であることを示している。Andre et al.[2004]は、1980 年から 2000 年にカナダで実施された買収 267 件について分析し、取引完了から 36 ヶ月間の異常リターンが、統計的に有意ではないもののマイナスとなることを実証している。

一方、わが国では 1980 年代にいくつかの研究が行われている。例えば、首藤[1981]は 1957 年から 1974 年の合併 78 件を対象に分析を行い、わが国における初期の合併が必ずしも株主にとって望ましい効果をもたらさないことを指摘している。また、榊原[1986]は合併期日の前後 40 ヶ月にわたり、合併企業の異常リターンは減少傾向にあることを発見した。白銀[1987]は 1976 年から 1986 年までの合併を対象とし、公表日の 12 ヶ月前から 12 ヶ月後までの期間において、異常リターンが+0.75%となることを示している。ただし、これら初期の研究は、合併の実施月を中心としてその前後の長期間にわたり異常リターンを観察するシンプルな手法をとっているため、そのうちから合併に起因する部分を識別することが困難であるという限界があった（伊藤[1989], 92 頁）。

近年では、井上・加藤[2004]が分析を行っている。井上・加藤[2004]は 1990 年から 2002 年に公表された合併および買収を対象とし、公表後 36 ヶ月間の異常リターンについて分析した。異常リターンには、累積異常リターンとバイ・アンド・ホールド異常リターンの 2 種類を用いる。いずれについても、期待リターンは市場調整モデルと市場モデルを推定することで導出している。分析の結果、累積異常リターンはそれぞれ 15.9%、21.8%となり、かつ統計的にも有意であった。バイ・アンド・ホールド異常リターンは有意とはならなかったが、それぞれ 5.9%、2.6%といずれもプラスの値となった。さらに、井上・加藤[2004]は公表後 2 ヶ月間の異常リターンについても分析もを行い、統計的に有意ではないがプラスになるという結果を得ている。実証的蓄積が少ないので単純比較はできないが、井上・加

藤[2004]で得られた証拠は、企業再編後の長期にわたりマイナスの異常リターンを観察しているアメリカの先行研究とは異なる結果となっている。

第3節 企業再編の公表に対する市場反応の要因分析

前述のような再編後の株価低迷が何に起因するのかを明らかにするため、アメリカを中心とした諸外国で、多くの要因分析が行われた。その結果、先行研究ではいくつかの要因が企業再編後の株価に影響を及ぼしていることが明らかとなっている。例えば、当事企業の業種の関連性 (Scanlon et al.[1989] ; Morck et al.[1990] ; Agrawal et al.[1992] ; Berger and Ofek[1995] ; Comment and Jarrell[1995] ; Sirower[1997] ; Bhagat et al.[2005]) や買収プレミアム (Dodd and Ruback[1977] ; Asquith et al.[1983] ; Bradley et al.[1988] ; Comment and Schwert[1995] ; Sirower[1997])、買収企業の経営効率性 (Lang et al.[1989] ; Seavaes[1991])、金融機関によるモニタリング効果 (Shleifer and Vishny [1986] ; Shleifer and Vishny[1997])、株式所有構造 (Amihud et al.[1990])、当事企業の資本関係 (Slovin and Sushka[1998]) などがそれである。わが国でも同様の要因分析は行われており、当事企業の業種の関連性 (薄井[2001] ; 井上・加藤[2005])、メインバンクなどによるモニタリング (Kang et al.[2000] ; Yeh and Hoshino[2001] ; 薄井[2001])、子会社再編か否か (飛田[2005]) といった諸要因が異常リターンに影響を及ぼすことが例証されている。

ここで、特に注目されるのが支払手段の種類に関する研究である。多くの先行研究において、現金を対価とした TOB にサンプルを限定した場合には、異常リターンがプラスとなることが報告されている (Dodd and Ruback[1977] ; Kummer and Hoffmeister[1978] ; Bradley[1980] ; Jarrell and Bradley[1980] ; Bradley et al.[1982] ; Bradley et al.[1988] ; Jarrell et al.[1988] ; Jarrell et al.[1989])。また、対価の種類別に異常リターンを比較した研究では、株式よりも現金の方が公表日周辺、および公表日以降の異常リターンは高くなることが示さ

れている。例えば、Travlos[1987]は、1972年から1981年に行われた合併および買収をサンプルとし、公表日を中心とした3日間で獲得できる異常リターンが対価の種類によって異なるのかを分析した。その結果、現金を対価とする企業は0.25%とプラスであったのに対し、株式を対価とする企業は-3.94%とマイナスになることが明らかとなった。また、Sirower[1997]は、公表日を中心とした10日間を異常リターンの測定期間として同様の分析を行い、株式買収企業のみで異常リターンはマイナスとなることを指摘している。Andrade et al.[2001]においても、株式買収企業にサンプルを限定した場合、公表日を中心とした3日間における異常リターンのマイナス傾向はより顕著に観察されることが報告されている。

長期の異常リターンに着目した研究からも同様の証拠が得られている。Franks et al.[1988]は、アメリカおよびイギリスで行われた企業再編を対象とし、同様の分析を実施している。その結果、現金買収は株式買収よりも公表日周辺の累積異常リターンは高くなることが明らかとなった。同様の結果は、サンプルの抽出期間を変更したFranks et al.[1991]からも得られている。Agrawal et al.[1992]や Comment and Schwert[1995]、Rau and Vermaelen[1998]は、企業再編の形態が株式を対価とする合併であるよりも、現金を対価とするTOBの方が再編後の異常リターンは高くなるという証拠を得ている。

さらに、Hong et al.[1978]およびDavis[1990]は、パーチェス法適用企業の方が持分プーリング法適用企業よりも再編後の異常リターンは高くなることを明らかにしている。持分プーリング法適用企業の対価は株式に限定されるのに対し、パーチェス法適用企業の対価は現金でもよい点で、これは一連の先行研究と整合した結果であるといえよう。

以上のように、先行研究では対価が株式の場合は現金の場合よりも公表日周辺における株価が低迷することが指摘されている。この結果については、いくつかの解釈が成り立ちうる。例えばAndrade et al.[2001]は、自社の株式が過大評価されている場合に経営者は株式買収を選択する傾向にあるためであると解釈している。実際、Rhodes-Kropf et al.[2005]やAng and Cheng[2005]では、それを裏付ける実証的証拠を提示している。

ただし、わが国では、対価の種類によって異常リターンに有意な差は生じないことが報

告されている。例えば、井上[2002]では、1990年から2000年に公表された株式買収企業116件、および現金買収企業21件をサンプルとし、対価の種類によって異常リターンに差が生じるのかを検証している。対象期間は、企業再編の公表前日から公表翌日までの合計3日間である。分析の結果、株式を対価とする買収形態の異常リターンは1.78%、現金を対価とする買収形態の異常リターンは0.05%となり、両者には有意な差がないことが例証されている。また、井上・加藤[2004]では、対象期間を3年間に拡大して同様の分析を行った。サンプルは、井上[2002]と同様の期間から抽出した、株式買収企業67件、および現金買収企業6件である。そして、異常リターンは前者が9.1%、後者が-70.1%となり、どちらもゼロとは有意に異なるという結果を得ている。

第4節 企業再編における利益調整と市場反応の関連性

以上のように、企業再編の公表に対する市場反応については日米間で相違がみられるが、アメリカでは企業再編の公表日周辺、および公表から数年間にわたり株価が低迷することが多くの研究で指摘されている。そして、要因分析により、株価低迷を説明する複数の要因が明らかになっている。こうしたなか、近年では利益調整が株価低迷をもたらす要因の1つであることを主張する研究がみられる。株式を対価とする企業再編では、交渉の過程で利益捻出の会計処理が行われているが、利益捻出は後の会計期間で反転効果によって利益を減少させる。したがって、利益捻出は株価形成のマイナス要因として考えることができるのである。これは、対価の種類によって異常リターンに有意な差が生じることを明らかにした多くの先行研究とも整合する解釈である。

このような観点から分析を行った研究としてLouis[2004]がある。Louis[2004]は、企業再編の公表前における利益調整と公表後の株価反応との関連性について分析している。具体的には、短期および長期の異常リターンを従属変数、裁量的発生高を独立変数とする以下

の(7.1)式のような重回帰モデルを推定した。ここで、式中の *ABRET* は異常リターンを、*ABCA* は短期の裁量的発生高を表す。それ以外の変数はコントロール変数であり、*PREM* は買収プレミアム金額、*RSIZE* は総資産の比率で表される当事企業の相対的規模、*BM* は取得企業の純資産簿価時価比率、*INDR* は SIC コードに基づいた当事企業の業種の関連性を、それぞれ表している。また、*CEOSH* は CEO の自社株保有割合、*Bsize* は取締役の人数、*OUTSIDER* は社外取締役の人数、*POOL* は持分プーリング法の適用企業には 1、それ以外には 0 のダミー変数である。添え字の *s* は、1 であれば対価の種類が株式であることを、0 であれば現金であることを意味する。

$$\begin{aligned}
 ABRET_i = \sum_{s=0}^1 & (\alpha_{0,s} + \alpha_{1,s}ABCA_{i,s} + \alpha_{2,s}PREM_{i,s} + \alpha_{3,s}RSIZE_{i,s} + \alpha_{4,s}BM_{i,s} \\
 & + \alpha_{5,s}INDR_{i,s} + \alpha_{6,s}CEOSH_{i,s} + \alpha_{7,s}Bsize_{i,s} \\
 & + \alpha_{8,s}OUTSIDER_{i,s}) + \alpha_{9,1}POOL_{i,1} + \alpha_{10,1}POOL_{i,1} * CEOSH_{i,1} \\
 & + \alpha_{11,1}POOL_{i,1} * Bsize_{i,1} + \alpha_{12,1}POOL_{i,1} * OUTSIDER_{i,1} + \varepsilon_i
 \end{aligned} \quad (7.1)$$

異常リターン、および裁量的発生高の算定方法は以下のとおりである。まず、異常リターンについては短期と長期の両方を測定する。短期の異常リターンの測定期間は、公表日を中心とした 3 日間 (*ABRET*[-1, +1]) である。ただし、長期に及ぶ交渉の過程で企業再編に関する情報が公表前に市場に流出することを想定し、Louis[2004]では公表の 21 日前から公表の翌日までを測定期間とする異常リターン (*ABRET*[-21, +1]) についても併せて検証している²。個々の企業のリターンは市場モデルによって算定する。市場モデルの係数は公表前の 259 取引日から 60 取引日の日次リターンを用いて推定される。期待リターンには CRSP の加重リターンを用いる。

² 企業再編に関する情報流出については Schwert[1996]が検証を行っている。Schwert[1986]は、企業再編の公表前の異常リターンを分析し、買収対象企業の株価が公表の 21 取引日前から上昇していることを明らかにしている。

一方、長期の異常リターンにはバイ・アンド・ホールド異常リターンを採用する。サンプル企業の期待リターンには、コントロール企業の BHAR を用いている。コントロール企業は、株式時価総額がサンプル企業のその 70% から 130% の範囲にあり、かつそのなかで純資産簿価時価比率が最も近似しているものを抽出した。異常リターンの測定期間は、企業再編の公表日から 12 ヶ月 (ABRET1Y)、24 ヶ月 (ABRET2Y)、および 36 ヶ月 (ABRET3Y) の 3 期間である。

裁量的発生高については、修正ジョーンズ・モデルから償却性固定資産に関する変数を除いた短期会計発生高モデルを用いて算定された短期裁量的発生高モデルを用いて算定する。サンプルは 1992 年から 2000 年に公表された企業再編延べ 373 件である。このうち、株式買収は 236 件、現金買収は 137 件であった。

分析の結果は図表 7.1 に示したとおりであった。すなわち、株式買収企業については、多くのケースで裁量的発生高と異常リターンとの間に有意な関連性が認められる。短期の異常リターン ABRET[-1,+1]は有意とはなっていないものの、測定期間を拡大することで ABRET[-21, +1]からは有意な証拠が得られている。長期の異常リターン (ABRET1Y ; ABRET2Y ; ABRET3Y) についても、裁量的発生高にかかる係数はすべて 10% から 1% 水準で有意となった。一方、現金買収企業では、裁量的発生高と短期および長期の異常リターンとの間に有意な関連性は確認できない。

以上で得られた結果について、Louis[2004]は次のように解釈している。すなわち、投資家は企業再編に先立って利益調整が行われることを経験的に知っているため、企業再編が公表された時点で当該企業の利益調整の金額を見積り、株価に反映させる。そして、その予測は合理的期待仮説 (rational expectation theory) と整合するかたちで正確に行われるため、企業再編前における裁量的発生高と短期の異常リターンとはマイナスの関連性を有すると考えられる。そして、長期的には、投資家は決算情報の公表を通じて公表時点で予測した利益調整の金額と実際の金額との誤差を修正し、株価に反映させることになる。したがって、長期的にも裁量的発生高と異常リターンとはマイナスの関連性を有すると考えられる

図表 7.1 Louis[2004]の分析結果

	<i>ABRET</i> [-1, +1]		<i>ABRET</i> [-21, 1]		<i>ABRET1Y</i>		<i>ABRET2Y</i>		<i>ABRET3Y</i>	
	Stock N=236	Cash N=137	Stock N=236	Cash N=137	Stock N=219	Cash N=134	Stock N=177	Cash N=109	Stock N=125	Cash N=67
<i>Intercept</i>	-0.032 (0.432)	0.008 (0.844)	-0.091 (0.271)	0.012 (0.833)	-0.594 (0.177)	0.167 (0.687)	-0.630 (0.602)	1.024 (0.277)	1.100 (0.670)	3.448 (0.022)
<i>ABCA</i>	-0.033 (0.367)	0.312 (0.982)	-0.461 (0.010)	0.399 (0.905)	-3.384 (0.001)	-0.568 (0.359)	-5.603 (0.004)	3.607 (0.905)	-4.745 (0.066)	4.282 (0.837)
<i>PREM</i>	0.008 (0.723)	0.022 (0.891)	0.056 (0.988)	0.020 (0.703)	0.093 (0.533)	0.478 (0.012)	-0.305 (0.266)	-0.056 (0.874)	-0.322 (0.548)	-0.566 (0.355)
<i>RSIZE</i>	-0.035 (0.003)	0.079 (0.979)	0.000 (0.505)	0.128 (0.951)	-0.021 (0.878)	0.252 (0.536)	0.300 (0.333)	0.170 (0.809)	-0.074 (0.876)	-1.149 (0.312)
<i>BM</i>	0.043 (0.081)	0.044 (0.043)	0.136 (0.015)	-0.041 (0.786)	0.323 (0.319)	-0.026 (0.934)	-0.021 (0.974)	-0.608 (0.323)	-1.396 (0.198)	-0.140 (0.899)
<i>INDR</i>	-0.018 (0.943)	0.003 (0.410)	-0.015 (0.737)	-0.002 (0.533)	-0.053 (0.670)	-0.039 (0.792)	0.373 (0.094)	-0.030 (0.909)	0.202 (0.580)	0.846 (0.070)
<i>CEOSH</i>	-0.021 (0.613)	-0.053 (0.690)	0.091 (0.270)	-0.236 (0.860)	0.551 (0.487)	0.258 (0.819)	-2.858 (0.330)	1.366 (0.593)	1.958 (0.824)	-1.756 (0.666)
<i>BSIZE</i>	0.006 (0.978)	-0.002 (0.201)	0.008 (0.907)	-0.005 (0.168)	0.459 (0.140)	-0.092 (0.810)	0.081 (0.269)	-0.017 (0.740)	-0.005 (0.970)	-0.075 (0.406)
<i>OUTSIDER</i>	-0.066 (0.987)	-0.001 (0.517)	-0.074 (0.992)	0.061 (0.179)	0.007 (0.831)	-0.025 (0.390)	-0.201 (0.898)	-0.543 (0.586)	-1.237 (0.728)	-3.154 (0.042)
<i>POOL</i>	0.033 (0.741)	N/A	0.021 (0.577)	N/A	0.164 (0.774)	N/A	-1.601 (0.238)	N/A	-3.527 (0.205)	N/A

図表 7.1 Louis[2004]の分析結果（続き）

	<i>ABRET</i> [-1, 1]		<i>ABRET</i> [-21, 1]		<i>ABRET</i> 1Y		<i>ABRET</i> 2Y		<i>ABRET</i> 3Y	
	Stock N=236	Cash N=137	Stock N=236	Cash N=137	Stock N=219	Cash N=134	Stock N=177	Cash N=109	Stock N=125	Cash N=67
<i>POOL*CEOSH</i>	-0.218 (0.966)	N/A	-0.371 (0.938)	N/A	-2.790 (0.028)	N/A	5.974 (0.008)	N/A	2.514 (0.792)	N/A
<i>POOL*BSIZE</i>	-0.009 (0.036)	N/A	-0.007 (0.167)	N/A	-0.015 (0.725)	N/A	-0.056 (0.507)	N/A	0.046 (0.774)	N/A
<i>POOL*OUTSIDER</i>	0.067 (0.109)	N/A	0.071 (0.258)	N/A	0.157 (0.790)	N/A	2.485 (0.166)	N/A	4.243 (0.267)	N/A
<i>adj .R</i> ²	0.166		0.036		0.047		0.023		0.013	

(注) 括弧内は p 値を表している。

(出所) Louis[2004], pp.138-139, Table 5.

のである。

この結果は、企業再編に対する市場反応の要因分析にも示唆深いものである。他の多くの先行研究と同様、Louis[2004]のサンプルにおいても、株式を対価とする企業再編では株価が低迷することが確認された。すなわち、現金を対価とした企業再編では異常リターンが短期で0.4%、長期で10%から16%となったのに対し、株式を対価とする企業再編の異常リターンは短期で-2.2%、長期で-8%から-17%と著しく低くなったのである。この理由について、Louis[2004]は、株式を対価とする企業再編では利益調整が行われているため、異常リターンにマイナスの影響が生じたのだと指摘する。Louis[2004]は、企業再編の取引の性格や当事企業の関係などの他に、企業再編前の利益調整が再編企業における株価の説明要因であることを明らかにした点で特筆すべき研究であろう。

第5節 要約

本章では、企業再編における利益調整の経済的帰結として、証券市場がどのように反応するのかについて、先行研究を整理しながら考察した。

企業再編の公表と市場反応については、ファイナンスの研究分野を中心として、これまで数多くの実証研究が行われてきた。わが国では、企業再編の公表に対して、市場はわずかながらプラスに反応することを報告している研究が多い。しかし、諸外国の先行研究では、企業再編の公表日周辺において、または公表日から一定期間にわたって株価が低迷することが発見されている。そして、このような株価の低迷が何に起因するのかを明らかにするため、多数の要因分析が実施されてきた。こうしたなか、近年では、企業再編に先立った利益調整が株価低迷を説明する要因であることが指摘されている。

利益捻出が行われれば、その後の会計期間には反転効果によって利益は減少する。したがって、企業再編前の利益捻出は市場からマイナスの評価を受けることが予想される。

Louis[2004]は、短期、および長期の異常リターンを従属変数、裁量的発生高を独立変数とする重回帰モデルを用いてこの点を分析した。そして、企業再編における利益調整と短期、および長期の市場反応とはマイナスの関連性を有することが明らかとなった。これは、企業再編に先立った利益捻出が、株価低迷の説明要因の1つであることを報告している意味で示唆深い研究結果である。

以上の先行研究の結果をふまえ、次章ではわが国の企業再編を対象として、公表前の利益調整と公表後の異常リターンとの関連性について分析を行う。

(付 録) 企業再編の公表に対する市場反応に関する先行研究

パネルA：短期の市場反応に関する研究

研究名 (国名)	サンプル期間	サンプル数	取引形態	主たる測定期間	異常リターン
Dodd[1980] (米)	1971 - 1977	151	合併	公表日-1日~+0日	-1.16%
Asquith[1983] (米)	1962 - 1976	196	合併	公表日-1日~+0日	+0.2%
Bradley et al.[1988] (米)	1963 - 1984	236	TOB	公表日-5日~+5日	+1.0%
Eckbo[1980] (米)	1963 - 1978	102	合併	公表日-1日~+1日	+0.07%
Asquith et al.[1983] (米)	1963 - 1979	170	合併	公表日-20日~+0日	+3.48%
Varaiya and Ferris[1987] (米)	1974 - 1983	96	買収	公表日-1日~+0日	-2.15%
Jarrell et al.[1988] (米)	1963 - 1986	461	TOB	公表日-2日~+1日	+0.70%
Jarrell et al.[1989] (米)	1960 - 1985	405	TOB	公表日-10日~+5日	+1.14%
Amihud et al.[1990] (米)	1981 - 1983	120	合併/買収	公表日-1日~+0日	+0.06%
Morck et al.[1990] (米)	1980 - 1987	172	買収	公表日-1日~+1日	-1.78%
Franks et al.[1991] (米)	1975 - 1984	399	合併/買収	公表日-5日~+5日	-1.02%
Jennings and Mazzeo[1991] (米)	1979 - 1985	352	買収	公表日0日	-0.8%
Kaplan and Weisbach[1992] (米)	1971 - 1982	271	合併/買収	公表日-5日~+5日	-1.49%
Sirower[1997] (米)	1979 - 1990	168	合併/TOB	公表日-1日~+1日 公表日-5日~+5日	-2.2~-2.4% -1.9~-2.5%
Andrade et al.[2001] (米)	1973 - 1998	3,688	合併/TOB	公表日-1日~+1日	-0.7%
Pettway and Yamada[1986] (日)	1977 - 1984	50	合併	公表日-1日~+1日	+0.82%
Kang[1993] (日)	1975 - 1988	119	合併/買収	公表日-1日~+0日	+0.59%

Kang et al.[2000] (日)	1977 - 1993	154	合併	公表日-1日~+1日	+0.90%
Yeh and Hoshino[2001] (日)	1981 - 1998	89	合併	公表日-1日~+1日	-1.01%
伊藤[1986] (日)	1971 - 1987	29	合併	公表日-1日~+0日	+1.15%
奥村[1993] (日)	1988 - 1990	222	買収	公表日-1日~+0日	+0.343%
薄井[2001] (日)	1989 - 1999	128	合併/買収	公表日-1日~+1日	+1.62%
井上[2002] (日)	1990 - 2002	137	合併/買収	公表日-1日~+1日	+1.51%
井上・加藤[2003] (日)	1990 - 1999	144	合併/買収	公表日-1日~+1日	+1.4%
松尾・山本[2006] (日)	1977 - 2004	731	合併/買収	公表日-1日~+1日	+0.67%

パネルB：長期の市場反応に関する研究

研究名 (国名)	サンプル期間	サンプル数	取引形態	主たる測定期間	異常リターン
Mandelker[1974] (米)	1941 - 1962	241	合併	完了日-40~+40ヶ月	+0.126%
Langtieg[1978] (米)	1929 - 1969	149	合併	完了日-72日~-19日	+6.1%
Asquith[1983] (米)	1962 - 1976	196	合併	完了日から240日間	-7.2~-9.6%
Malatesta[1983] (米)	1969 - 1974	256	買収	公表日+1~+6ヶ月、+7~+12ヶ月	-2.2~-5.4%
Bradley and Jarrell[1988] (米)	1976 - 1981	78	合併	公表日から36ヶ月間	-16%
Limmack[1991] (英)	1977 - 1986	529	合併	公表日から24ヶ月間	-7.3~-26.2%
Franks et al.[1991] (米)	1975 - 1984	399	買収	公表日から36ヶ月間	+0.05%
Agrawal et al.[1992] (米)	1955 - 1987	1,164	合併/TOB	完了日から60ヶ月間	-10.2%
Comment and Schwert[1995] (米)	1977 - 1991	21,887	合併/買収	公表日から48ヶ月	+1.2%
Gregory[1997] (英)	1984 - 1992	452	合併	完了日から24ヶ月間	-11.8~-18%
Loughran and Vjih[1997] (米)	1970 - 1989	947	合併/TOB	完了日から60ヶ月間	-6.5%

Sirower[1997] (米)	1979 - 1990	168	合併/買収	公表日から 12~48 ヶ月間	-27.4~+49.0%
Mitchell and Stafford[2000] (米)	1961 - 1993	2,767	買収	公表日から 36 ヶ月間	-0.04~-0.03%
Moeller et al.[2003] (米)	1980 - 2001	12,023	買収	公表日から 36 ヶ月間	-16.0%
Andre et al.[2004] (加)	1980 - 2000	267	買収	公表日から 12~36 ヶ月間	-0.52~+0.32%
首藤[1981] (日)	1957 - 1974	78	合併	公表日から 48 ヶ月間	-2.05%
榊原[1986] (日)	N/A	46	合併	完了日-40~+40 ヶ月	N/A
白銀[1987] (日)	1976 - 1986	55	合併	公表日-12~+12 ヶ月	+0.759%
井上・加藤[2004] (日)	1990 - 2002	73	合併/買収	公表日から 36 ヶ月間	+2.6~+21.8%

パネルC：対価の種類と市場反応に関する研究

研究名 (国名)	サンプル期間	サンプル数	主たる測定期間	異常リターン
Travlos[1987] (米)	1972 - 1981	株式=60、現金=100	公表日-5日~+5日	株式=-1.60%、現金=-0.13%
Amihud et al.[1990] (米)	1981 - 1983	株式=83、現金=37	公表日-1日~+1日	株式=-1.19%、現金=+0.44%
Franks et al.[1991] (米)	1975 - 1984	株式=156、現金=128	公表日-5日~+5日 公表日から 36 ヶ月間	株式=+0.83%、現金=-3.15% 株式=-0.6~+0.4%、現金=+0.1~+1.0%
Agrawal et al.[1992] (米)	1955 - 1987	株式=937、現金=227	完了日から 60 ヶ月間	株式=-10.3%、現金=+0.5%
Comment and Schwert[1995] (米)	1977 - 1991	全体=21,218、TOB=669	完了日から 48 ヶ月	全体=+1.2%、TOB=+2.6%
Loughran and Vijh[1997] (米)	1970 - 1989	株式=385、現金=111	完了日から 60 ヶ月間	株式=-25%、現金=+61.7%
Sirower[1997] (米)	1979 - 1990	株式=74、現金=94	公表日-5日~+5日	N/A
Rau and Vermaelen[1998] (米)	1980 - 1991	株式=2,823、現金=316	公表日から 36 ヶ月間	株式=-4.0%、現金=+8.9%
Mitchell and Stafford[2000] (米)	1961 - 1993	株式=1,845、現金=922	公表日から 36 ヶ月間	株式=-15.0%、現金=+9.0%
Andrade et al.[2001] (米)	1973 - 1998	株式=2,194、現金=1,494	公表日-1日~+1日	株式=-1.5%、現金=+0.4%

Andre et al.[2004] (米)	1980 - 2000	株式=194、現金=155	公表日から 36 ヶ月間	株式=-1.50%、現金=-0.15%
Louis[2004] (米)	1992 - 2000	株式=236、現金=137	公表日-1日~+1日	株式=-2.2%、現金=+0.4%
		株式=125~219 現金=67~134	公表日から 12~36 ヶ月	株式=-17~-8%、現金=+10~+16%
井上[2002] (日)	1990 - 2002	株式=116、現金=21	公表日-1日~+1日	株式=+1.78%、現金=+0.05%
井上・加藤[2004] (日)	1990 - 2002	株式=67、現金=6	公表日から 36 ヶ月間	株式=+9~+26%、現金=-70~+1%

(注) 複数の測定期間や異常リターンについて検証を行っている研究については、主たる測定期間と結果のみを記載している。

第8章 企業再編における利益調整と市場の評価—実証分析—

第1節 はじめに

本章の目的は、企業再編に先立って実施された利益調整が、わが国の証券市場にどのような影響を及ぼすのかについて実証的に分析することにある。

利益調整は反転効果によって、その後の会計期間の利益を減少させる。このため、利益調整は株価形成のマイナス要因であると考えられる。前章で確認したとおり、わが国ではアメリカほど深刻な公表時点および公表後における株価の下落は確認されておらず、市場反応にやや相違がみられる。しかし、第4章で明らかにしたとおり、わが国でも株式を対象とする企業再編の前には利益捻出が行われる傾向にある。したがって、これに対して証券市場がどのような評価を下しているのかを検証する必要がある。

まず本章では、分析に先立って先行研究の追試を行い、対価の種類別に企業再編の公表日周辺、および公表後1年間における異常リターンの推移を観察した。それから、裁量的発生高の水準に基づいてサンプルを2つのグループに分け、利益調整が異常リターンの推移に影響を及ぼすのかについて分析した。さらに、短期および長期の異常リターンを従属変数、企業再編の公表前期における裁量的発生高を独立変数とする重回帰モデルを用い、両者の関連性を検証する。

分析の結果、企業再編の公表日周辺の3日間、および公表から12ヶ月間の累積異常リターンはプラスとなり、対価の種類によって顕著な差は生じないことが確認された。また、裁量的発生高の水準が高い企業は、12ヶ月間の累積異常リターンが相対的に低くなることが明らかとなった。さらに、重回帰分析の結果、裁量的発生高と短期の異常リターンとの関連性は確認できなかったが、長期の異常リターンとは有意なマイナスの関連性を有することが分かった。以上の結果から、わが国では株価低迷をもたらすほどの重大な影響は確

認できないものの、利益調整は長期的な期間にわたり、証券市場の評価にマイナスの影響を及ぼしていることが明らかとなったのである。

前章で確認したとおり、わが国でも企業再編の公表に対する市場反応と、その要因分析は行われている。そして、当事会社の業種の関連性や資本関係、救済と非救済の別、経営効率性、ガバナンス構造などが再編企業の株価形成に影響を及ぼしていることが明らかとなっている。しかし、企業再編における利益調整と株価反応の関係を分析した研究は、わが国ではまだ存在しない。本章の分析は、経営者の会計行動の観点から株価形成を分析している点に特徴がある。

本章の構成は以下のとおりである。続く第2節では、企業再編における利益調整と株価反応との関連性について仮説を構築する。第3節ではリサーチ・デザインを説明し、仮説検証のための実証モデルと、それに含まれる変数の定義を明らかにする。第4節では、サンプルの抽出条件と基本統計量について述べる。第5節では、分析結果を報告する。第6節では、長期の異常リターンの測定方法に関して追加的な検証を実施する。最後に第7節で結論を述べ、今後の課題について検討する。

第2節 仮説の導出

前章で概観したとおり、アメリカの先行研究では、企業再編の公表日周辺、および公表から数年間にわたって株価の低迷が報告されている。そして、このような株価低迷の説明要因の1つとして、利益調整の存在が指摘される。企業再編に先立って利益捻出を行えば、その後の会計期間では反転効果によって利益は減少することになる。このため、利益捻出は短期的、もしくは長期的な株価形成のマイナス要因として考えられるのである。

短期的な観点からは、企業再編の公表時点において、投資家と経営者との間には情報の非対称性がある。このため、投資家は利益調整を行っている企業の識別や、利益調整によ

って過大計上された金額の把握は困難である。しかし、Louis[2004]の研究では、投資家は企業再編に先立って利益調整が行われることを経験的に知っており、企業再編が公表された時点で将来の利益の反転を見越してマイナスの評価を下すことを指摘する。そして、その際に投資家が予想する利益調整の金額は正確であり、利益調整と短期的な市場反応とがマイナスの関係にあることを発見している。このような議論に従えば、以下のような仮説1が導かれる。なお、これまでと同じく裁量的発生高は利益調整の尺度である。

仮説1：株式を対価とする企業再編の公表前期における裁量的発生高と、公表日周辺における短期の異常リターンとはマイナスの関連性を有する。

一方、企業再編の公表時点で投資家が利益調整を見抜けない場合は、その後に公表された決算情報を通じて利益調整の影響が反映されると考えられる。企業再編の公表後の決算では、公表前に多額の利益捻出を行った企業ほど利益が大きく減少する。このような利益の反転によって利益調整が明らかになれば、投資家はそれに対してマイナスの評価を下すであろう。また、投資家が利益調整の存在を認識しなくとも、反転効果による利益の減少を追従的に評価すれば、利益調整の影響は株価に反映されることになる。

さらに、企業再編の公表時点で投資家が利益調整を見抜いた場合でも、利益調整の金額を正確に予想できていない場合は、長期的にマイナス評価となることが考えられる。すなわち、投資家の予想以上に経営者が利益調整を行っていたことが決算情報から明らかになった場合、投資家はさらにマイナスの評価を行うことで株価を修正すると予想されるのである。このような議論に基づき、本章では仮説2を構築する。

仮説2：株式を対価とする企業再編の公表前期における裁量的発生高と、公表後における長期の異常リターンとはマイナスの関連性を有する。

第3節 リサーチ・デザイン

(1) 基本モデル

仮説検証のため、本章では従属変数に異常リターンを、独立変数に公表前期の裁量的発生高を含む回帰式を推定し、両者の関連性を分析する。具体的には、次の(8.1)式のようなモデルを設定する。ここで、 $ARET$ は異常リターンを、 DA は公表前期の裁量的発生高を表している。 ε は誤差項である。 $ARET$ は、仮説1の検証に際しては短期の異常リターンを、仮説2の検証に際しては長期の異常リターンを、それぞれ意味する。注目すべきは、 DA にかかる係数 α_1 である。もしも仮説1および2が支持されるのであれば、係数 α_1 は有意なマイナスの値をとるはずである。

$$ARET_i = \alpha_0 + \alpha_1 DA_i + \varepsilon_i \quad (8.1)$$

以下では、(8.1)式の各変数の具体的な算定方法について説明する。まず、従属変数の異常リターンについては、以下のように測定する。仮説1の検証に用いる短期の異常リターンは、公表日の前日から翌日までの期間にわたり計算する ($t = [-1, +1]$)。個々の企業のリターンは、市場モデルによって推定する。市場モデルの係数はLouis[2004]に従い、公表日前の259取引日から60取引日の日次リターンを用いて推定される¹。なお、サンプル企業の期待リターンとしては、東証株価指数(TOPIX)の変動率を利用する。したがって、短期の異常リターンは(8.2)式のように示される。以下では、このように算定された異常リターンを $CAR3D$ と表記する。

仮説2の検証に用いる長期の異常リターンには、累積異常リターン (cumulative abnormal return : CAR) とバイ・アンド・ホールド異常リターン (buy-and-hold abnormal return : BHAR)

¹ 日次リターンは、株式分割等の権利落ちを調整した配当込みのものを用いる。なお、この推定期間で有効な日次リターンが100に満たない企業については、サンプルから除外している。

の2種類を用いる。ここで、累積異常リターンは、月次の異常リターンを測定期間にわたって合算したものである。また、バイ・アンド・ホールド異常リターンは、投資家がサンプル企業に対して測定期間にわたって投資を行った場合に得られる異常リターンを計算したものである。モデルの優位性をめぐっては先行研究によって見解が分かれているので²、本章では両者を採用することにした。測定期間は、企業再編の公表から12ヶ月間とする。サンプル企業の期待リターンの測定については、先行研究で複数の方法が提案されているが、本章では企業再編の公表と長期の異常リターンとの関係を分析した井上・加藤[2004]にしたがい、TOPIXの変動率を用いることにした。したがって、本章の累積異常リターンは(8.3)式、バイ・アンド・ホールド異常リターンは(8.4)式として示される。以下では、それぞれを *CARIY*、および *BHARIY* と表記する。

短期の異常リターン：

$$CAR3D_i = \sum_{t=-1}^1 (RET_{it} - E[RET_{it}]) \quad (8.2)$$

長期の異常リターン：

$$CARIY_i = \sum_{t=1}^{12} (RET_{it} - E[RET_{it}]) \quad (8.3)$$

$$BHARIY_i = \prod_{t=1}^{12} (1 + RET_{it}) - \prod_{t=1}^{12} (1 + E[RET_{it}]) \quad (8.4)$$

一方、独立変数の裁量的発生高は以下の(8.5)式に基づいて導出する。*TA*は会計発生高を表している。会計発生高は、当期純利益から営業キャッシュ・フローを差し引くことで計算される。非裁量的発生高に相当する $E[TA]$ は、第4章とまったく同様、4種類の会計

² 例えば、Fama[1998]では統計上のバイアスの問題から、累積異常リターンを推奨している。これに対し、Barber and Lyon[1997]では、現実の投資戦略から得られるリターンを反映しているため、バイ・アンド・ホールド異常リターンを用いた分析の方が望ましいと主張している。

発生高推定モデルによって算定する。すなわち、ジョーンズ・モデル、修正ジョーンズ・モデル、CFO ジョーンズ・モデル、および CFO 修正ジョーンズ・モデルの4種類がそれである。以下では、これらの推定モデルによって算定された裁量的発生高を、それぞれ *JDA*、*MJDA*、*CJDA*、および *CMJDA* と表記する。なお、これらの裁量的発生高は期首の総資産で基準化された値である。推定にはクロスセクションによる方法を採用し、日経業種中分類に基づく32業種（金融業を除く）について年度ごとに行う（具体的な算定方法については第4章を参照）。

$$DA_{i,t} = TA_{i,t} - E[TA_{i,t}] \quad (8.5)$$

（2）コントロール変数

企業再編の公表直前期における利益調整と、短期および長期の異常リターンとの関連性を分析するにあたって、本章では5つのコントロール変数を(8.1)式に含めることにする。これらは、企業再編の公表に対する株価変動に影響を及ぼす要因として、先行研究で指摘されている代表的な変数である。

第1に、相対的規模に関する変数である。当事企業の規模が近似している企業再編は、より対等の立場が強調される傾向にある。対等の立場が強調される企業再編には、従業員の勤労意欲を持続させることで人的資産の毀損を防止するという長所がある。しかし一方で、支配従属関係が不明確になり再編の進度が遅くなるという短所も指摘されてきた。また、被取得企業の相対的規模が小さい場合は自社の企業価値への影響が小さいので、対価が過大となる可能性が高いという主張もある（薄井[2001], 97頁）。いずれにせよ、このような点を考慮すれば、相対的規模の異なる企業再編に対して市場も異なる評価を下している可能性がある。先行研究では、取得企業に対する被取得企業の相対的規模と取引後のリターンとはマイナスの関連性を有することが確認されている(例えば、Scanlon et al.[1989])。そこで、当事企業の相対的規模を表す変数として *RSIZE* を加える。当該変数は、被取得企

業の総資産を取得企業の総資産で除して算定される³。

第2に、事業の関連性に関する指標である。被取得企業が同業種と異業種のいずれであるかによって、取引後のリターンは異なる可能性がある。例えば、同業種との取引は、重複事業部の再編など、経営の効率化を達成しやすいといわれている（例えば Louis[2004], p.129）。また、規模の経済性を発揮することが可能である点でも有利である。先行研究においても、当事企業の業種が同一である場合の方が、他業種との取引と比較して取引後のリターンは大きくなることが明らかとなっている（例えば、Scanlon et al.[1989]; Morck et al.[1990]; Berger and Ofek[1995]; Comment and Jarrell[1995]）。わが国においても、事業の関連性が取引後のリターンと有意に関連しているという証拠が示されている（例えば、薄井[2001]; 井上・加藤[2003]）。さらに、近年の研究では、同業種との取引は企業存続に貢献するという分析結果も示されている（Andrade et al.[2001]; 薄井[2001]）。したがって、当事企業が同一業種である場合は、そうでない場合よりも取引後のリターンは高くなると予想される。そこで、*INDR* を変数に加えてこれらの要因をコントロールする。*INDR* は、当事企業が同一業種であれば1、そうでなければ0をいれるダミー変数である。業種の識別は、日経業種中分類に基づいて行うこととする。

第3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効果の1つに経営改善効果がある。これは、取得企業が被取得企業の経営の効率性を高めることにより発生する便益である。そして、取得企業の経営が効率的であるほど、経営改善効果は大きいと考えられる。したがって、経営効率性が高い取得企業ほど、取引後のリターンは高くなると予想される。実際、先行研究では、取得企業の経営効率性が高いほど、取引後のリターンは高くなることが示されている（Lang et al.[1989]; Servaes[1991]）。そこで、分析に当たっては *TobinQ* をコントロール変数に加えることとする。*TobinQ* はいわゆるトービンの *Q* を

³ 先行研究では、相対的規模を当事企業の株式時価総額の比によって分析する場合もある（例えば薄井[2001]）。しかし、本章では被取得企業が未上場会社である企業再編もサンプルに含むため、総資産の比をもって相対的規模の指標とする。また、本章では株主資本の比率を相対的規模の尺度とした分析も実施したが、符号および有意水準に顕著な差異は確認できなかった。

表しており、経営効率性の指標として先行研究でも用いられている。一般に、トービンの Q は、企業価値である株式時価総額と総負債の合計額を総資産の取替原価で除したものと表される。ただし、Amit et al.[1989, pp.156-157]では、取替原価に代えて帳簿価額を利用した比率も、トービンの Q の代理変数として利用しうることが報告されており、先行研究でもこの比率を利用しているものが少なくない。そこで、本章では計算可能性の問題から、トービンの Q の代理変数として[(株式時価総額+総負債)÷総資産]を算定し⁴、経営効率性の指標とする。

第 4 に、モニタリング効果に関する変数である。Jensen[1986]によれば、制限がなければ経営者は正味現在価値 (net present value: NPV) がマイナスとなるような投資行動も行いするので、この点をめぐり株主とは利害対立の関係にある。Jensen[1986]は、負債契約がこのような利害対立を解消すると主張する。これに関連し、わが国の先行研究では、取得企業の経営陣に対する外部モニタリング効果に着目した要因分析が多くみられる (例えば Kang et al.[2000]; Yeh and Hoshino[2001]; 薄井[2001])。そして、メインバンクによるモニタリング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指摘されている。そこで、モニタリングに関する変数として借入金比率 (DEBT) を含めることにした⁵。これは、総資産に占める短期、長期および 1 年以内返済の長期借入金の割合である。この比率が高いほどモニタリングが強化されると考えられる。

第 5 に、企業再編の形態に関する変数である。対価の種類が同一であっても、取引の法的形式が合併であるか株式交換であるかにより、取引後のリターンは異なる可能性がある。井上[2002]では、株式交換を行った企業の公表日周辺における短期リターンは、合併を行った企業のそれよりも高くなる傾向にあることを指摘している⁶。したがって、TYPE をコントロール変数として追加する。これは、企業再編の法的形式が株式交換であれば 1、合

⁴ TobinQ の算定に当たっては、負債の帳簿価額と時価とは等しいという仮定を設けている。

⁵ 本章では、借入金比率に代えて、負債比率およびレバレッジを用いた分析も併せて実施した。しかし、分析結果の符号および有意水準に顕著な相違は認められなかった。

⁶ この結果について、井上[2002, 117 頁]では、ガバナンス面における持株会社や完全子会社などの優位性に起因するものであると解釈している。

併であれば0をいれるダミー変数である。

以上の変数をコントロール変数として(8.1)式に加えたものが(8.5)式である。異常リターンと裁量的発生高との関連性の分析には、以下の(8.5)式を用いることとする。

$$\begin{aligned} ARET_i = & \alpha_0 + \alpha_1 DA_i + \alpha_2 RSIZE_i + \alpha_3 INDR_i + \alpha_4 TobinQ_i \\ & + \alpha_5 DEBT_i + \alpha_6 TYPE_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (8.5)$$

ARET : 異常リターン (= *CAR3D* ; *CARIY* ; *BHARIY*)

DA : 公表前期の裁量的発生高 (= *JDA* ; *MJDA* ; *CJDA* ; *CMJDA*)

RSIZE : 当事企業の相対的規模 (= 被取得企業の総資産 ÷ 取得企業の総資産)

INDR : 当事企業の日経業種中分類が同一であれば1、そうでなければ0

TobinQ : トービンのQ (= (株式時価総額 + 総負債) ÷ 総資産)

DEBT : 借入金比率 (= 借入金合計 ÷ 総資産)

TYPE : 企業再編の法的形態が株式交換であれば1、合併であれば0

ε : 誤差項

第4節 サンプルと基本統計量

(1) サンプル

分析に用いるサンプルを抽出するにあたり、以下の要件を課す。

①2001年4月から2006年3月までの期間において、株式を対価とする企業再編を公表した企業であること。

②当事企業が親会社と子会社もしくは関連会社の関係にないこと。

- ③当事企業が金融業に属していないこと。
- ④取得企業が上場企業であること。
- ⑤取得企業の財務諸表および株価に関するデータが入手可能であること。

①の要件は、裁量的発生高の算定にキャッシュ・フロー計算書の情報が必要とされるために課された要件である。第4章や第6章の分析とは異なり、本章の分析では t-1 期の裁量的発生高が計算できれば足りる。したがって、サンプルの抽出期間は、2001年から2006年までの期間に設定している。なお、サンプル抽出期間に企業再編を実施した企業および対価の種類は、これまでと同様、レコフ社の編集による『Mergers and Acquisitions Research Report: MARR』に基づいて識別する⁷。また、株式を対価とする企業再編についても、引き続き株式交換および合併を想定する。

次に②は、企業集団外の企業との取引に対象を限定するために課した要件である。わが国では子会社や関連会社といった企業集団内の企業をターゲットとした合併や株式交換が多いのが特徴である。しかし、前述のとおり、このような取引の当事企業間にはすでに支配関係が存在しており、交渉力に明白な差が存在する。したがって、親会社の経営者が利益捻出をはかる動機は相対的に弱いと考えられる。実際、第4章の分析においても、企業集団内の再編からは利益調整に関する証拠は検出されなかった。そこで、このような取引は本章のサンプルからは除外することとした。当事企業間の関係については、再編を行った企業の識別と同様、レコフ社の『MARR』に基づいて判断する。

③の要件を課した理由は、金融業の財務諸表が他業種のそれと大きく異なるためである。④および⑤は、分析に必要な信頼できるデータが入手可能であるために課された要件である。分析に必要な上場企業の財務諸表数値は、すべて日本経済新聞社の『NEEDS-Financial QUEST』より入手する。なお、連結財務諸表を提出していない企業については、個別財務

⁷ なお、『MARR』のM&A情報では、株式移転により持株会社を設立する場合も合併に含めているが、本章の分析ではこれらをサンプルから除外している。また、同一期間に複数の取引を行った企業については各取引を別サンプルとして含めている。

諸表を代替して使用している。また、サンプル数の大幅な減少を回避するために、被取得企業が上場企業であることは要件とはしない。コントロール変数の算定に際し、被取得企業が未上場企業である場合のデータは、基本合意もしくは契約締結の時点で当事企業が公表するニュース・リリースから入手している⁸。

以上の要件を満たしたサンプルは合計で 119 件となった。このうち合併は 44 件、株式交換は 75 件であった。以下では、これらサンプルの基本統計量を示す。

(2) 基本統計量

図表 8.1 は、異常値を処理した各変数の基本統計量を示したものである。本章では、各変数の値が平均値から標準偏差の 3 倍以上大きい（小さい）ものを異常値と判断し、異常値を除いた最大値（最小値）に置換するという処理を行っている。

異常リターンは、短期 (*CAR3D*) と長期 (*CARIY*; *BHARIY*) のいずれも平均値がプラスの値をとっている。すなわち、基本統計量でみる限り、本章のサンプルからもアメリカで観察されているような株価低迷は確認できない。2 種類の長期の異常リターンは、ほぼ同水準となっている。一方、4 種類の裁量的発生高 (*JDA*; *MJDA*; *CJDA*; *CMJDA*) もまた近似した値である。すべての平均値がプラスとなっており、公表前期に利益捻出の手続きが行われていることが示唆されている。

また、コントロール変数からは以下の点が指摘できる。まず、相対的規模の平均値は 0.24 である。つまり、消滅会社もしくは完全子会社の規模は、平均で存続会社もしくは完全親会社の 4 分の 1 程度であることが分かる。また、トービンの Q は平均で 1.53 であり、サンプル企業の市場価値は、総資産の 1.5 倍ほどであることが分かる。また、サンプル企業の借入金比率は、平均で総資産の 17% 程度である。

⁸ ただし、ニュース・リリースからデータを得られない場合は、日本経済新聞社の『会社総鑑：未上場版』（2000 年版～2005 年版）、東洋経済新報社の『会社四季報：未上場会社版』（2000 年版～2005 年版）および同社の『日本の会社 74,000』（2000 年版～2005 年版）のうちいずれかのデータを用いることとする。いずれからもデータを入手できなかったものについてはサンプルから除外している。

図表 8.1 サンプルの基本統計量 (N=119)

	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
<i>CAR3D</i>	0.02	0.12	-0.02	0.01	0.03
<i>CARIY</i>	0.18	0.51	-0.12	0.05	0.38
<i>BHARIY</i>	0.20	0.76	-0.18	0.02	0.36
<i>JDA</i>	0.01	0.07	-0.04	0.00	0.22
<i>MJDA</i>	0.01	0.08	-0.02	0.00	0.22
<i>CJDA</i>	0.02	0.09	-0.03	0.01	0.25
<i>CMJDA</i>	0.01	0.09	-0.02	0.01	0.24
<i>RSIZE</i>	0.24	0.31	0.02	0.09	0.35
<i>TobinQ</i>	1.53	1.24	0.93	1.10	1.42
<i>DEBT</i>	0.17	0.14	0.03	0.18	0.25

(注) 変数の定義：*CAR3D*=公表日を中心とする3日間の累積異常リターン；*CARIY*=公表日から1年間の累積異常リターン；
BHARIY=公表日から1年間のバイ・アンド・ホールド異常リターン；*JDA*=ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高；
MJDA=修正ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高；*CJDA*=CFO ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高；
CMJDA=CFO 修正ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高；*RSIZE*=被取得企業の総資産÷取得企業の総資産；
TobinQ=(株式時価総額+総負債)÷総資産；*DEBT*=(短期借入金+長期借入金+1年内返済長期借入金)÷総資産。

図表 8.2 変数間の相関係数

	<i>CAR3D</i>	<i>CARIY</i>	<i>BHARIY</i>	<i>JDA</i>	<i>MJDA</i>	<i>CJDA</i>	<i>CMJDA</i>	<i>RSIZE</i>	<i>INDR</i>	<i>TobinQ</i>	<i>DEBT</i>	<i>TYPE</i>
<i>CAR3D</i>	1.00											
<i>CARIY</i>	-0.05	1.00										
<i>BHARIY</i>	-0.01	0.92	1.00									
<i>JDA</i>	-0.01	-0.17	-0.14	1.00								
<i>MJDA</i>	-0.02	-0.18	-0.14	0.97	1.00							
<i>CJDA</i>	0.08	-0.17	-0.16	0.61	0.60	1.00						
<i>CMJDA</i>	0.07	-0.18	-0.17	0.61	0.62	0.99	1.00					
<i>RSIZE</i>	0.22	0.08	0.07	-0.01	0.04	-0.01	-0.00	1.00				
<i>INDR</i>	0.13	0.03	0.08	0.06	0.06	0.09	0.10	-0.18	1.00			
<i>TobinQ</i>	0.05	-0.15	-0.07	0.14	0.15	-0.14	-0.13	-0.02	-0.03	1.00		
<i>DEBT</i>	0.01	-0.15	-0.17	0.01	0.03	0.06	0.07	-0.24	0.05	-0.10	1.00	
<i>TYPE</i>	-0.16	-0.08	-0.03	-0.16	-0.13	-0.15	-0.14	-0.33	0.11	0.28	-0.03	1.00

(注1) 変数の定義；*CAR3D*=公表日を中心とする3日間の累積異常リターン；*CARIY*=公表日から1年間の累積異常リターン；*BHARIY*=公表日から1年間のバイ・アンド・ホールド異常リターン；*JDA*=ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高；*MJDA*=修正ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高；*CJDA*=CFO ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高；*CMJDA*=CFO 修正ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高；*RSIZE*=被取得企業の総資産÷取得企業の総資産；*INDR*=当事企業の日経業種中分類が同一であれば1、そうでなければ0；*TobinQ*=(株式時価総額+総負債)÷総資産；*DEBT*=(短期借入金+長期借入金+1年内返済長期借入金)÷総資産；*TYPE*=企業再編の法的形態が株式交換であれば1、合併であれば0。

(注2) 図表中の数値はピアソンの相関係数を表している。

図表 8.2 は、変数間の相関係数を表している。裁量的発生高と異常リターンとは、ほとんどのケースでマイナス相関となっている。ただし、CFO ジョーンズ・モデルおよび CFO 修正ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高 (*CJDA* ; *CMJDA*) については、短期の異常リターン (*CAR3D*) とプラスの相関を有することが分かる。また、コントロール変数と異常リターンの間の相関については、借入金比率 (*DEBT*) とトービンの Q (*TobinQ*) で若干のばらつきがみられるものの、おおむね予想通りの符号となっている。

独立変数間の相関は、相対的規模 (*RSIZE*) と事業関連性 (*INDR*) との相関が-0.33 とやや高いが、それ以外で著しく高い相関は確認できない。ただし、独立変数の係数推定値の分散が大きい場合は多重共線性 (*multicollinearity*) の問題が起こりうる。そこで、実証モデルの信頼性を確保するために、多重共線性の診断として分散拡大要因 (*Variance-Inflation Factor: VIF*) を用いて多重共線性の程度を算定した。その結果、分散拡大要因の値は最大でも 1.312 であった。Greene[2002, pp.56-58]によれば、分散拡大要因が 10 を超えた場合には多重共線性の問題が重大であると考えられている。したがって、本章の実証モデルで多重共線性は問題とはならないと判断できる。

第 5 節 分析結果

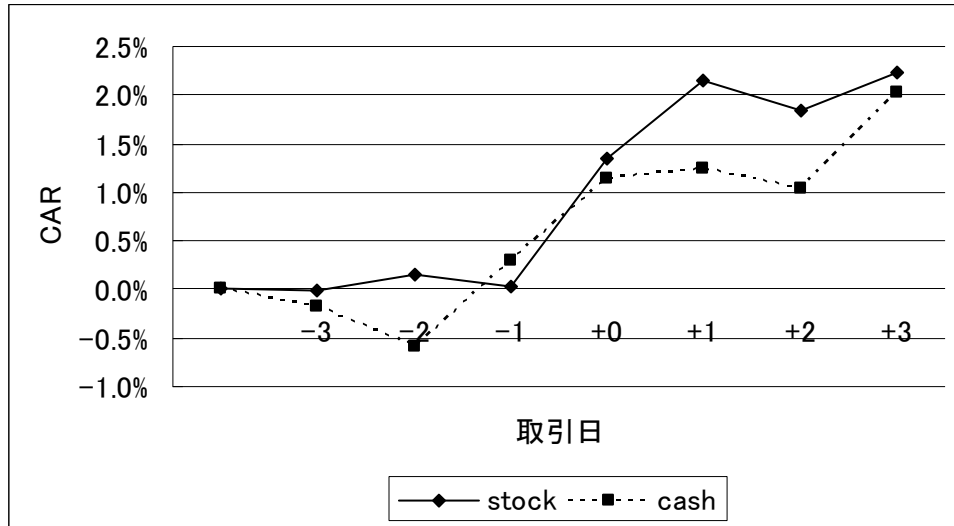
(1) 企業再編の公表と異常リターンの推移

企業再編における利益調整と異常リターンとの関連性を分析するに先立ち、まず企業再編における短期・長期の異常リターンの推移について検証した。図表 8.3 のパネル A は、公表日の 3 日前から 3 日後までの合計 7 日間にわたる *CAR* を、パネル B は公表日から 12 ヶ月間の *CAR* を表している。ここでの *CAR* は、各取引日および各月における *CAR* のサンプル平均として算出したものである。なお比較のために、同様の過程から算出された現金を対価とする企業の *CAR* も併せて表示している。

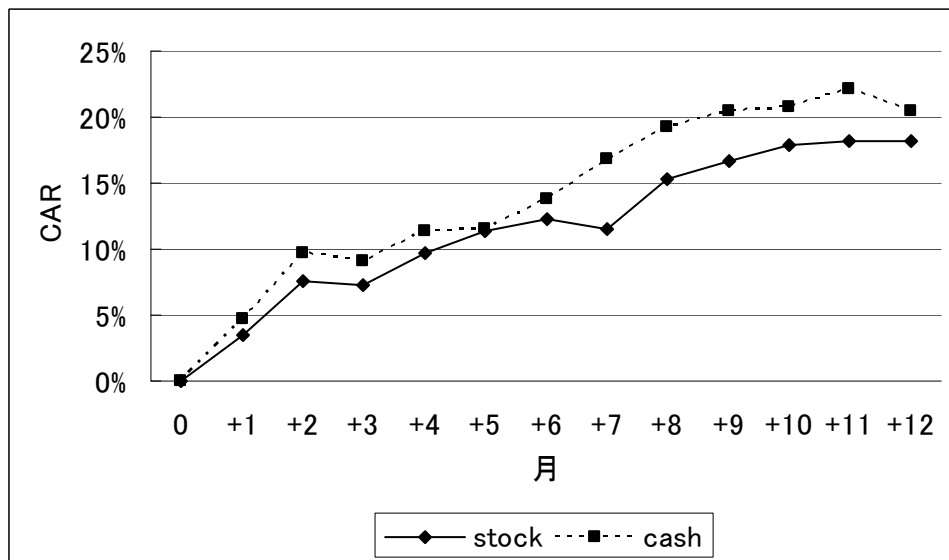
パネル A からは次の点が確認できる。まず、対価の種類によって *CAR* の推移に顕著な差

図表 8.3 累積異常リターンの推移 (N=119)

パネルA：公表日周辺における CAR の推移 (-3日~+3日)



パネルB：公表日以降における CAR の推移 (+1ヶ月~+12ヶ月)



異はない。いずれの CAR も公表日である取引日 0 にかけて大きくプラスとなっている。公表日の翌日から 2 日後にかけては現金を対価とする企業再編の方がやや低い傾向にあるが、7 日間の CAR はいずれも 2% 程度であり、その差は僅少である。

パネル B から、対価の種類によって異常リターンの推移に顕著な差が生じていないことが確認できる。測定期間全体を通じて、株式を対価とする企業再編の方がやや低い傾向にあるが、いずれの CAR も 15% から 20% 程度のプラスとなっている。また、対価の種類を問わず CAR は一貫して緩やかな上昇傾向を示しており、全体的な推移にも顕著な相違はみられない。

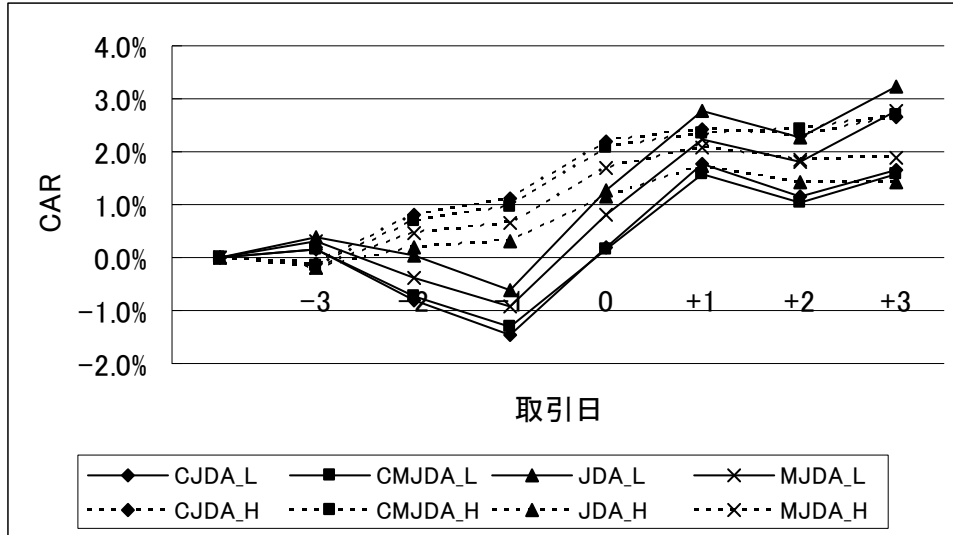
以上の結果は、企業再編の公表と市場反応について分析したわが国の先行研究と首尾一貫した結果である。また、対価の種類に応じてサンプルを分け、分析を行った井上[2002]の結果とも整合している。前章で言及したとおり、井上[2002]は、合併や株式交換を含む株式買収企業と TOB による現金買収企業の公表日周辺における CAR を比較し、両者に有意な差はないことを明らかにした。また、どちらの CAR もプラスの値となることを確認している⁹。しかし、株式を対価とする再編企業の異常リターンが短期的、長期的にマイナスとなることを明らかにした Franks et al.[1991]や Andrade et al.[2001]など、アメリカの先行研究とは整合しない結果である。また、公表前の利益捻出に対して市場がマイナスの評価を下しているか否かという点を、ここから判断することはできない。

そこで、次に公表前期における裁量的発生高の水準に基づいて企業再編を 2 つのグループに分類して同様の分析を実施した。具体的に、本章では裁量的発生高の中央値を基準とし、4 種類の裁量的発生高の水準がそれぞれの中央値未満であるグループ (JDA_L ; MJDA_L ; CJDA_L ; CMJDA_L) と、中央値以上であるグループ (JDA_H ; MJDA_H ; CJDA_H ; CMJDA_H) とに分ける。そして、各グループの異常リターンの推移を観察した。その結果は、図表 8.4 に要約されている。

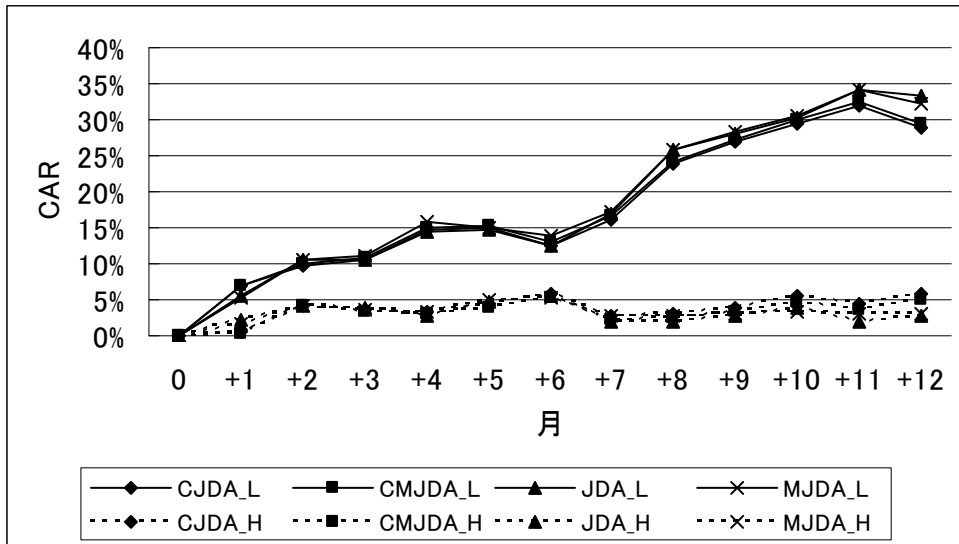
⁹ ただし、株式買収は 10% 水準で有意であったのに対し、TOB では統計的に有意な証拠を得られていない。この理由として井上[2002, 118 頁]では、わが国の TOB のコンテスト性がアメリカやイギリスと比較して低いことを挙げている。

図表 8.4 裁量的発生高の水準別にみた累積異常リターンの推移 (N=119)

パネルA：公表日周辺における CAR の推移 (-3日~+3日)



パネルB：公表日以降における CAR の推移 (+1ヶ月~+12ヶ月)



(注) JDA=ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高; MJDA=修正ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高; CJDA=CFO ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高; CMJDA=CFO 修正ジョーンズ・モデルから導出した裁量的発生高。Lは裁量的発生高の水準が中央値未満であるグループ、Hは裁量的発生高の水準が中央値以上であるグループをそれぞれ意味する。

パネルAは、公表日の3日前から3日後にかけてのCARを示したものである。裁量的発生高の水準によって、目立った傾向はみられない。裁量的発生高の水準が高いグループと比較して、裁量的発生高の低いグループの方が公表日と翌日にかけてCARは大きく増大する傾向にあるが、それ以外では目立った差は生じていない¹⁰。7日間のCARで比較すると、JDAおよびMJDAを用いた場合は裁量的発生高の低いグループの方がCARは高くなる。しかし、CJDAおよびCMJDAを用いた場合には結果が逆転している。

一方、パネルBは、公表日から12ヶ月間にわたるCARを表している。ここからは、裁量的発生高が低いグループのCARは、すべて30%前後に達していることが観察できる。これに対し、裁量的発生高が高いグループのCARは、プラスの値となっているが、いずれも5%前後と低水準にとどまっている。すなわち、裁量的発生高の水準によって長期の異常リターンが異なってくることを意味する。ここから、企業再編前の利益調整が長期の異常リターンに対してマイナスの影響を及ぼしており、結果として株式を対価とする企業再編の全体的な異常リターンを引き下げていることが分かる。このような裁量的発生高と異常リターンとの関連性をより詳細に考察するために、以下では(8.5)式として先に示した重回帰モデルを用いて分析を行う。

(2) 公表前期の裁量的発生高と異常リターンの関連性

図表8.5は、企業再編の公表直前期における裁量的発生高と異常リターンとの関連性を分析した結果である。パネルAは公表日を中心とした3日間の累積異常リターン、パネルBは公表後1年間の累積異常リターン、そしてパネルCは公表1年間のバイ・アンド・ホールド異常リターンを、それぞれ従属変数とした場合の分析結果を示している。

注目すべきは、裁量的発生高(DA)にかかる係数である。まず、パネルAに着目すると、

¹⁰ 視覚的には、-1日、0日、1日の異常リターンの推移に両グループの間で差が生じているようにみえる。そこで、本章では(8.5)式の従属変数に-1日、0日、および1日の異常リターンを入れて推定することで、両グループに差があるのかを分析した。その結果、いずれの異常リターンを従属変数とする場合も、4種類の裁量的発生高にかかる係数は有意とはならなかった。したがって、両グループの差は統計的には有意ではないことが確認されたことになる。

4種類の裁量的発生高にかかる係数は、いずれも有意とはなっていないことが分かる。また、符号についても、*JDA*と*MJDA*については予想通りマイナスとなったが、*CJDA*と*CMJDA*についてはプラスの値となった。ここから、公表前の利益捻出は公表日周辺において証券市場のマイナス要因とはなっていないことが示唆されている。これは、仮説1とは整合しない結果である。

一方、長期の異常リターンの分析結果は次のとおりであった。まず、パネルBに着目すると、*CARIY*を従属変数とした場合の*DA*にかかる係数が、すべてのケースでマイナスとなっている。そして、*CJDA*は10%水準、その他は5%水準で有意である。同様の傾向は、パネルCからも確認できる。すなわち、*BHARIY*を従属変数とした場合も、*DA*にかかる係数はすべてマイナスとなり、かつ*CJDA*と*CMJDA*では10%水準、*JDA*と*MJDA*では5%水準でそれぞれ有意となった。この結果は、図表8.4で示したグラフの推移とも整合しており、仮説2を支持する証拠であるといえる。つまり、公表前の利益捻出を行った企業ほど、長期の異常リターンは低くなることが示唆されている。

なお、コントロール変数の分析結果は以下のとおりであった。まず、短期の異常リターンに関する分析結果を示したパネルAに着目する。パネルAからは、すべての変数がおおむね予想通りの符号となっていることが分かる。特に、*INDR*はすべてのケースで有意にプラスとなった。これは、同一業種内での企業再編の方が、公表日周辺の異常リターンは高くなることを示唆している。また、*RSIZE*にかかる係数もまたプラス有意となった。このことは、当事会社の規模が拮抗している企業再編ほど公表日周辺の異常リターンは高くなることを示唆している。さらに、修正ジョーンズ・モデルによって裁量的発生高を算定した場合には、*TobinQ*にかかる係数が有意なプラスの値となった。これは、存続会社や完全親会社の経営効率性が高いほど、公表日周辺の異常リターンは高くなることを意味する。これらは、先行研究とおおむね首尾一貫した結果であると言える¹¹。

¹¹ ただし、先行研究では*RSIZE*について異なる結果となっている。薄井[2001]では、本章の分析と同じくプラス符号となったが、統計的に有意とはなっていない。また、Scanlon et al.[1989]では、短期の異常リターンとの間にマイナスの関連性があることを報告している。

図表 8.5 重回帰分析の結果 (N=119)

パネルA : 3日間の累積異常リターン (CAR3D)

DAの種類	JDA		MJDA		CJDA		CMJDA	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>Intercept</i>	-0.01	-0.55	-0.02	-0.58	-0.02	-0.67	-0.02	-0.65
<i>DA</i>	-0.09	-0.56	-0.13	-0.82	0.11	0.81	0.09	0.71
<i>RSIZE</i>	0.09**	2.03	0.09**	2.08	0.09**	2.10	0.09**	2.09
<i>INDR</i>	0.05**	2.05	0.05**	2.07	0.05*	1.92	0.05*	1.93
<i>TobinQ</i>	0.02	1.62	0.02*	1.68	0.01	1.59	0.02	1.57
<i>DEBT</i>	0.00	0.61	0.00	0.64	0.00	0.59	0.00	0.58
<i>TYPE</i>	-0.04	-1.54	-0.04	-1.57	-0.04	-1.33	-0.04	-1.35
<i>adj.R²</i>	0.061		0.065		0.065		0.063	

パネルB : 1年間の累積異常リターン (CAR1Y)

DAの種類	JDA		MJDA		CJDA		CMJDA	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>Intercept</i>	0.25**	2.16	0.24**	2.04	0.24**	2.06	0.24**	2.04
<i>DA</i>	-0.61**	-2.49	-0.65**	-2.56	-0.31*	-1.88	-0.38**	-2.02
<i>RSIZE</i>	0.01	0.04	0.03	0.21	0.02	0.14	0.03	0.16
<i>INDR</i>	0.06	0.63	0.06	0.62	0.07	0.72	0.07	0.74
<i>TobinQ</i>	-0.04	-0.86	-0.03	-0.78	-0.04	-1.03	-0.04	-0.97
<i>DEBT</i>	-0.03*	-1.90	-0.03*	-1.80	-0.03*	-1.73	-0.03*	-1.68
<i>TYPE</i>	-0.09	-0.79	-0.07	-0.68	-0.07	-0.67	-0.07	-0.67
<i>adj.R²</i>	0.060		0.064		0.036		0.041	

パネルC : 1年間のバイ・アンド・ホールド異常リターン (BHAR1Y)

DAの種類	JDA		MJDA		CJDA		CMJDA	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>Intercept</i>	0.22	1.34	0.20	1.24	0.21	1.27	0.20	1.24
<i>DA</i>	-0.94**	-2.14	-1.06**	-2.30	-0.64*	-1.69	-0.76*	-1.86
<i>RSIZE</i>	0.04	0.19	0.08	0.34	0.06	0.28	0.07	0.30
<i>INDR</i>	0.15	1.08	0.15	1.08	0.16	1.16	0.17	1.18
<i>TobinQ</i>	-0.01	-0.23	-0.01	-0.14	-0.02	-0.37	-0.02	-0.30
<i>DEBT</i>	-0.04**	-1.96	-0.04*	-1.87	-0.04*	-1.81	-0.04*	-1.78
<i>TYPE</i>	-0.06	-0.40	-0.05	-0.32	-0.05	-0.32	-0.05	-0.33
<i>adj.R²</i>	0.039		0.045		0.022		0.028	

(注1) 変数の定義は図表 8.2 を参照。

(注2) t 値は White[1980]の標準誤差を用いて算定している。

(注3) 係数の***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを表す (両側検定)。

一方、長期の分析結果を示したパネルBおよびパネルCのコントロール変数に着目すると、*DEBT*の係数のみが統計的に有意な値となっていることが分かる。つまり、借入金比率の高い企業ほど、公表後1年間の異常リターンは小さくなることを表している。この結果は異常リターンの測定方法に関わらず一貫しているが、予想した符号とは整合していない。これについては、モニタリングの変数として含めた借入金比率が、結果として財務困窮企業をコントロールすることになったという解釈が考えられる。また、長期の異常リターンに関する分析では、*RSIZE*が有意ではなくなり、*TobinQ*がマイナス符号となっている点で、短期の結果とは相違している。

第6節 追加検証

異常リターンを用いた分析に際しては、期待リターンのベンチマークをどのように定義するのかという点が問題となる。特に、長期の異常リターンを測定する場合は、短期の異常リターンと比較して、ベンチマークの選択によってバイアスが生じることが指摘されている（例えば Kothari and Warner[1997] ; Barber and Lyon[1997]）。本章では、企業再編の公表と長期異常リターンとの関係を分析したわが国の先行研究に従い、*TOPIX* から計算された月次リターンを期待リターンとして使用した。ここでは、企業規模に基づくポートフォリオを利用して期待リターンを導出し、企業規模調整済み異常リターン（size-adjusted abnormal return）を測定して追加検証を実施する。

具体的に、本節の企業規模調整済み異常リターンは以下のように測定されている。まず、株式時価総額に基づいて、すべての上場企業を10個のポートフォリオに分類する。時価総額は、9月末日の終値に発行済み株式数を乗じたものである。次に、異常リターンの測定期間においてサンプル企業が属するポートフォリオを確認する。このポートフォリオは毎年9月末にリバランスされている。したがって、サンプル企業が属するポートフォリオ

は測定期間中に9月の前後で変更される場合もありうる。本節の期待リターンは、当該ポートフォリオの月次の加重平均リターン(value-weighted return)である。これを、(8.3)式および(8.4)式として先に示した累積異常リターン、およびバイ・アンド・ホールド異常リターンの計算式にあてはめ、最終的に12ヶ月間の異常リターンが算定される。

なお、分析に必要なデータについては、日経メディアマーケティング社の『日本株式日次リターン』から入手する。ただし、入手可能なデータが2005年11月までであったため、分析対象は2001年4月から2004年11月までに株式交換もしくは合併を公表した企業に限定せざるを得なかった。その結果、サンプル数は合計で79件となった。このうち合併は28件、株式交換は51件であった。

分析結果は、図表8.6に示したとおりである。4種類の裁量的発生高のいずれについても符号はマイナスとなり、かつ5%水準で有意となった。これは、CARとBHARのいずれについても同様である。したがって、企業規模調整済み異常リターンを用いた場合にも、前節の分析結果と整合する結果が得られたことになる。

なお、コントロール変数の分析結果は以下のとおりであった。まず、変数の符号については、*INDR*がすべてのケースでマイナスとなっていることを除けばすべて前節と変わりない。また、*DEBT*が統計的に有意となっている点も前節と同様である。ただし、CFOジョーンズ・モデルとCFO修正ジョーンズ・モデルで裁量的発生高を算定した場合に、*TobinQ*にかかる係数が有意なマイナスとなっている。

図表 8.6 追加検証の結果 (N=79)

パネル A : 1 年間の累積異常リターン (CAR1Y)

DA の種類	JDA		MJDA		CJDA		CMJDA	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>Intercept</i>	0.30***	2.68	0.29***	2.66	0.29**	2.53	0.28**	2.52
<i>DA</i>	-0.60**	-2.36	-0.68**	-2.24	-0.45**	-2.40	-0.44**	-2.44
<i>RSIZE</i>	0.00	0.03	0.02	0.17	0.04	0.32	0.04	0.34
<i>INDR</i>	-0.09	-0.97	-0.09	-1.05	-0.07	-0.78	-0.07	-0.79
<i>TobinQ</i>	-0.06	-1.64	-0.06	-1.56	-0.07*	-1.67	-0.07*	-1.66
<i>DEBT</i>	-0.03***	-2.84	-0.03***	-3.07	-0.03**	-2.02	-0.03**	-1.98
<i>TYPE</i>	-0.07	-0.74	-0.06	-0.67	-0.08	-0.76	-0.07	-0.73
<i>adj.R²</i>	0.161		0.177		0.133		0.135	

パネル B : 1 年間のバイ・アンド・ホールド異常リターン (BHAR1Y)

DA の種類	JDA		MJDA		CJDA		CMJDA	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
<i>Intercept</i>	0.35**	2.40	0.34**	2.38	0.33**	2.25	0.33**	2.25
<i>DA</i>	-1.29**	-2.11	-1.42**	-2.59	-1.13**	-2.33	-1.14**	-2.28
<i>RSIZE</i>	-0.01	-0.08	0.01	0.06	0.03	0.23	0.04	0.25
<i>INDR</i>	-0.11	-0.91	-0.12	-1.01	-0.08	-0.71	-0.09	-0.73
<i>TobinQ</i>	-0.08	-1.63	-0.08	-1.54	-0.08*	-1.66	-0.08*	-1.66
<i>DEBT</i>	-0.05***	-3.11	-0.04***	-3.41	-0.04***	-2.69	-0.04***	-2.79
<i>TYPE</i>	-0.08	-0.66	-0.07	-0.58	-0.09	-0.70	-0.09	-0.68
<i>adj.R²</i>	0.190		0.211		0.162		0.168	

(注 1) 変数の定義は図表 8.2 を参照。

(注 2) t 値は White[1980]の標準誤差を用いて算定している。

(注 3) 係数の***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを表す (両側検定)。

第7節 要約

本章では、企業再編に先立って行われた利益調整の経済的帰結として、証券市場がどのように反応するのかを分析した。アメリカの先行研究では、企業再編の公表日周辺、および公表後数年間にわたって株価の下落が確認されている。そして、その説明要因の1つが企業再編前の利益調整であることが指摘されている。

本章では、同様のことがわが国の企業再編でも指摘できるのか分析を行った。まず、本章では分析に先立って先行研究の追試を行い、企業再編の公表日周辺、および公表後における異常リターンの推移を観察した。その結果、わが国では企業再編の公表日周辺の3日間、および公表日から12ヶ月間で、アメリカで報告されているような株価低迷を観察することはできなかった。また、対価の種類によって異常リターンに顕著な差は生じないことを確認した。これは、日本の多くの先行研究と整合する結果である。

続いて、本章では裁量的発生高の水準に基づいてサンプルを分類し、異常リターンの推移を比較した。その結果、公表日周辺の7日間で特筆すべき差は観察されなかったが、公表日から12ヶ月間の異常リターンは、裁量的発生高の低いグループの方が著しく高くなることが明らかとなった。

さらに、本章では、異常リターンを従属変数、公表前期の裁量的発生高を独立変数とする重回帰モデルを用いて、両者の関連性を分析した。その結果、短期の異常リターンと裁量的発生高との間に関連性はみられなかったが、長期の異常リターンは裁量的発生高と有意なマイナスの関連性を有することが明らかとなった。また、企業規模調整済み異常リターンを用いた追加検証からも、頑健な証拠を得ることができた。

以上から、企業再編に先立った利益捻出は、短期の異常リターンの変化には結びつかないが、長期の異常リターンに対してはマイナスの影響を及ぼすことが明らかとなったのである。この結果については、冒頭で言及したように2通りの解釈が成り立ちうる。1つは、決算情報に反映された反転効果による利益の減少を、投資家が追隨的に評価したという解

積である。この解釈によれば、投資家は終始一貫して利益調整の存在を認識していないことになる。いま1つは、反転効果の生じた決算情報によって投資家が利益捻出を見抜き、それに対して能動的にマイナスの評価を下したという解釈である。この解釈のもとでは、投資家は公表時点では利益調整の影響を見抜けていないが、その後に発表された決算情報によって利益調整を見抜き、利益調整に対してペナルティを課したと考えられる。これらの解釈のうちいずれがより妥当するのかについては、今後の課題として残される。

また、企業再編に対する市場反応が日米で異なることの原因についても、今後より詳細に検証する必要があるだろう。わが国の再編企業の異常リターンは、対価の種類や裁量的発生高の水準に関わらず平均的にプラスの水準にあり、アメリカのようなマイナスの推移は観察されていなかった。この点は、先行研究でもしばしば指摘される。そして、その理由としては、買収プレミアムなど企業再編の取引に起因するものや、企業再編に対する投資家の経験など証券市場に起因するものが指摘されている。将来的にさらなる要因分析を行うことで、この課題に取り組む必要があるだろう。

第9章 結論と展望

第1節 本論文の主要な発見事項

本論文では、企業再編における経営者の利益調整行動と、それが会計利益と証券市場へ及ぼす影響を明らかにすることを目的とし、実証的な分析を実施した。その結果、わが国においても企業再編の公表前に利益捻出を示唆する証拠が得られた。すなわち、合併比率や株式交換比率を有利に決定づけ、効率的な取引を実施するために、経営者は会計情報を機会主義的に利用している可能性が示されたのである。また、本論文では、そのような利益調整が企業再編後の利益水準および利益の質、そして長期の株価形成に影響を及ぼすことが明らかとなった。以下では、本論文の主要な発見事項を、(1)わが国の企業再編における利益調整の存否、(2)企業再編の利益調整が会計利益の品質に及ぼす影響、および(3)企業再編の利益調整が証券市場に及ぼす影響という3つの観点から要約する。

(1) わが国の企業再編における利益調整の存否

支払手段が株式である企業再編においては、合併比率や株式交換比率によって交付株式数が決定されるが、これらは当事企業の相対的な株価や収益性に基いて決められる場合が多い。したがって、経営者は企業再編の交渉の過程で利益捻出を行い、合併比率や株式交換比率を有利に決定づけることによって交付する株式数の低減を図ることが予想される。諸外国の先行研究では、裁量的発生高を利益調整の尺度と定義したうえで、企業再編前後における裁量的発生高の推移を観察している。そして、企業再編の公表直前期において、経営者が利益捻出の会計手続き選択を行っていることを示唆する証拠が、多くの研究で得られている。本論文では、第4章でわが国における企業再編を分析対象とし、利益調整の存否について検証した。

わが国の企業再編における利益調整については、すでに先行研究で検証されている。しかし、アメリカと比較してその数は少なく、十分な実証的蓄積があるとはいえない状況にある。また、データの入手可能性などの理由から、分析上の課題も数多く残されている。本論文では、主として以下の3点で分析の精緻化をはかり、先行研究の証拠を補完ないし再検討した。第1に、4種類の会計発生高推定モデルを併用することで、推定モデルに起因する測定誤差の問題を緩和した。第2に、当事企業間に支配関係があると利益調整の動機が相対的に弱くなると考えられるため、企業集団内のみで再編を行った企業をサンプルから除外した。第3に、株式を対価とする企業再編として、株式交換だけでなく合併も想定して分析に加えた。

分析の結果、対価の種類が株式の企業再編では、公表直前期に裁量的発生高の平均値は増加し、公表後の2期間にわたって減少することが明らかとなった。また、公表直前期の裁量的発生高の水準は、現金を対価とする企業再編よりも株式を対価とする企業再編の方が有意にプラスとなることが明らかとなった。これらは、対価の種類が株式の企業再編では、交渉を有利に進めるべく経営者が利益捻出の会計手続き選択を行っていることを示唆する証拠であるといえる。

さらに、本論文では2つの追加検証を実施し、以下のような知見を得た。まず第1に、株式を支払手段とする再編企業をさらに合併企業と株式交換企業とに分け、法的形態別に分析を行った。その結果、株式交換企業よりも合併企業の方がより顕著な裁量的発生高の推移を観察することができた。この理由としては、株式交換が連続的に実施される傾向にあり、何期もの期間にわたり利益捻出するのが困難であることが考えられる。また、合併の方が交渉期間は長いため、タイミングを見計らって利益調整を行うだけの時間的余裕があることもその一因であろうと予想される。

続いて、第2の検証として、子会社もしくは関連会社の完全子会社化を分析対象として裁量的発生高を観察した。その結果、利益捻出の証拠は得られず、先行研究と首尾一貫する証拠が得られた。すなわち、当事企業間にすでに支配関係が成立している企業再編では

交渉力に明確な差があるので、取引条件を有利に決定づけるための利益調整が必要とはならないことが示唆されている。

なお、第4章では企業再編における利益捻出に焦点を当てて分析を行っているが、企業再編のなかには、利益圧縮の動機が生じるような取引形態も存在する。例えば、マネジメント・バイアウトでは、対象企業の株価が下がるほど株式取得にかかるコストを低減できる。したがって、経営者は公表に先立って利益圧縮を行い、株価の引き下げをはかるかもしれない。このような議論に基づき、本論文では補論において、マネジメント・バイアウトを対象とした利益圧縮の分析も実施している。そして、マネジメント・バイアウトの公表前の2期間に裁量的発生高は減少する傾向にあることを確認した。証拠としては弱いものであるが、これはマネジメント・バイアウトの公表に先立って経営者が利益圧縮の会計手続きを選択していることを示唆するものである。

(2) 利益調整が会計利益の品質に及ぼす影響

企業再編前に利益捻出を行えば、キャッシュ・フローの水準が変化しない限り、その後の会計期間では反転効果によって利益は減少することになる。その意味で、利益調整は再編後の収益性の低下を説明する要因として考えることができるであろう。実際に、財務指標の推移を観察したいくつかの先行研究では、これと整合するかたちで企業再編直後に収益性は低迷することが実証されている。しかし、利益調整が利益に及ぼす影響としては、利益水準だけではなく利益の品質の観点からも分析される必要がある。

そこで、本論文では企業再編の公表周辺期間における利益の質に焦点を当て、利益調整が行われた再編企業の報告利益がどのような特性を有するのかについて分析した。ただし、利益の質に関する定義は研究によって様々であり、その測定指標も多岐にわたる。したがって、本論文では先行研究で用いられてきた代表的な利益の質に関する10指標をとりあげ、利益の質として測定した。それらは、①会計発生高の質、②予測可能性および持続性、③平準化の程度、④収益と費用の対応、⑤株価関連性、⑥適時性および保守性という6つの

側面から利益の特性を把握したものである。

本論文では、以下の2つの分析を実施した。まず第1に、企業再編の公表前後における会計期間で、利益の質に関する10指標の推移を観察した。その結果、企業再編の公表前期に株式を対価とする企業の利益の質は悪化する傾向にあることが判明した。これに対し、現金を対価とする企業では、そのような傾向は確認されなかった。すなわち、利益調整の影響が確認された期間にわたり、株式を対価とする企業の利益の質は低水準となることが示唆されている。特に、予測可能性および持続性の観点から測定した利益の質は、企業再編の公表後に有意に低下することが判明した。

第2に、利益の質を従属変数、対価の種類に関するダミー変数を独立変数とする重回帰モデルを推定した。その結果、企業再編の公表前後の期間では、対価が現金よりも株式の企業の方が利益の質は低い傾向にあることが判明した。特に、対価が株式の場合は、平準化の程度、および株価関連性から測定した利益の質が、公表直前期において有意に低くなっていることが分かった。また、公表直後の会計期間において、平準化の程度、予測可能性、持続性、および株価関連性から測定した利益の質は、対価が株式の場合には有意に低くなることが明らかとなった。

以上の結果は、いずれも経営者の利益調整が利益の質を低下させていることを示唆している。ただし、第1の分析に関して、⑤および⑥の観点から測定した指標、すなわち株式リターンや株価との関係から導出された指標については、保守性を除いて公表直前期における利益の質はむしろ改善する傾向にあることが分かった。特に、公表前後の2期間で平均値を比較した場合、公表後の適時性は有意に高くなることが判明した。利益の質の指標間の相互関係や優劣については先行研究でも十分明らかにされていない。本論文ではこれを特に議論することなく、10指標を並列的に扱ってきた。今後は、指標間の相互関係や優劣などの問題も含め、この結果を解釈していく必要がある。

(3) 利益調整が証券市場に及ぼす影響

本論文では、企業再編に先立って行われた利益調整の経済的帰結として、証券市場がどのように反応するのかを分析した。国内外を問わず、先行研究では企業再編の公表に対する市場反応として、公表日・取引日周辺における短期の異常リターン、および公表日・取引日から数年間における長期の異常リターンを用いた分析が多数行われている。先行研究の分析によれば、アメリカでは短期と長期のいずれについても、異常リターンはマイナスとなる傾向にある。そして、そのような株価低迷には、業種や資本関係など当事企業の関係や、救済合併や敵対的買収の別など取引の性格が関連していることが指摘されており、とりわけ対価の種類が異常リターンに影響を及ぼすことは、多くの研究で首尾一貫した証拠を得ている。一方、わが国では、短期と長期の異常リターンはほぼゼロであるか、わずかにプラスとなることが例証されている。また、対価の種類によっても統計的に有意な差は検出されていない。

本論文では、まずこうした傾向を確認するために、これら先行研究の追試を行った。その結果、わが国では企業再編の公表日周辺の3日間、および公表日から12ヶ月間で、アメリカで報告されているような株価低迷を観察することはできなかった。また、対価の種類によって異常リターンに顕著な差は生じないことを確認した。したがって、本論文のサンプルからも日本の先行研究と首尾一貫する証拠が得られたことになる。

続いて、本論文では裁量的発生高の水準に基づいてサンプルを分類し、異常リターンの推移を比較した。その結果、公表日周辺で特筆すべき傾向は観察されなかったが、公表日から12ヶ月間の異常リターンは、裁量的発生高の低いグループの方が高くなることが明らかとなった。これは、企業再編前の利益捻出が、長期の異常リターンを引き下げていると解釈できる証拠である。

さらに、本論文では、異常リターンを従属変数、公表前期の裁量的発生高を独立変数とする重回帰モデルを用いて、両者の関連性を分析した。その結果、短期の異常リターンと裁量的発生高との間に関連性はみられなかったが、長期の異常リターンは裁量的発生高と

有意なマイナスの関連性を有することが明らかとなった。また、企業規模調整済み異常リターンを用いた追加検証からも、頑健な証拠を得ることができた。

以上から、企業再編に先立った利益捻出は短期の異常リターンの変化には結びつかないが、長期の異常リターンに対してはマイナスの影響を及ぼすことが明らかとなったのである。この結果については2通りの解釈が成り立ちうる。1つは、決算情報に反映された反転効果による利益の減少を、投資家が追隨的に評価したという解釈である。この解釈によれば、投資家は終始一貫して利益調整の存在を認識していないことになる。いま1つは、反転効果の生じた決算情報によって投資家が利益捻出を見抜き、それに対して能動的にマイナスの評価を下したという解釈である。この解釈のもとでは、投資家は公表時点では利益調整の影響を見抜けていないが、その後に発表された決算情報によって利益調整を見抜き、利益調整に対してペナルティを課したと考えられる。これらの解釈のうちいずれがより妥当するのかについては、今後を検討すべき課題として残される。

また、企業再編に対する市場反応が日米で異なることの原因についても、今後より詳細に分析する必要があるだろう。わが国の再編企業の異常リターンは、対価の種類や裁量的発生高の水準に関わらず平均的にプラスの水準にあり、アメリカのようなマイナスの推移は観察されていなかった。この点は、先行研究でもしばしば指摘される。そして、その理由としては、買収プレミアムなど企業再編の取引に起因するものや、企業再編に対する投資家の経験など証券市場に起因するものが指摘されている。将来的にさらなる要因分析を行うことで、この課題に取り組む必要があるだろう。

第2節 本論文の含意と残された研究課題

本論文で得られた分析結果から、以下のような含意と課題が得られる。まず第1に、経営者は企業再編の後に生じるコストを認識する必要がある。企業再編の交渉に先立った利

利益調整は株式交換比率や合併比率に有利に働き、結果として企業再編に要する交付株式数を低減させることにつながる。しかし、本論文では、利益調整が企業再編の前後で利益の質を低下させることや、企業再編後の株価形成に不利な影響をもたらすことが明らかとなった。また、アメリカの先行研究では、利益の質が低い企業ほど資本コストが高くなることが報告されている。すなわち、利益調整は必ずしも取引の効率性を達成するものではなく、企業再編にかかるコストを増大させうるのである。

現在のところ、わが国ではアメリカほど顕著な株価低迷は確認されていないが、今後わが国の企業再編市場がさらに成熟し、経営者の利益調整がより認知されれば、投資家はそれに対して大きくマイナスの評価を下す可能性はある。1980年代のアメリカを分析対象とした先行研究でも、企業再編件数の増加に伴い、市場反応も大きくなっていることが指摘されている。経営者はこのような市場反応を意識しなければならない。

第2に、投資家に対しては、株式を対価とする企業再編に対する投資戦略上、利益調整について分析を行うことが重要であることを示唆している。アメリカの先行研究では、企業再編の公表時点および公表後数年間における株価低迷の一部が、経営者による利益調整によって説明できることが報告されている。わが国においても、利益捻出を行っている企業ほど長期の異常リターンは低くなることが本論文の分析から明らかとなった。したがって、企業再編に対する投資戦略上、利益捻出を行っている企業とそうでない企業とを識別することが重要な意味を持つと解される。

第3に、基準設定機関に対しては、企業再編に対する情報開示の充実が可能となるような基準の制定が求められる。本論文では、株式を対価とする企業再編で利益調整が確認されたが、現金を対価とする企業再編ではそのような証拠は得られなかった。本論文では、企業再編の形態から対価の種類を判断して分析を行ったが、利益調整を把握するためには、対価の種類がより明確な状態で開示される必要がある。また、本論文では企業再編の公表直前期に利益調整が行われたという仮定のもとで分析を行った。しかし、実際に交渉のどの時点で合併比率や株式交換比率が決定されており、それがどの時点の株価や財務諸表

数値に基づいているのか、さらに株価や財務諸表数値以外にどのような要因が比率の算定に影響しているのか、といった情報を企業外部者が入手することは困難である。

もっとも、近年は、企業再編に関する情報開示も充実が図られている。例えば、「企業結合に係る会計基準」では、取得原価は原則として公表日前の合理的な期間における株価を基礎として算定することが規定されており（基準三・2・(2)・③）、公表日も注記事項とされている（基準四・2・(1)・①および(2)・①）。したがって、同基準が適用される2006年4月以降の企業再編では、利益調整の行われた会計期間をより正確に予想することが可能となった。また、2006年6月には東京証券取引所が「上場制度総合整備プログラム」を策定し、合併比率の算定根拠などについてより詳細な情報開示を求めている。取得原価の算定に関する事項については、利益調整の判断に関わる重要な情報であるので、今後も充実をはかっていく必要がある。また、本論文の分析は、これらの情報開示が要請される以前の期間を対象としている。開示の充実が図られた最近の分析結果がどのように異なるのかについては分析を行わなければならない。

最後に、いくつかの残された課題を挙げておきたい。1つ目は、被取得企業における利益調整の分析である。自社に有利な取引条件で企業再編を実施したいという動機は、取得企業だけでなく被取得企業にも存在するはずである。また、企業再編が敵対的買収である場合、被取得企業は株価の引き上げによって買収を回避しようという動機を持つであろう。したがって、被取得企業も交渉の過程で利益捻出の会計手続き選択を行っている可能性がある。諸外国ではいくつかの先行研究が検証を行っているが、結果が分かっている。一方、わが国の先行研究は存在しない。本論文でも、被取得企業が未上場企業である場合が多く、モデル式の推定が困難であったことから分析しなかった。しかし、近年は上場企業が企業再編の対象になる事例も増加しており、分析の環境が整いつつある。この研究課題については、今後検討する必要がある。

また、企業再編の取引時点における会計手続き選択についても言及しておきたい。本論文では取引前の会計手続き選択に焦点を当て、経営者が利益捻出を行っていることを示唆

する証拠を得た。企業再編をめぐる会計手続き選択として重要ないまひとつの視点は、取引時の会計処理をどのように行うのかというものである。第2章で確認したとおり、企業再編は「企業結合に係る会計基準」にしたがい、経済的実態に応じてパーチェス法と持分プーリング法のいずれかで会計処理される。このとき、パーチェス法を適用した場合は超過収益力の源泉としてのれんを計上し、20年以内の期間にわたり規則的に償却しなければならない。一方、持分プーリング法を適用した場合はのれんの計上と償却が必要ないので、企業再編後に計上される報告利益は相対的に多額となる。したがって、企業再編後の利益を多額に計上したい経営者は、持分プーリング法を適用する動機を持つことになるであろう。もちろん、前述のとおり両者は任意選択ではなく、経済的実態の観点から一定の条件を満たした企業再編のみに持分プーリング法の適用が容認され、それ以外はパーチェス法を適用することが要請される。しかし、現在の日本基準と同様、持分プーリング法の適用が容認されていた APB 意見書第 16 号適用下のアメリカでは、契約条件をアレンジすることで、経営者が恣意的に持分プーリング法を適用していることを示す実証的証拠が多く提示されている。そして、持分プーリング法の裁量的な選択が問題視された結果、2001 年の SFAS 第 141 号で持分プーリング法の適用禁止が規定され、国際的にもパーチェス法への一本化に収斂しているという経緯がある。そこで、限定的ではあるが持分プーリング法の適用を容認しているわが国において、諸外国と同様、合併条件の操作を通じた裁量的な手続き選択が行われているのかについては分析する必要がある。この分析を行うことにより、本論文の主題である企業再編における経営者の会計手続き選択をより包括的に理解することができる。と考える。「企業結合に係る会計基準」は 2006 年 4 月 1 日から始まる事業年度より適用が開始されているので、サンプルの蓄積を待って分析を進めていきたい。

〔補論〕 マネジメント・バイアウトにおける経営者の利益調整行動

第1節 はじめに

主たる分析では、企業再編における利益調整のなかでも、とくに利益捻出に焦点を当てて分析を行ってきた。ここでは補論として、利益圧縮に着目した分析を実施する。具体的に、補論ではマネジメント・バイアウト(management buyout : MBO)に着目し、MBOの公表に先立って、経営者が利益圧縮を行っているのかについて分析を行う。

MBOは、企業の経営陣が株主から自社株を取得したり、あるいは事業部門のトップが当該事業部門の営業譲渡を受けたりすることで独立するという形態の企業再編である¹。アメリカでは収益性の低い多角化企業の再編手段として1980年代から普及しており、わが国でも近年になって注目を集めている。図表1に見られるように、1996年に最初のMBOが確認されて以降、その件数は増加傾向にある。

背景としては、アメリカと同様、ノンコア事業を分離して本業に専念するための子会社再編もしくは事業再編の一環として、多くの企業がMBOを利用し始めたことがある。例えば、2001年の33件は、日産自動車の日産陸送やキリウなどの子会社再編のためにMBOを用いたことが大きく影響している。

また、近年は敵対的買収に対する防衛策として、MBOが利用されるという事例が増加している。そして、実際に敵対的買収をかけられたのち、それに対する対抗措置としてMBOを活用する事例も散見されるようになった。例えば、2004年のソトーのMBOは、投資ファンドのスティール・パートナーズ・ジャパンによる敵対的な株式公開買付(takeover bid : TOB)を受けて実施されたものである(日本経済新聞朝刊2004年1月16日)。

¹ わが国には法律や基準で規定されたMBOの定義は存在しない。なお、MBO制度の整備については、2005年12月に金融庁の金融審議会金融分科会第一部会公開買付制度等ワーキンググループが、また2005年12月および2006年3月に経済産業省の企業価値研究会が、それぞれ見解を公表している。

図表1 わが国の MBO 件数と公表金額の推移

(金額：百万円)

年	投資会社に関係した MBO		それ以外の MBO		MBO 全体	
	件数	金額	件数	金額	件数	金額
1996	1	150	0	0	1	150
1997	0	0	0	0	0	0
1998	2	3,800	0	0	2	3,800
1999	6	5,130	8	3,146	14	8,276
2000	4	13,300	9	19,300	13	32,600
2001	14	78,616	19	1,669	33	80,285
2002	15	75,381	27	1,264	42	76,645
2003	15	143,581	17	4,761	32	148,269
2004	15	40,615	28	1,197	43	41,812
2005	13	281,845	54	15,721	67	297,566
2006	27	668,649	53	18,919	80	687,568
合計	112	1,310,994	215	65,977	327	1,376,971

(出所) レコフ (編集) 『MARR』2007 年 2 月号、20 頁に基づき作成。

さらに、投資ファンドや金融機関が MBO に対する融資を積極的に行うようになってきており、このことも MBO 増加の一因となっている。図表 1 からは、投資会社に関わった MBO の件数と公表金額が、1990 年代の後半から著しく増加していることが分かる。そして、公表金額からも分かるとおり、投資会社の積極的な融資は、取引規模の大きな MBO を実現可能とし、上場企業の MBO も増加させることになった。例えば、2005 年 7 月、ワールドの寺井秀蔵社長は三井住友銀行や中央三井キャピタル等の融資を受け、2,185 億円の大規模な MBO を行っている。

このような背景から、近年のわが国において MBO は注目を集めており、取引の重要性も高まっている。補論では、このような MBO における経営者の会計行動に着目して分析を行うことにする。

MBO を実施する場合、経営者は親会社や投資ファンドなどの株式保有者から自社株式を譲り受けるか、上場企業であれば TOB を通じて株式取得を行うことになる（金融商品取引法 第 27 条 第 2 号）。その際、株式交換や合併の取引と同様に経営者が取引の効率性を追求するのであれば、より安い価格で株式を取得して MBO にかかるコストを低減させようという動機を有すると考えられる。多くの先行研究から明らかなように、会計利益は企業の株価と関連性を有する。したがって、経営者は MBO の公表前に過小な利益を報告することによって株価の引き下げをはかり、より安い取得価格を合理的に提示しようとするかもしれない。先行研究ではこの点に着目し、MBO に先立って経営者が利益圧縮の会計手続き選択を行っているのかについて分析が行われてきた。そして、MBO が早くから定着していたアメリカでは、実際に経営者が利益圧縮の会計手続き選択を行っているという実証的証拠がいくつか報告されている。そこで、補論ではこのような先行研究に基づき、わが国の MBO において経営者が利益調整を行っているのかについて分析する。

分析の結果、以下の点が明らかとなった。まず第 1 に、MBO が公表される 3 期前と比較して、2 期前および 1 期前の裁量的発生高は小さくなり、平均値はマイナスとなる。第 2 に、MBO 以外の目的で TOB を実施した企業の裁量的発生高と比較すると、MBO の実施企業の方が公表の 2 期前および 1 期前の裁量的発生高は小さくなる。

補論の分析は、利用可能なサンプルが極めて少ないために、精度や検定力に問題点がある点は否めない。しかし、MBO に関する経営者の会計行動について分析したわが国の実証研究は皆無であるので、その意味では一定の意義があるものと解される。

補論の構成は以下のとおりである。続く第 2 節では、MBO に先だった経営者の利益調整行動を分析した先行研究をレビューする。第 3 節ではリサーチ・デザインについて説明し、本章で検証する仮説と、仮説検証に用いる裁量的発生高の算定方法を明らかにする。第 4 節では、サンプルの抽出条件と基本統計量について述べる。第 5 節では分析結果を報告する。最後に第 6 節で結論を述べ、今後の課題について検討する。

第2節 先行研究のレビュー

MBO に先立った経営者の利益調整行動を分析したアメリカの先駆的研究としては、DeAngelo[1986]があげられる。DeAngelo[1986]は、1973年から1982年までの10年間にMBOを発表した企業64社をサンプルとして抽出し、MBOに先立った経営者の利益調整行動について分析した。DeAngeloは利益調整の尺度として裁量的発生高を定義し、MBOの公表前3期間における裁量的発生高の推移を観察している。しかし、分析結果からは、MBOの公表前に裁量的発生高が減少するという証拠を得ることはできなかった。

ただし、DeAngelo[1986]の分析には以下のような問題点があることが指摘されている(例えばPerry and Williams[1994])。第1に、裁量的発生高の検出方法である。DeAngelo[1986]は前期の会計発生高を非裁量の会計発生高とみなし、当期と前期の会計発生高の差異を裁量的発生高と定義している。しかし、この方法によると裁量的発生高のなかに非裁量の会計発生高が含まれる可能性がある²。第2に、抽出されたサンプルの特性である。DeAngelo[1986]には、敵対的買収の公表を受けて直ちにMBOが公表されたケースが3割弱含まれている。このようなケースでは、経営者はMBOに先だった利益調整の準備が不十分である可能性がある。また、DeAngelo[1986]のサンプルには、財務困窮企業が多いことも指摘されている。財務困窮企業では財務諸表に対する監査人のチェックが厳しくなるため、経営者の裁量による利益調整行動は制約されることになる。

Perry and Williams[1994]は、このような問題点の改善をはかったうえで、MBO公表前2期間における裁量的発生高の推移について再検証を行った。サンプルは、1981年から1988年までの間にMBOを公表した企業175社である。裁量的発生高は、Jones[1991]が提案したジョーンズ・モデルを用いて推定している。分析の結果、MBOの公表を行った企業の裁量的

² 例えば、会計発生高は平均回帰的な性質を有するので、会計発生高が増加した会計期間の翌期は経営者の意図に関わらず減少することが予想される。しかし、DeAngelo[1986]が採用したモデルはこのような要因を考慮していない。なお、DeAngelo[1986]が採用した裁量的発生高に関する問題点については、Jones[1991]やDechow[1994]、須田[2000]で詳しく論じられている。

発生高は、公表直前期に有意に減少していることが確認された。また、企業規模と業種を基準にして選定されたコントロール企業と比較を行ったところ、MBO 公表直前期におけるサンプル企業の裁量的発生高は、コントロール企業のそれよりも有意に小さいことが明らかとなった。

同様の結果は、Wu [1997]からも得られている。Wu[1997]は対象期間を MBO 公表前 5 期間まで拡大し、裁量的発生高の推移を観察した。サンプルは、1980 年から 1987 年までの間に MBO を公表した企業 87 社である³。裁量的発生高は Perry and Williams[1994]と同様、ジョーンズ・モデルを用いて推定している。分析の結果、MBO の公表直前期に裁量的発生高が有意に減少していることが確認された。また、業種と企業規模によって選ばれたコントロール・サンプルとの比較から、公表直前期における裁量的発生高の減少は MBO を公表した企業のみにもみられる傾向であることを確認した。

さらに、Marquardt and Wiedman [2004]は、MBO における利益圧縮に主としてどの項目が用いられているのかについて分析を行っている。彼らは、売上債権、棚卸資産、仕入債務、および特別損益の各項目について期待外部分を推定し、裁量的発生高が減少する MBO の公表前期において各項目の期待外部分がどのように変化するかを分析した。サンプルは 1995 年から 1999 年の間に MBO を公表した企業 100 社である。その結果、MBO の対象企業は、公表に先立って売上債権の金額を減少させることにより利益調整をはかっていることが明らかとなった。

以上の先行研究はいずれも、MBO の公表に先立って、アメリカの経営者が利益圧縮のための会計手続き選択を行い、MBO にかかるコストを低減させようとしていることを示唆している。以下では、わが国の MBO を分析対象として、公表に先立ち経営者が利益調整を行っているのかについて分析を行う。

³ Wu[1997, pp.386-388]では、DeAngelo[1986]と同一サンプルを用いた分析も実施しており、同様の結果が得られることを確認している。

第3節 リサーチ・デザイン

(1) 仮説の導出

取引の効率性を追及する限り、経営者は MBO にかかるコストを低減させようという動機を持つはずである。とくに考慮すべきは、株式取得にかかるコストである。より安い価格で対象企業の株式を取得できれば、より低コストでの MBO が可能となる。そして、多くの先行研究から明らかなように、会計利益は企業の株価と関連性を有する。したがって、経営者は MBO の公表前に過小な利益を報告することによって株価の引き下げをはかり、より安い取得価格を合理的に提示しようとするかもしれない。

このような議論から、裁量的発生高を利益調整の尺度として定義すれば、以下のような仮説 1 を構築することができる。

仮説 1 : MBO の対象企業の裁量的発生高は、MBO の公表以前の期間に減少する。

一方、MBO と同じく現金を対価として株式を取得する企業再編であっても、他社の株式を取得する場合は利益圧縮の動機は存在しない。したがって、公表以前の期間においても利益圧縮を示唆する裁量的発生高の減少は観察されないはずである。補論では、このような株式取得の企業再編の代表例として TOB を想定し、分析に用いることにした。ただし、上場企業の MBO は TOB の手続きに従って行われることがほとんどであり、本分析で用いる MBO のサンプルもすべてが TOB として公表されたものである。したがって、本分析で用いる TOB からは、MBO の目的で実施されたものを除くことにする。以上のような議論から仮説 2 を構築する。

仮説 2 : MBO の対象企業の裁量的発生高は、MBO 以外の目的で TOB を公表した企業の裁量的発生高よりも、公表以前の期間に小さくなる。

(2) 仮説の検証方法と裁量的発生高の算定方法

このような仮説を検証するため、本分析でも先行研究に従い、MBOの公表前における裁量的発生高の推移を観察する。裁量的発生高の算出には、以下の(1)式から(4)式に示した4種類の推定モデルを用いる。すなわち、ジョーンズ・モデル、修正ジョーンズ・モデル、CFOジョーンズ・モデル、およびCFO修正ジョーンズ・モデルの4種類から会計発生高の非裁量部分 $E[TA]$ を推定し、その予測誤差として裁量的発生高を導出するのである。したがって、裁量的発生高は以下の(5)式のように表すことができる。なお、分散不均一性の緩和や検定力の向上を目的として、いずれの推定モデルにも定数項を含めることにした⁴。また、係数の推定はクロスセクションにより、日経業種中分類に基づく32業種(金融業を除く)について年度ごとに行っている。数式中の会計発生高 TA は、当期純利益から営業キャッシュ・フローを差し引いて計算される。また、 $Asset$ は総資産、 $\Delta Sales$ は売上高の変化額、 ΔAR は売上債権の変化額、 PPE は償却性固定資産、 ΔCFO は営業キャッシュ・フローの変化額をそれぞれ意味している。これらは、本論文の主たる分析と同様の定義である。なお、推定式に含まれる TA 、 $\Delta Sales$ 、 ΔAR 、 PPE および ΔCFO は、期首の総資産 $Asset_{i,t-1}$ で基準化されている。 i は企業 i のデータであることを表す添え字であり、 t は t 期のデータであることを表す添え字である。

①ジョーンズ・モデル：

$$E[TA_{i,t}] = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2(1/Asset_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3\Delta Sales_{i,t} + \hat{\beta}_4PPE_{i,t} \quad (1)$$

②修正ジョーンズ・モデル：

$$E[TA_{i,t}] = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2(1/Asset_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3(\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \hat{\beta}_4PPE_{i,t} \quad (2)$$

③CFOジョーンズ・モデル：

$$E[TA_{i,t}] = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2(1/Asset_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3\Delta Sales_{i,t} + \hat{\beta}_4PPE_{i,t} + \hat{\beta}_5\Delta CFO_{i,t} \quad (3)$$

⁴ Kothari et al.[2005]は、定数項を含むモデルと含まないモデルの検定力を比較分析し、前者の方が第1種の過誤(type one error)、および第2種の過誤(type two error)が少ない点で優れているという結論を下している。

④CFO 修正ジョーンズ・モデル：

$$E[TA_{i,t}] = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 (I/Asset_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3 (\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \hat{\beta}_4 PPE_{i,t} + \hat{\beta}_5 \Delta CFO_{i,t} \quad (4)$$

裁量的発生高の算定：

$$DA_{i,t} = TA_{i,t} - E[TA_{i,t}] \quad (5)$$

本分析では、このようにして導出された裁量的発生高の平均値および中央値の推移を、MBO の公表前3期間にわたって観察する。MBO が実施されると、対象企業が非公開化されてしまい、裁量的発生高の推移を継続的に観察できなくなるケースがでてくる。したがって、本分析では MBO の公表日以降に到来する会計期間については分析対象とはしないことにした。これは、企業再編を公表した翌年までを対象期間としている第4章の分析とは異なっているので注意を要する。

ここで、本論文の主たる分析と同様、MBO の公表日を含む会計期間を t 期と定義する。もしも仮説1が支持されるのであれば、t 期よりも前の期間において MBO の対象企業の裁量的発生高は有意に減少するはずである。

また、仮説2の検証のため、ここでは MBO の対象企業と MBO 以外の目的で TOB を公表した企業との同一期間における裁量的発生高を比較する。対象期間は MBO の公表前3期間である。本分析で用いる MBO のサンプルはすべて上場企業であり、TOB によって実施される。したがって、取締役会で MBO に関する意思決定がなされた時点で、TOB に対する適時開示規則に従ってその旨を開示することが要請される。また、公表後の法手続きについても TOB と同様である（手続きの概要については第2章を参照）。したがって、本分析でも公表日を基準として期間ごとの比較を行うことにする。もしも仮説2が支持されるのであれば、t 期以前の期間における裁量的発生高は、MBO の対象企業の方が TOB の公表企業よりも有意に小さくなるはずである。

なお、すべての分析を通じて有意性検定は平均値には平均値の差の検定を、中央値には Wilcoxon 順位和検定を用いることとする。

第4節 サンプルと基本統計量

(1) サンプル

分析に用いるサンプルを抽出するにあたり、以下の要件を課す。

- ①2003年4月から2007年3月までの期間にMBOを公表した企業であること。
- ②MBOの対象企業が金融業に属していないこと。
- ③MBOの対象企業が上場企業であること。
- ④分析に必要な財務諸表に関するデータが入手可能であること。

これらの要件を課す理由は以下のとおりである。まず、①の要件は、裁量的発生高の算定にキャッシュ・フロー計算書の情報が必要とされるために課された要件である。本分析では、MBOの公表前の3期間を対象としている。このため、サンプルの抽出期間もそれに伴って2003年から2007年までに移行している。なお、サンプルの抽出期間におけるMBOの公表については、株式会社レコフの編集による『Mergers and Acquisitions Research Report : MARR』に基づいて識別する。

②の要件は、金融業の財務諸表が他業種のそれと大きく異なるために課されている。また、③および④は分析に必要な信頼できる財務データが入手可能であるために課した要件である。財務データについては日本経済新聞社の『NEEDS-Financial QUEST』より入手している⁵。未上場企業は、分析に必要なデータの入手が困難である場合が多いので、サンプルからは除外している。財務データについては、原則として連結財務諸表のものをを用いる。ただし、個別財務諸表のみを提出している上場企業については、個別財務諸表のデータを連結財務諸表の代替として使用する。

⁵ 『NEEDS-Financial Quest』から入手できなかった企業のデータについては、有価証券報告書から直接入手した。

図表1 サンプルの所属業種および年

パネルA：サンプルの所属業種

業種	MBO	TOB	業種	MBO	TOB	業種	MBO	TOB
食品	2	2	電気機器	2	1	不動産	1	2
繊維	2	4	造船	0	0	鉄道・バス	0	1
パルプ・紙	0	1	自動車	1	1	陸運	0	1
化学工業	2	1	その他輸送機器	0	0	海運	0	2
医薬品	0	0	精密機器	0	1	空運	0	0
石油	0	0	その他製造業	2	4	倉庫・運輸関連	0	1
ゴム	0	2	水産	0	0	通信	0	1
窯業	2	2	鉱業	0	0	電力	0	0
鉄鋼業	0	0	建設	0	2	ガス	0	0
非鉄金属	0	0	商社	3	1	サービス	4	8
機械	3	2	小売業	0	5	合計	24	45

(注) 業種は日経業種中分類に基づいている。

パネルB：企業再編の公表年

公表年	MBO	TOB	合計
2003年	4	6	10
2004年	3	17	20
2005年	5	6	11
2006年	10	9	19
2007年	2	7	9
合計	24	45	69

本分析では、MBO 以外の目的で TOB を公表した企業についても、比較のために分析を行っている。このような TOB のサンプルについても、同様の要件にしたがって抽出した。すなわち、2003 年 4 月から 2007 年 3 月までに TOB を公表した、金融業以外に属する上場企業がサンプルとして抽出されることになる。

以上の要件を満たしたサンプルは、MBO を公表した企業（以下、MBO 企業と表記する）が 24 社、MBO 以外の目的で TOB を公表した企業（以下、TOB 企業と表記する）が 45 社であった。

図表 1 は、これらサンプルの所属業種および公表年を要約したものである。まず、パネル A に着目すると、MBO 企業の業種はサービス業が 4 件（16.7%）と最も多く、ついで商社と機械がそれぞれ 3 件（12.5%）と多くなっていることが分かる。ただし、サンプルが極端に集中している業種は存在しない。また、TOB 企業で最も多いのもサービス業の 8 件であり、サンプルの 17.8% を占めている。ついで多いのが小売業の 5 件であり、11.1% を占める。TOB 企業についても極端な業種の偏りは確認できない。

一方、パネル B に着目すると、MBO 企業は 2006 年に公表されたものが最も多いことが分かる。TOB 企業で最も多いのは 2004 年に公表されたものである。

（2）推定モデルの基本統計量

図表 2 は会計発生高の推定モデルの係数と、自由度調整済み決定係数の分布を要約したものである。これは、裁量的発生高の計算が必要となる 6 年分の年度ごと、日経業種中分類によって分けられた 32 業種（金融業は除く）ごとに推定された係数および自由度調整済み決定係数の分布を表している。本分析のサンプルとして抽出された MBO 企業もしくは TOB 企業が含まれていない年度・業種も分布には含まれている。ただし、企業数が少ないためにモデルの推定が行えない年度・業種は除かれている。

図表 2 をみると、MBO 企業と TOB 企業との間で係数の大きさに顕著な差は存在しないことが分かる。また、4 種類の会計発生高推定モデル間でも、共通する変数にかかる係数

図表2 会計発生高推定モデルの係数および決定係数の分布

パネルA：ジョーンズ・モデル

	MBO					TOB				
	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
β_1	-0.007	0.024	-0.025	-0.006	0.004	-0.007	0.024	-0.024	-0.006	0.004
β_2	55.446	146.502	-62.721	28.161	112.730	35.205	103.073	-65.277	27.907	111.905
β_3	0.046	0.074	-0.001	0.028	0.085	0.054	0.105	-0.001	0.029	0.085
β_4	-0.055	0.034	-0.065	-0.047	-0.035	-0.055	0.034	-0.062	-0.048	-0.035
$adj.R^2$	0.153	0.127	0.064	0.113	0.243	0.153	0.131	0.065	0.114	0.239

パネルB：修正ジョーンズ・モデル

	MBO					TOB				
	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
β_1	-0.007	0.024	-0.025	-0.007	0.002	-0.007	0.024	-0.023	-0.007	0.003
β_2	68.836	142.787	-62.408	52.499	143.402	51.530	109.375	-62.588	52.633	127.407
β_3	0.014	0.089	-0.031	0.001	0.058	0.021	0.121	-0.034	0.007	0.045
β_4	-0.054	0.033	-0.065	-0.046	-0.035	-0.054	0.034	-0.059	-0.046	-0.038
$adj.R^2$	0.145	0.123	0.058	0.101	0.213	0.147	0.125	0.066	0.109	0.211

パネルC：CFO ジョーンズ・モデル

	MBO					TOB				
	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
β_1	-0.012	0.014	-0.025	-0.012	0.000	-0.013	0.014	-0.027	-0.011	-0.002
β_2	34.776	79.231	0.808	44.415	92.900	31.514	76.914	1.020	46.971	94.684
β_3	0.057	0.052	0.027	0.056	0.090	0.062	0.058	0.032	0.058	0.089
β_4	-0.044	0.014	-0.055	-0.039	-0.032	-0.044	0.014	-0.057	-0.040	-0.033
β_5	-0.601	0.218	-0.697	-0.603	-0.433	-0.597	0.213	-0.697	-0.597	-0.426
$adj.R^2$	0.495	0.207	0.294	0.490	0.646	0.485	0.205	0.294	0.476	0.640

パネルD：CFO 修正ジョーンズ・モデル

	MBO					TOB				
	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
β_1	-0.013	0.014	-0.025	-0.012	-0.001	-0.013	0.013	-0.026	-0.012	-0.003
β_2	43.175	81.073	5.072	57.333	107.101	40.584	79.317	8.628	59.504	98.623
β_3	0.045	0.062	-0.001	0.046	0.080	0.049	0.069	0.002	0.050	0.079
β_4	-0.043	0.014	-0.055	-0.039	-0.031	-0.043	0.014	-0.057	-0.040	-0.032
β_5	-0.604	0.220	-0.728	-0.625	-0.426	-0.600	0.216	-0.713	-0.620	-0.422
$adj.R^2$	0.486	0.207	0.287	0.483	0.627	0.476	0.205	0.286	0.458	0.623

の水準に大差はない。しかし、須田・首藤[2004]が指摘するように、営業キャッシュ・フローの変化額を変数に含めることで、推定モデルの自由度調整済み決定係数は著しく改善されることが分かる。ただし、ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルのいずれも、自由度調整済み決定係数の平均値および中央値は14%から15%程度であるので、分析上の問題はないと判断する。

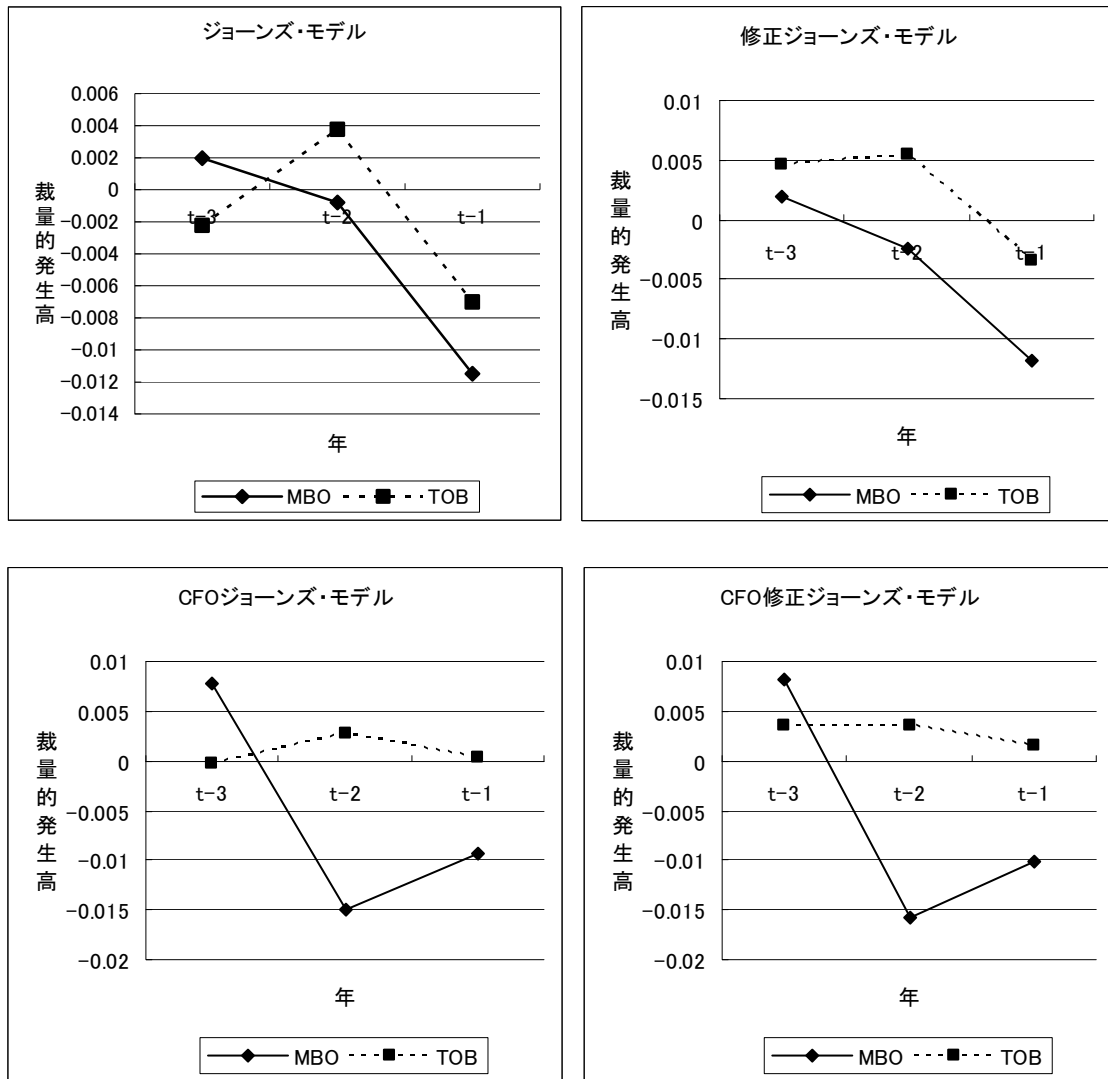
第5節 分析結果

図表3は、公表前3期間にわたるMBO企業およびTOB企業の裁量的発生高の推移を表したものである。いずれも平均値を表している。ただし、異常値の影響を緩和するため、各期間の平均値から標準偏差の3倍以上大きい（小さい）値については、その値を除いた最大値（最小値）に置換している。

前述のとおり、公表日を含む会計期間を t 期と定義する。ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルを用いた場合は、公表の3期前から2期間にわたり、裁量的発生高は減少する傾向にある。一方、CFOジョーンズ・モデルおよびCFO修正ジョーンズ・モデルを採用した場合は、 $t-2$ 期から $t-1$ 期にかけてやや増加に転じる傾向が見られる。しかし、3期前の水準と比較すれば、公表前の2期間における裁量的発生高は低い水準にある。これは、仮説1とおおむね整合する傾向であるといえるであろう。すなわち、MBOの公表より前の期間において、経営者はMBOのための株式取得に要するコストを低減するため、利益圧縮の会計手続きを選択していることが指摘できる。

一方、TOB企業の裁量的発生高と水準を比較すると、以下のような点が確認できる。まず、4種類の推定モデルのいずれを用いた場合も、 $t-3$ 期における両者の裁量的発生高はほぼ同水準であるか、MBO企業の方がわずかに高い傾向にある。しかし、 $t-2$ 期と $t-1$ 期はMBO企業の方がTOB企業よりも低い水準にある。これは、仮説2と整合する結果である

図表3 MBO企業の裁量的発生高の推移



といえよう。すなわち、株式取得のコストを低減させるという動機を有する MBO 企業の経営者は、そのような動機を持たない TOB 企業の経営者と比較して、公表前期に利益圧縮の会計手続きを選択することが指摘できる。

これらの傾向について有意性検定を実施した結果が図表4および図表5である。図表4は前期からの変化に関する有意性検定の結果であり、図表5は同一期間における MBO 企業と TOB 企業の差異に関する有意性検定の結果である。有意確率は、平均値については平均

図表4 MBO企業の裁量的発生高の時系列推移 (N=24)

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t-2$	-0.003 (0.809)	0.011 (0.949)	-0.004 (0.719)	0.007 (0.983)	-0.023* (0.079)	-0.026 (0.106)	-0.024* (0.064)	-0.018 (0.148)
$\Delta t-1$	-0.011 (0.750)	-0.006 (0.984)	-0.009 (0.805)	-0.008 (0.936)	0.006 (0.415)	0.009 (0.263)	0.006 (0.415)	0.004 (0.347)
t-3vs. t-1	-0.013 (0.614)	0.005 (0.828)	-0.014 (0.584)	0.000 (0.877)	-0.017 (0.413)	-0.018 (0.599)	-0.018 (0.378)	-0.014 (0.599)

(注) 図表中の t 期は、企業再編の公表日を含む会計期間であることを意味している。数値は各期間における裁量的発生高の増分を表しており、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味している (両側検定)。括弧内の値は有意確率を表し、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定の結果として導出されたものである。

図表5 TOB企業との期間別比較

	ジョーンズ		修正ジョーンズ		CFO ジョーンズ		CFO 修正ジョーンズ	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
t-3	0.004 (0.701)	-0.010 (0.899)	-0.003 (0.830)	-0.007 (0.722)	0.008 (0.436)	0.004 (0.575)	0.005 (0.699)	-0.002 (0.929)
t-2	-0.005 (0.690)	0.009 (0.939)	-0.008 (0.499)	0.006 (0.760)	-0.018* (0.050)	-0.017* (0.069)	-0.019** (0.035)	-0.011* (0.056)
t-1	-0.004 (0.781)	0.008 (0.693)	-0.008 (0.588)	0.006 (0.780)	-0.010 (0.419)	-0.014 (0.609)	-0.012 (0.327)	-0.015 (0.410)

(注) 図表中の t 期は企業再編の公表日を含む会計期間であることを表す。数値は [MBO 企業 - TOB 企業] として算定されたものであり、***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準でそれぞれ有意であることを意味している (両側検定)。括弧内の値は有意確率を表し、平均値については平均値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定の結果として導出されたものである。

値の差の検定、中央値については Wilcoxon 順位和検定に基づいて導出している。

まず、図表 4 に着目すると、CFO ジョーンズ・モデルと CFO 修正ジョーンズ・モデルを用いた場合に、t-3 期から t-2 期にかけての平均値が 10%水準で有意に減少していることが分かる。ただし、それ以外で有意となっているケースは存在しない。t-2 期から t-1 期にかけても、すべての推定モデルを採用した場合で有意とはならなかった。また、t-3 期と t-1 期を比較した場合にも、ほとんどのケースで t-1 期の方が低い水準となったが、統計的に有意な証拠は得ることができなかった。

一方、図表 5 に着目すれば、CFO ジョーンズ・モデルと CFO 修正ジョーンズ・モデルを用いた場合に、t-2 期における裁量的発生高の平均値と中央値が、TOB 企業よりも 10%から 5%の水準で有意に低いことが分かる。ただし、ジョーンズ・モデルと修正ジョーンズ・モデルを採用した場合には有意とはなっていない。また、公表直前期の t-1 期の水準比較からも、すべてのケースで有意な証拠を得ることはできなかった。

以上の分析結果は、次のように要約できる。すなわち、グラフの推移を見る限り、仮説 1 および 2 はおおむね支持されると解される。ただし、有意性検定では、CFO ジョーンズ・モデルと CFO 修正ジョーンズ・モデルのみで有意な証拠を得るにとどまった。さらに、公表直前期の t-1 期では、すべてのケースで有意とはならなかった。つまり、統計的な観点からは、仮説を支持する強力な証拠は得られなかったことになる。

第 6 節 要 約

補論では、MBO に着目し、MBO 対象企業の経営者がその公表に先立ち、利益圧縮のための会計手続き選択を行っているのかについて分析を行った。分析には会計発生高推定モデルから導出した 4 種類の裁量的発生高を用い、MBO の公表前 3 期間にわたってその推移を観察した。その結果、以下のような傾向が確認できた。

まず、公表の3期前と比較して、2期前および1期前におけるMBO企業の裁量的発生高は小さくなり、また平均値もマイナスとなる傾向にある。また、TOB企業の水準と比較すると、公表の2期前および1期前にMBO企業の裁量的発生高の方が小さくなることが確認できた。これは、株式取得に関するコストを低減させてMBOに関する取引を効率的に実施するため、経営者が株価の引き下げを目的として利益圧縮を行っていることの証拠と解釈することができる。ただし、有意性検定の結果では、統計的に有意となったのは公表2期前のみであり、公表直前期においては有意な証拠を検出することはできなかった。これは、公表直前期に裁量的発生高の有意な減少を確認しているアメリカの先行研究とはやや異なる結果である。

このような結果となった理由としては、以下のようなことが考えられる。第1に、サンプル数の問題である。近年になりMBOの件数が増加したとはいえ、本章で抽出したサンプル数は非常に少ない。したがって、分析の精度が低下した結果、経営者の利益圧縮行動に関する証拠が検出されなかったのだと思われる。第2に、わが国にMBOの実務が普及して間もないということである。第1節で見たように、わが国でMBOが多く見られるようになったのは2000年以降のことであり、MBOに関する経験は浅い。したがって、経営戦略の一環としてコスト低減を図るという明確な意図が経営者にはない可能性がある。

「選択と集中」の経営戦略や敵対的買収の増加などの経営環境の変化を受け、わが国においてもMBOの重要性は今後ますます高まるものと思われる。MBOにおける経営者の会計行動については、追加的な分析が必要である。

引用・参考文献

- Abarbanell, J.S., and R. Lehavy, "Biased Forecasts or Biased Earnings? The Role of Reported Earnings in Explaining Apparent Bias and Over/Underreaction in Analysts' Earnings Forecasts," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.36, No.1-3 (December 2003), pp.105-146.
- Aboody, D., R. Kasznik, and M. Williams, "Purchase versus Pooling in Stock-for-Stock Acquisitions: Why Do Firms Care ?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol.29, No.3 (June 2000), pp.261-286.
- Agrawal, A., J. Jaffe, and G. Mandelker, "The Post-Merger Performance of Acquiring Firms : A Re-examination of an Anomaly," *The Journal of Finance*, Vol.47, No.4 (September 1992), pp.1605-1621.
- Ali, A., and P. Zarowin, "The Role of Earnings Levels in Annual Earnings>Returns Studies," *Journal of Accounting Research*, Vol.30, No.2 (Autumn 1992), pp.286-296.
- Amihud, Y., B. Lev, and N.G. Travlos, "Corporate Control and the Choice of Investment Financing," *The Journal of Finance*, Vol.45, No.2 (April 1990), pp.603-616.
- Amit, R., J. Livnat and P. Zarowin, "A Classification of Mergers and Acquisitions by Motives: Analysis of Market Responses," *Contemporary Accounting Research*, Vol.6, No.1 (Fall 1989), pp.143-158.
- Andrade, G., M. Mitchell and E. Stafford, "New Evidence and Perspectives on Mergers," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.15, No.2 (Spring 2001), pp.103-120.
- Andre, P., M. Kooli, and J. L'Her, "The Long-Run Performance of Mergers and Acquisitions: Evidence from the Canadian Stock Market," *Financial Management*, Vol.33, No.4 (Winter 2004), pp.27-43.

- Ang, J.S., and Y. Cheng, "Direct Evidence on the Market-Driven Acquisitions Theory," *Journal of Financial Research*, Vol.29, No.2 (June 2006), pp.199-216.
- Asquith, P., "Merger Bids, Uncertainty, and Stockholder Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol.11, No.1-4 (April 1983), pp.51-83.
- Asquith, P., R. Bruner, and D. Mullins, Jr., "The Gains to Bidding Firms from Merger," *Journal of Financial Economics*, Vol.11, No.1-4 (April 1983), pp.121-139.
- Baber, W., P. Fairfield, and J. Haggard, "The Effect of Concern about Reported Income on Discretionary Spending Decisions: The Case of Research and Development," *The Accounting Review*, Vol.66, No.4 (October 1991), pp.818-829.
- Ball, R., S.P. Kothari, and A. Robin, "The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.29, No.1 (February 2000), pp.1-51.
- Ball, R., and L. Shivakumar, "The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition," *Journal of Accounting Research*, Vol.44, No.2 (May 2006), pp.207-242.
- Bange, M.M., and W.F.M. DeBondt, "R&D Budgets and Corporate Earnings Targets," *Journal of Corporate Finance*, Vol.4, No.2 (June 1998), pp. 153-184.
- Bao, B.H., and D.H. Bao, "Income Smoothing, Earnings Quality and Firm Valuation," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.31, No.9-10 (November-December 2004), pp.1525-1557.
- Barber, B. M., and J. D. Lyon, "Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics," *Journal of Financial Economics*, Vol.43, No.3 (March 1997), pp.341-372.
- Barragato, C.A., and A. Markelevich, "Earnings Quality Following Corporate Acquisitions," *Working Paper*, Long Island University, 2003.
- Barth, M.E., D.P. Cram, and K.K. Nelson, "Accruals and the Prediction of Future Cash Flows," *The*

- Accounting Review*, Vol.76, No.1 (January 2001), pp.27-58.
- Bartov, E., "The Timing of Asset Sales and Earnings Manipulation," *The Accounting Review*, Vol.68, No.4 (October 1993), pp.840-856.
- Basu, S., "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.24, No.1 (December 1997), pp.3-37.
- Beatty, A., S. S. Chamberlain, and J. Magliolo, "Managing Financial Reports of Commercial Banks: The Influence of Taxes, Regulatory Capital and Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol.33, No.2 (May 1995), pp.231-261.
- Beaver, W.H., "Perspectives on Recent Capital Market Research," *The Accounting Review*, Vol.77, No.2 (April 2002), pp.453-474.
- Becker, C.L., M.L. Defond, J. Jiambalvo, and K.R. Subramanyam, "The Effect of Audit Quality on Earnings Management," *Contemporary Accounting Research*, Vol.15, No.1 (Spring 1998), pp.1-24.
- Berger, P., and E. Ofek, "Diversification's Effect on Firm Value," *Journal of Financial Economics*, Vol.37, No.1 (January 1995), pp.39-65.
- Bhagat, S., M. Dong, D. Hirshleifer, and R. Noah, "Do Tender Offers Create Value? New Methods and Evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol.76, No.1 (April 2005), pp.3-60.
- Botsari, A., and G. Meeks, "Do Acquirers Overstate Earnings Prior to a Share Bid?" *Working Paper*, University of Warwick, 2006.
- Bradley, M., "Interfirm Tender Offers and the Market for Corporate Control," *Journal of Business*, Vol.54, No.4 (October 1980), pp.345-376.
- Bradley, M., A. Desai, and E.H. Kim, "Synergistic Gains from Corporate Acquisitions and Their Division between the Stockholders of Target and Acquiring Firms," *Journal of Financial Economics*, Vol.21, No.1 (May 1988), pp.3-40.
- Brown, P., *Capital Markets-Based Research in Accounting : An Introduction*, Cooper and Lybrand,

- 1994.山地秀俊・音川和久（訳）『資本市場理論に基づく会計学入門』勁草書房、1999年。
- Burgstahler, D., and I. Dichev, “Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.24, No.1(December 1997), pp.99-126.
- Burgstahler, D., and M.J. Eames, “Earnings Management to Avoid Losses and Earnings Decrease: Are Analysts Fooled?” *Contemporary Accounting Research*, Vol.20, No.2 (Summer 2003), pp.253-294.
- Burgstahler, D., L. Hail, and C. Leuz, “The Importance of Reporting Incentives: Earnings Management in European Private and Public Firms,” *The Accounting Review*, Vol.81, No.5 (October 2006), pp.983-1016.
- Bushee, B., “The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior,” *The Accounting Review*, Vol.73, No.3 (July 1998), pp.305-333.
- Bushman, R., Q. Chen, E. Engel, and A. Smith, “Financial Accounting Information, Organizational Complexity and Corporate Governance Systems,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.37, No.2 (June 2004), pp.139-201.
- Cahan, S.T., “The Effect of Antitrust Investigations on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political Cost Hypothesis,” *The Accounting Review*, Vol.67, No.1(January 1992), pp.77-95.
- Campbell, J.Y., A.W. Lo, and A.C. Mackinaly, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997.祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治『ファイナンスのための計量分析』共立出版、2003年。
- Cheng, Q., and T.D. Warfield, “Equity Incentives and Earnings Management,” *The Accounting Review*, Vol.80, No.2 (April 2005), pp.441-476.
- Clark, K., and E. Ofek, “Mergers as a Means of Restructuring Distressed Firms: An Empirical Investigation,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.29, No.4 (December 1994), pp.541-565.

- Collins, D.W., and S.P. Kothari, "An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.11, No.2-3 (July 1989), pp.143-181.
- Collins, D.W., E.L. Maydew, and I.S. Weiss, "Changes in the Value-relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.24, No.1 (December 1997), pp.39-67.
- Collins, J.H., D.A. Shackelford, and J. Wahlen, "Bank Differences in the Coordination of Regulatory Capital, Earnings, and Taxes," *Journal of Accounting Research*, Vol.33, No.2 (Autumn 1995), pp.263-291.
- Comment, R., and G. Jarrell, "Corporate Focus and Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol.37, No.1 (January 1995), pp.67-87.
- Comment, R., and G.W. Schwert, "Poison or Placebo? Evidence on the Deterrence and Wealth Effects of Modern Antitakeover Measures," *Journal of Financial Economics*, Vol.39, No.1 (February 1994), pp.3-43.
- Davis, M.L., "Differential Market Reaction to Pooling and Purchase Methods," *The Accounting Review*, Vol.65, No.3 (July 1990), pp.696-709.
- DeAngelo, L., "Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Shareholders," *The Accounting Review*, Vol.61, No.3 (July 1986), pp.400-420.
- Dechow, P., "Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.18, No.1 (July 1994), pp.3-42.
- Dechow, P.M., and I.D. Dichev, "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review*, Vol.77 (Supplement 2002), pp.35-59.
- Dechow, P.M., S. Richardson, and I. Tuna, "Why Are Earnings Kinky? An Examination of the

- Earnings Management Explanation,” *Review of Accounting Studies*, Vol.8, No.2-3 (September 2003), pp.355-384.
- Dechow, P.M., and C.M., Schrand, *Earnings Quality*, The Research Foundation of CFA Institute (June 2004).
- Dechow, P.M., and D.J. Skinner, “Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners, and Regulations,” *Accounting Horizons*, Vol.14, No.2 (June 2000), pp.235-250.
- Dechow, P.M., R.G. Sloan and A.P. Sweeny, “Detecting Earnings Management,” *The Accounting Review*, Vol.70, No.2 (April 1995), pp.163-225.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo, “Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.17, No.1-2 (January 1994), pp.145-176.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser, “Earnings Management to Exceed Thresholds,” *Journal of Business*, Vol.72, No.1 (January 1999), pp.1-33.
- Demski, J., “Performance Measure Manipulation,” *Contemporary Accounting Research*, Vol.15, No.2(Summer 1998), pp.261-285.
- Dichev, I.D., and V.W. Tang, “Matching and the Changing Properties of Accounting Earnings over the Last 40 Years,” *Working Paper*, University of Michigan, 2007.
- Dodd, P., “Merger Proposals, Management Discretion and Stockholder Wealth,” *Journal of Financial Economics*, Vol.8, No.2 (June 1980), pp.105-138.
- Dodd, P., and R. Ruback, “Tender Offers and Stockholder Returns : An Empirical Analysis,” *Journal of Financial Economics*, Vol.5, No.3 (December 1977), pp.351-374.
- Dutta, S., and V. Jog, “The Long Term Performance of Acquiring Firms: A Re- Examination of an Anomaly,” *Working Paper*, St. Francis Xavier University, 2007.
- Easton, P.D., and T.S. Harris, “Earnings as an Explanatory Variable for Returns,” *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.1 (Spring 1991), pp.19-36.

- Easton, P.D., and M.E. Zmijewski, "Cross-Sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.11, No.2-3 (July 1989), pp.117-141.
- Eckbo, B.E., "Horizontal Mergers, Collusion, and Stockholder Wealth," *Journal of Financial Economics*, Vol.11, No.1-4 (April 1983), pp.241-273.
- Erickson, M., and S. Wang, "Earnings Management by Acquiring Firms in Stock for Stock Mergers," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.27, No.2 (April 1999), pp.149-176.
- Fama, E.F., "Market Efficiency, Long-run Returns and Behavioral Finance," *Journal of Financial Economics*, Vol.49, No.3 (September 1998), pp.283-306.
- Fama, E.F., and K.R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *The Journal of Finance*, Vol.47, No.2 (June 1992), pp.427-465.
- Fama, E.F., and K.R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol.33, No.1 (February 1993), pp.3-56.
- Fields, T.D., T.Z. Lys, and L. Vincent, "Empirical Research on Accounting Choice," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.31, No.1-3 (September 2001), pp.255-307.
- Francis, J., "Discussion of Empirical Research on Accounting Choice," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.31, No.1-3 (September 2001), pp.309-319.
- Francis, J., R. LaFond, P.M. Olsson, and K. Shipper, "Cost of Equity and Earnings Attributes," *The Accounting Review*, Vol.79, No.4 (October 2004), pp.967-1010.
- Francis, J., R. LaFond, P.M. Olsson, and K. Shipper, "The Market Pricing of Accruals Quality," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.39, No.2 (June 2005), pp.295-327.
- Francis, J., and K. Schipper, "Have Financial Statements Lost Their Relevance?" *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.2 (Autumn 1999), pp.319-352.
- Franks, J., R. Harris, and S. Titman, "The Postmerger Share-price Performance of Acquiring Firms," *Journal of Financial Economics*, Vol.29, No.1 (March 1991), pp.81-96.

- Givoly, D., and C. Hayn, "The Changing Time-Series of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol.29, No.3 (June 2000), pp.287-320.
- Garza-Gomez, X., M. Okumura, and M. Kunimura, "Discretionary Accrual Models and the Accounting Process," *Kobe Economic and Business Review*, Vol.45 (2000), pp.103-135.
- Greene, W.H., *Econometric Analysis: Fifth Edition*, Prentice Hall, 2002.
- Gregory, A., "An Examination of the Long Run Performance of UK Acquiring Firms," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.24, No.7-8 (September 1997), pp.971-1002.
- Guidry, F., A. Leone, and S. Rock, "Earnings-based Bonus Plans and Earnings Management by Business-unit Managers," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.26, No.1-3 (January 1999), pp.113-142.
- Han, J.C.Y., and S.W. Wang, "Political Cost and Earnings Management of Oil Companies During the 1990 Persian Gulf Crisis," *The Accounting Review*, Vol.73, No.1 (January 1998), pp.103-117.
- Healy, P.M., "The Effect of Bonus Scheme on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.7, No.1-3 (April 1985), pp.85-107.
- Healy, P.M., K. Palepu, and R. Ruback, "Does Corporate Performance Improve after Mergers?" *Journal of Financial Economics*, Vol.31, No.2 (April 1992), pp.135-175.
- Healy, P.M., and J.M. Wahlen, "A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting," *Accounting Horizons*, Vol.13, No.4 (December 1999), pp.365-383.
- Heron, R., and E. Lie, "Operating Performance and the Method of Payment in Takeovers," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.37, No.1 (March 2002), pp.137-155.
- Holthausen, R., D. Larcker, and R. Sloan, "Annual Bonus Schemes and the Manipulation of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.19, No.2-3 (March-May 1995), pp.29-74.
- Hong, H., R.S. Kaplan, and G. Mandelker, "Pooling vs. Purchase: The Effects of Accounting for

- Mergers on Stock Prices,” *The Accounting Review*, Vol.53, No.1 (January 1978), pp.31-47.
- Hunt, A., S.E. Moyer, and T. Shevlin, “Earnings Volatility, Earnings Management, and Equity Value,” *Working Paper*, University of Washington, 2000.
- Jarrell, G., and M. Bradley, “The Economic Effect of Federal and State Regulations of Cash Tender Offers,” *Journal of Law and Economics*, Vol.23, No.2 (October 1980), pp.371-407.
- Jensen, M.C., “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers,” *The American Economic Review*, Vol.76, No.2 (May 1986), pp.323-339.
- Jensen, M.C., and R.S. Ruback, “The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence,” *Journal of Financial Economics*, Vol.11, No.1-4 (April 1983), pp.5-50.
- Jones, J., “Earnings Management during Import Relief Investigations,” *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.2 (Autumn 1991), pp.193-228.
- Kang, J.K., “The International Market for Corporate Control,” *Journal of Financial Economics*, Vol.34, No.3 (December 1993), pp.345-371.
- Kang, J., and A. Shivdasani, “Corporate Restructuring during Performance Declines in Japan,” *Journal of Financial Economics*, Vol.46, No.1 (October 1997), pp.29-65.
- Kang, J.K., A. Shivdasani and T. Yamada, “The Effect of Bank Relations on Investment Decisions: An Investigation of Japanese Takeover Bids,” *The Journal of Finance*, Vol.55, No.5 (October 2000), pp.2197-2218.
- Kaplan, S., and M. Weisbach, “The Success of Acquisitions : Evidence from Divestitures,” *The Journal of Finance*, Vol.47, No.1 (March 1992), pp.107-138.
- Kasznik, R., “On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management,” *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.1 (Spring 1999), pp.57-81.
- Kohlbeck, M., and T. Warfield, “The Effects of Principles-Based Accounting Standards on Accounting Quality,” *Working Paper*, University of Wisconsin, 2005.
- Kormendi, R., and R.C. Lipe, “Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns,”

- Journal of Business*, Vol.60, No.3 (July 1987), pp.323-345.
- Kothari, S.P., "Capital Markets Research in Accounting," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.31, No.1-3 (September 2001), pp.105-231.
- Kothari, S.P., A.J. Leone, and C.E. Wasley, "Performance Matched Discretionary Accrual Measures" *Journal of Accounting and Economics*, Vol.39, No.1 (February 2005), pp.163-197.
- Kothari, S.P., and J.B. Warner, "Measuring Long-horizon Security Price Performance," *Journal of Financial Economics*, Vol.43, No.3 (March 1997), pp.301-340.
- Kruse, T.A., H.Y. Park, K. Park and K. Suzuki, "Long-term Performance Following Mergers of Japanese Companies: The Effect of Diversification and Affiliation," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.15 (2007), pp.154-172.
- Kummer, D., and R. Hoffmeister, "Valuation Consequences of Cash Tender Offers," *The Journal of Finance*, Vol.33, No.2 (May 1978), pp.505-516.
- Lang, L.H.P., R.M. Stulz, and R.A. Walkling, "Managerial Performance, Tobin's Q, and the Gains from Successful Tender Offers," *Journal of Financial Economics*, Vol.24, No.1 (September 1989), pp.137-154.
- Langetieg, T., "An Application of a Three-Factor Performance Index to Measure Stockholders Gains from Mergers," *Journal of Financial Economics*, Vol.6, No.4 (December 1978), pp.365-384.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. Wysocki, "Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison," *Journal of Financial Economics*, Vol.69, No.3 (September 2003), pp.505-527.
- Lev, B., "Some Economic Determinants of Time-series Properties of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.5, No.1 (April 1983), pp.31-48.
- Lev, B., and P. Zarowin, "The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them," *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.2 (Autumn 1999), pp.353-385.
- Lewellen, W., C. Loderer and A. Rosenfeld, "Merger Decisions and Executive Stock Ownership in

- Acquiring Firms,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.7, No.1-3 (April 1985), pp.209-231.
- Limmack, R.J., “Corporate Mergers and Shareholder Wealth Effects: 1977-1986,” *Accounting and Business Research*, Vol.21, No.83 (Summer 1991), pp.239-251.
- Lipe, R., “The Relation between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information,” *The Accounting Review*, Vol.65, No.1 (January 1990), pp.49-71.
- Loughran, T., and A.M. Vijh, “Do Long-Term Shareholders Benefit from Corporate Acquisitions?” *The Journal of Finance*, Vol.52, No.5 (December 1997), pp.1765-1790.
- Louis, H., “Earnings Management and Market Performance of Acquiring Firms,” *Journal of Financial Economics*, Vol.74, No.1 (October 2004), pp.121-148.
- Malatesta, P.H., “The Wealth Effect of Merger Activity and the Objective Functions of Merging Firms,” *Journal of Financial Economics*, Vol.11, No.1-4 (April 1983), pp.155-181.
- Mandelker, G., “Risk and Return: The Case of Merging Firms,” *Journal of Financial Economics*, Vol.1, No.4 (December 1974), pp.303-335.
- Marquardt, C.A., and C.I. Wiedman, “How Are Earnings Managed? An Examination of Specific Accruals,” *Contemporary Accounting Research*, Vol.21, No.2 (Summer 2004), pp.461-491.
- Matsumoto, D.A., “Management’s Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises,” *The Accounting Review*, Vol.77, No.3 (July 2002), pp.483-514.
- McNichols, M.F., “Research Design Issues in Earnings Management Studies,” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.19, No.4-5 (Winter 2000), pp.313-345.
- McNichols, M.F., “Discussion of the Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors,” *The Accounting Review*, Vol.77, No.4 (Supplement 2002), pp.61-69.
- McNichols, M.F., and P. Wilson, “Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts,” *Journal of Accounting Research*, Vol.26 (Supplement 1988), pp.1-31.
- Mitchell, M.L., and E. Stafford, “Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance,”

- Journal of Business*, Vol.73, No.3 (July 2000), pp.287-329.
- Moeller, S., F.P. Schlingemann, and R.M. Stulz, "Do Shareholders of Acquiring Firms Gain from Acquisitions?" *Working Paper*, Ohio State University, 2003.
- Morck, R., A. Shleifer, and R.W. Vishny, "Do Managerial Motives Drive Bad Acquisitions?" *The Journal of Finance*, Vol.45, No.1 (February 1990), pp.31-48.
- Moyer, S., "Capital Adequacy Ratio Regulations and Accounting Choices in Commercial Banks," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.13, No.2 (July 1990), pp.123-154.
- Parrino, J.D., and R.S. Harris, "Takeovers, Management Replacement, and Post- Acquisition Operating Performance: Some Evidence from the 1980s," *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol.11, No.4 (Winter 1999), pp.88-97.
- Penman, S.H., and X. Zhang, "Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns," *The Accounting Review*, Vol.77, No.2 (April 2002), pp.237-264.
- Perry, S., and R. Grinaker, "Earnings Expectation and Discretionary Research and Development Spending," *Accounting Horizons*, Vol.8, No.4 (December 1994), pp.43-51.
- Perry, S.E., and T.H. Williams, "Earnings Management Preceding Management Buyout Offers," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.18, No.2 (September 1994), pp.157-179.
- Pettway, R., and T. Yamada, "Mergers in Japan and Their Impacts upon Stockholders' Wealth," *Financial Management*, Vol.15, No.4 (Winter 1986), pp.43-52.
- Phillips, J., M. Pincus, and S.O. Rego, "Earnings Management: New Evidence Based on Deferred Tax Expense," *The Accounting Review*, Vol.78, No.2 (April 2003), pp.491-521.
- Pope, P., and M. Waller, "International Differences in the Timeliness, Conservatism and Classification of Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol.37 (Supplement 1999), pp.53-99.
- Rahman, R.A., and A.A. Baker, "Earnings Management and Acquiring Firms Preceding Acquisitions in Malaysia," *Working Paper*, University Technology Mara, 2002.

- Rangan, S., "Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings," *Journal of Financial Economics*, Vol.50, No.1 (October 1998), pp.101-122.
- Rau, P.R., and T. Vermaelen, "Glamour, Value and the Post-Acquisition Performance of Acquiring Firms," *Journal of Financial Economics*, Vol.49, No.2 (August 1998), pp.223-253.
- Revenscraft, D., and F.M. Scherer, "Life after Takeovers," *The Journal of Industrial Economics*, Vol.36, No.2 (December 1987), pp.147-156.
- Rhodes-Kropf, M., D.T. Robinson, and S. Viswanathan, "Valuation Waves and Merger Activity: The Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics*, Vol.77, No.3 (September 2005), pp.561-604.
- Ritter, J.R., "The Long-Run Performance of Initial Public Offerings," *The Journal of Finance*, Vol.46, No.1 (March 1991), pp.3-27.
- Roll, R., "The Hubris Hypothesis of Corporate Takeover," *Journal of Business*, Vol.59, No. 2 (April 1986), pp.197-216.
- Rosa, R.D.S., R. Limmack, Supriadi, and D. Woodliff, "The Equity Wealth Effects of Method of Payment in Takeover Bids for Privately Held Firms," *Working Paper*, University of Sydney, 2001.
- Rosa, R.D.S., A. Sheung, and T. Walter, "Is Earnings Management Systematically Associated with the Use of Stock Payment in Takeovers?" *Working Paper*, University of Western Australia, 2003.
- Scanlon, K., J. Trifts and R. Pettway, "Impact of Relative Size and Industrial Relatedness on Returns to Shareholders of Acquiring Firms," *Journal of Financial Research*, Vol.12, No.2 (September 1989), pp.103-112.
- Schipper, K., "Commentary on Earnings Management," *Accounting Horizons*, Vol.3, No.4 (December 1989), pp.91-102.
- Schipper, K., and L. Vincent, "Earnings Quality," *Accounting Horizons*, Vol.17, (Supplement 2003),

pp.97-110.

Scholes, M., G.P. Wilson, and M. Wolfson, "Tax Planning, Regulatory Capital Planning, and Financial Reporting Strategy for Commercial Banks," *Review of Financial Studies*, Vol.3, No.4 (Winter 1990), pp.625-650.

Scholes, M., P. Wilson, and M. Wolfson, "Firms' Responses to Anticipated Reductions in Tax Rates: The Tax Reform Act of 1986," *Journal of Accounting Research*, Vol.30 (Supplement 1992), pp.161-185.

Servaes, H., "Tobin's Q and the Gain from Takeovers," *The Journal of Finance*, Vol.46, No.1 (March 1991), pp.409-419.

Shivakumar, L., "Do Firms Mislead Investors by Overstating Earnings before Seasoned Equity Offerings?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol.29, No.3 (June 2000), pp.339-371.

Shleifer, A., and R.W. Vishny, "Large Shareholders and Corporate Control," *Journal of Political Economy*, Vol.94, No.3 (June 1986), pp.461-488.

Shleifer, A., and R.W. Vishny, "A Survey of Corporate Governance," *The Journal of Finance*, Vol.52, No.2 (April 1997), pp.737-783.

Sirower, M.L., *The Synergy Trap: How Companies Lose the Acquisition Game*, Free Press, 1997.宮腰秀一 (訳) 『シナジー・トラップ：なぜ M&A ゲームに勝てないのか』 プレンティスホール出版、1998 年。

Sloan, R.G., "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?" *The Accounting Review*, Vol.71, No.3 (July 1996), pp.289-315.

Slovin, M.B., and M.E. Sushka, "The Economics of Parent-Subsidiary Mergers: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol.49, No.2 (August 1998), pp.255-279.

Subramanyam, K.R., "The Pricing of Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.22, No.1-3 (August-December 1996), pp.249-281.

Sunder, S., *Theory of Accounting and Control*, South-Western, 1997.山地秀俊・鈴木一水・松本祥

- 尚・梶原晃（訳）『会計とコントロールの理論』勁草書房、1998年。
- Teoh, S., I. Welch, and T.J. Wong, “Earnings Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offerings,” *Journal of Financial Economics*, Vol.50, No.1 (October 1998a), pp.63-99.
- Teoh, S., I. Welch, and T.J. Wong, “Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings,” *The Journal of Finance*, Vol.53, No.6 (December 1998b), pp.1935-1974.
- Travlos, N., “Corporate Takeover Bids, Method of Payment, and Bidding Firms’ Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol.42, No.4 (September 1987), pp.943-963.
- Wang, D., “Founding Family Ownership and Earnings Quality,” *Journal of Accounting Research*, Vol.44, No.3 (June 2006), pp.619-655.
- Warfield, T.D., J.J. Wild, and K.L. Wild, “Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.20, No.1 (July 1995), pp.61-91.
- Watts, R.L., and J. Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, 1986. 須田一幸（訳）『実証理論としての会計学』白桃書房、1991年。
- White, H., “A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity,” *Econometrica*, Vol.48, No.4 (May 1980), pp.817-838.
- Wier, P.G., “The Costs of Antimerger Lawsuits: Evidence from the Stock Market,” *Journal of Financial Economics*, Vol.11, No.1-4 (April 1983), pp.207-224.
- Wu, Y.W., “Management Buyouts and Earnings Management,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol.12, No.2 (Spring 1997), pp.373-389.
- Xie, H., “The Mispricing of Abnormal Accruals,” *The Accounting Review*, Vol.76, No.3 (July 2001), pp.357-373.
- Yeh, T., and Y. Hoshino, “Productivity and Operating Performance of Japanese Merging Firms: Keiretsu-related and Independent Mergers,” *Japan and the World Economy*, Vol.14, No.3 (May

2002), pp.347-366.

浅野哲・中村二郎『計量経済学』有斐閣、2000年。

浅野敬志・石井康彦・中山重穂・田代樹彦「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巻第3号(2002年11月)、55-67頁。

阿部泰久「M&A法整備上の課題」企業会計、第59巻第8号(2007年8月)、48-55頁。

池田勝彦・土井教之『企業合併の分析—国際比較—』中央経済社、1980年。

石川博行『連結会計情報と株価形成』千倉書房、2000年。

一ノ宮史郎「利益の質による企業評価—利質分析の理論と基本的枠組み—」経済経営研究、第24巻第3号(2004年3月)、1-111頁。

一ノ宮士郎「利益の質と利質分析」証券アナリストジャーナル、第44巻第5号(2006年5月)、18-29頁。

伊藤邦雄「会社テー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(1989年5月)、686-706頁。

井上光太郎「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(2002年)、107-120頁。

井上光太郎「日本企業のM&Aに対する株式市場の評価」企業会計、第57巻第6号(2005年6月)、18-23頁。

井上光太郎・加藤英明「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(2003年3月)、3-28頁。

井上光太郎・加藤英明「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(2004年10月)、33-43頁。

井上光太郎・加藤英明『M&Aと株価』東洋経済新報社、2006年。

薄井彰(編著)『バリュー経営のM&A投資』中央経済社、2001年。

海老原崇「発生項目の予測誤差が利益の質に与える影響」会計プロGRESS、第6号(2005年)、71-85頁。

- 太田浩司「利益調整のフレームワーク (1)」企業会計、第 59 卷 第 1 号 (2007 年 1 月(a))、128-129 頁。
- 太田浩司「利益調整のフレームワーク (2)」企業会計、第 59 卷 第 2 号 (2007 年 2 月(b))、92-93 頁。
- 太田浩司「利益調整研究における会計発生高モデルについて」企業会計、第 59 卷 第 4 号 (2007 年 4 月(c))、114-120 頁。
- 岡部孝好「裁量的会計行動研究における総発生処理高アプローチ」神戸大学大学院経営学研究科ディスカッション・ペーパー、第 2004・14 号 (2004 年 7 月)。
- 奥村雅史「企業買収と株式市場の反応—IN-IN 型と IN-OUT 型の比較—」早稲田商学、第 355・356 号 (1993 年)、553-577 頁。
- 奥村雅史「電力企業における報告利益管理—Jones モデルによる分析と検討—」會計、第 152 卷 第 2 号 (1997 年 2 月)、23-33 頁。
- 奥村雅史「運転資本発生項目の推定：推定モデルの比較」會計プロGRESS、第 3 号 (2002 年)、45-55 頁。
- 奥村雅史「報告利益の裁量的決定—実証研究の動向と課題—」証券アナリストジャーナル、第 44 卷 第 5 号 (2006 年 5 月)、7-17 頁。
- 音川和久『会計方針と株式市場』千倉書房、1999 年。
- 音川和久・乙政正太「新会計基準の公表と株価変動」須田一幸 (編著)『会計制度改革の実証分析』同文館出版、2004 年、42-50 頁。
- 音川和久・北川教央「株式持合と会計利益の質の実証的関連性」神戸大学大学院経営学研究科ディスカッション・ペーパー、第 2007・38 号 (2007 年 9 月)。
- 乙政正太『利益調整メカニズムと会計情報』森山書店、2004 年。
- 企業会計基準委員会『討議資料 財務会計の概念フレームワーク』2006 年。
- 木村史彦「ガバナンス構造と利益の質」証券アナリストジャーナル、第 44 卷 第 5 号 (2006 年 5 月)、30-41 頁。

- 黒川行治『合併会計選択論』中央経済社、1999年。
- 後藤雅敏『会計と予測情報』中央経済社、1997年。
- 斎藤静樹『逐条解説 企業結合会計基準』中央経済社、2004年。
- 斎藤静樹（編著）『会計基準の基礎概念』中央経済社、2002年。
- 榭原茂樹『現代財務理論』千倉書房、1986年。
- 桜井久勝『会計利益情報の有用性』千倉書房、1991年。
- 桜井久勝『財務諸表分析（第2版）』中央経済社、2003年。
- 桜井久勝「概念フレームワークのコンバージェンス」企業会計、第59巻 第1号（2007年1月）、78-85頁。
- 桜井久勝『財務会計講義（第8版）』中央経済社、2007年。
- 桜井久勝（編著）『テキスト国際会計基準（第2版）』白桃書房、2005年。
- 白銀良三「株主の立場からみた合併の効果」企業会計、第39巻 第12号（1987年12月）、82-85頁。
- 首藤恵「合併効果の分析—大規模合併7ケース—」計量室テクニカルペーパー、第55号（1981年12月）、1-38頁。
- 首藤昭信「減益および損失回避と裁量的発生高」関西大学商学論集、第46巻 第3号（2001年8月）、27-55頁。
- 首藤昭信「株式所有構造が利益調整および利益の情報量に与える影響」証券アナリストジャーナル、第44巻 第5号（2006年5月）、42-55頁。
- 鈴木一功「M&Aと企業パフォーマンス」証券アナリストジャーナル、第40巻 第12号（2002年12月）、17-29頁。
- 須田一幸『財務会計の機能』白桃書房、2000年。
- 須田一幸・首藤昭信「経営者の利益予想と裁量的会計行動」須田一幸（編著）『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店、2004年、211-229頁。
- 須田一幸・山本達司・乙政正太（編著）『会計操作』ダイヤモンド社、2007年。

- 飛田努「子会社再編による株価効果の検証—上場子会社の完全子会社化のアナウンスメントによる株価変動—」資本市場、第 242 号（2005 年）、17-28 頁。
- 永田京子「新規株式公開の目的と利益調整インセンティブ」會計、第 166 卷 第 2 号（2004 年 12 月）、86-99 頁。
- 永田京子・蜂谷豊彦「新規株式公開企業の利益調整行動」會計プログレス、第 5 号（2004 年）、91-106 頁。
- 中山重穂「株式交換取引における企業の会計行動」豊橋創造大学短期大学部研究紀要、第 19 号（2002 年）、75-90 頁。
- 日本会計研究学会特別委員会『会計情報を活用した企業評価に関する総合的研究（中間報告書）』、2007 年 9 月。
- 日本公認会計士協会（編）『監査小六法（平成 19 年度版）』中央経済社、2007 年。
- 野間幹晴「コーポレート・ガバナンスと経営者の裁量的行動」會計、第 162 卷 第 5 号（2002 年 11 月）、116-130 頁。
- 野間幹晴「会計発生高の質に対する資本市場の評価」會計、第 168 卷 第 1 号（2005 年 1 月）、15-28 頁。
- 星野靖雄『企業合併の計量分析』白桃書房、1981 年。
- 星野靖雄『企業合併の計量分析（改訂版）』白桃書房、1990 年。
- 松井秀樹「株式交換比率の算定方法の基礎と留意点」旬刊経理情報、第 916 号（2000 年 4 月）、17-20 頁。
- 松尾浩之・山本健「日本の M&A—イベント・スタディによる実証研究—」経済経営研究、第 26 卷 第 6 号（2006 年 6 月）、1-63 頁。
- 松本淳宏「新規公開企業の利益調整行動と利益の質」六甲台論集経営学編、第 52 卷 第 2 号（2005 年 9 月）、45-65 頁。
- 村松司叙「財務データによる合併効果の分析」企業会計、第 38 卷 第 5 号（1986 年 5 月）、60-69 頁。

村松司叙・宮本順二郎『企業リストラクチャリングと M&A』同文館、1999 年。

山本達司「会計情報による企業合併の評価」會計、第 141 卷 第 6 号（1992 年 6 月）、28-42 頁。

レコフ事務所（編集）『日本企業の M&A データブック 1988~2002』レコフ、2003 年。

レコフ事務所（編集）『Mergers and Acquisition Research Report: MARR』通巻第 99-110 号（1999 年 1 月～2004 年 12 月）。

渡辺章博『M&A のグローバル実務（新版）』中央経済社、2006 年。

(資 料) 企業再編の当事企業および公表 2000年4月 - 2006年3月

1. 株式交換

株式コード	完全親会社	完全子会社	公表年月日	取引年月日
7498	ジャパン	ニューファミリー	2000/4/11	N/A
8129	東邦薬品	セイナス	2000/5/20	N/A
4755	楽天	インフォキャスト	2000/6/16	N/A
6716	中央無線	テクニカル電子	2000/8/5	2000/12/1
6119	ゼイープラス	ジャパンメディカルエイド	2000/11/1	2000/12/20
9438	エムティーアイ	テレコムシステムインターナショナル	2000/11/20	N/A
6119	ゼイープラス	英知出版	2000/12/15	N/A
8287	マックバリユ西日本	マミー	2000/12/19	N/A
6999	KOA	多摩電気工業	2001/2/16	2001/8/1
7943	ニチハ	三井木材	2001/2/20	2001/9/30
9449	インターキュー	アイル/ラピッドサイト	2001/2/28	N/A
7614	オーエムツーネットワーク	エフヴィネット	2001/3/22	2001/8/1
5938	トステム	I N A X	2001/4/4	N/A
1943	大明	新光電気	2001/4/10	N/A
5855	朝日ブリテック	三商	2001/5/21	2001/7/1
4723	グッドウィル・グループ	ラインナップ	2001/6/28	2001/9/1
7573	ツルハ	リバーズ	2001/8/24	2001/11/2
7451	菱食	祭原	2001/10/5	2002/1/1
4753	オン・ザ・エッジ	パイナップルサーバーサービス	2001/10/29	2001/12/5
3947	大日本紙業	新生パッケージ	2001/12/11	2002/1/8
4753	オン・ザ・エッジ	アットサーバー	2002/2/8	2002/3/28
6890	フェローテック	テクノシリコン	2002/2/8	2002/3/29
2613	豊年味の素製油	吉原製油	2002/2/20	2003/4/1
7956	ピジョン	フクヨー	2002/3/20	2002/8/1
6501	日立製作所	ユニシアジェックス	2002/4/19	2002/10/1
9005	東京急行電鉄	東急車輛製造	2002/4/25	2002/10/1
9477	角川書店	メディアワークス	2002/4/26	2002/10/1
9948	ラルズ	福原	2002/5/14	2002/11/1
6971	京セラ	東芝ケミカル	2002/5/17	2002/8/1
4296	ゼンテック・テクノロジー・ジャパン	ジークス	2002/6/5	N/A
4753	オン・ザ・エッジ	スプートニク	2002/7/1	2002/9/5
8188	ヨークベニマル	みどりやスーパー	2002/7/13	2002/9/1
4797	アイ・シー・エフ	ウェッブキャッシング・ドットコム	2002/7/22	2002/11/1
3596	ワールド	エー・ティー	2002/7/31	2002/10/1
7432	ダルトン	北海道ダルトン	2002/9/4	2002/11/1

株式コード	完全親会社	完全子会社	公表年月日	取引年月日
4755	楽天	コミュニケーションオンライン	2002/9/5	2002/11/1
7211	三菱自動車工業	水島工業	2002/10/2	2002/11/19
4755	楽天	キープライム	2002/10/22	2002/12/6
9441	ベルパーク	ジェイフォンサービス	2002/11/9	2003/1/1
5706	三井金属	大井製作所	2002/11/27	2003/4/1
7612	トップボーイ	ジャパンアミューズメントエージェンシー	2002/12/11	2003/3/1
4902	コニカ	ミノルタ	2003/1/7	2003/8/5
7719	東京衡機製造所	アジアビーアンドアールネットワーク	2003/1/28	2003/4/1
6758	ソニー	シーアイエス	2003/1/29	2003/5/1
4118	鐘淵化学工業	羽根	2003/2/7	2003/3/28
2725	ITX	イー・ピー・オペレーション	2003/2/20	2003/3/31
8264	イトーヨーカ堂	大高興業	2003/6/25	2003/9/1
4753	エッジ	クラサワコミュニケーションズ	2003/11/19	2004/3/15
8282	ケーズデンキ	ギガス	2003/11/22	2004/4/1
7459	クラヤ三星堂	アトル、エルバス	2003/12/12	2004/4/1
4753	エッジ	ウェッブキャッシング・ドットコム	2003/12/16	2004/3/15
7751	キャノン	イガリモールド	2003/12/27	2004/3/17
9744	メイテック	日本ドレーク・ビーム・モリン	2004/1/16	2004/10/1
4755	楽天	デジパ・ネットワークス	2004/2/3	2004/3/19
8112	東京スタイル	ジャック、ジャックコーポレーション	2004/2/6	2004/3/24
7459	クラヤ三星堂	中川誠光堂	2004/2/23	2004/5/1
4848	フルキャスト	アパユアーズ	2004/3/9	2004/6/1
4797	アイ・シー・エフ	ワン・ウイング	2004/3/12	2004/4/22
2350	オックス情報	日本証券新聞	2004/3/17	2004/4/1
4004	昭和電工	平成ポリマー	2004/3/23	2004/8/3
9948	アークス	ふじ	2004/3/23	2004/10/31
4755	楽天	みんなの就職	2004/4/1	2004/5/18
7270	富士重工業	輸送機工業	2004/4/1	2004/7/31
4293	セブテーニ	トライコーン	2004/4/7	2004/6/1
9987	スズケン	沖縄薬品	2004/4/14	2004/10/1
2292	エスフーズ	ムラチク	2004/4/15	2004/9/1
8282	ギガスケーズデンキ	八千代ムセン電機	2004/4/15	2004/10/1
2315	サン・ジャパン	ティー・シー・シー(TCC)	2004/5/7	2004/10/9
2784	アルフレッサホールディングス	大正堂	2004/5/7	2004/7/1
7280	ミツバ	自動車電機工業	2004/5/12	2004/8/3
8129	東邦薬品	大阪合同薬品	2004/5/17	2005/1/1

株式コード	完全親会社	完全子会社	公表年月日	取引年月日
9987	スズケン	アスティス	2004/5/17	2004/10/1
2730	エディオン	ミドリ電化	2004/5/19	2005/4/1
2733	あらた	木曾清	2004/5/20	2004/8/1
9449	グローバルメディアオンライン	パワーフォーメーション	2004/6/14	2004/8/10
4819	デジタルガレージ	アイベックス・アンド・リムズ	2004/6/29	2004/12/1
2379	ディップ	求人情報サービス	2004/7/21	2004/10/1
6888	アクモス	インタービジョンコンソーシアム	2004/7/21	2004/12/1
9449	グローバルメディアオンライン	ネットクルー・ジャパン	2004/7/21	2004/9/6
4741	インターネット総合研究所	ファイバーテック	2004/7/23	2004/10/1
9449	グローバルメディアオンライン	アイズファクトリー	2004/7/26	2004/10/2
6481	THK	大東製機	2004/7/27	2004/11/1
9449	グローバルメディアオンライン	CCS ホールディング	2004/7/29	2004/9/14
4797	アイ・シー・エフ	ヴァリアス	2004/7/30	2004/9/14
9449	グローバルメディアオンライン	フォーバル	2004/8/4	2004/11/2
4797	アイ・シー・エフ	濱商	2004/8/6	2004/9/22
9681	東京ドーム	松戸公産	2004/8/6	2004/12/1
6370	栗田工業	丸昭佐々木商会	2004/8/11	2004/9/14
4797	アイ・シー・エフ	オーダーボックス・ドットコム	2004/9/3	2004/10/19
3113	ビーエスエル(BSL)	ダイフレックスホールディング	2004/9/14	2004/12/1
7631	マクニカ	橋テレクトロン	2004/9/14	2004/12/22
4732	ユー・エス・エス(USS)	アールエーエイ	2004/9/21	2005/2/1
2732	クインランド	新アレーゼ名古屋	2004/9/27	2004/11/15
4797	アイ・シー・エフ	ディー・アンド・オービット	2004/9/28	N/A
2351	アドミラルシステム	イー・フュージョン	2004/10/5	2004/11/25
1928	積水ハウス	積和不動産関西 他4社	2004/10/7	2005/2/1
4028	石原産業	富士チタン工業	2004/10/19	2005/3/15
4759	バリュークリックジャパン	マネーライフ	2004/10/25	2004/12/1
2315	サン・ジャパン	アイビート	2004/11/9	2005/4/1
4329	ワークスアプリケーションズ	アリエル・ネットワーク	2004/11/15	2005/1/5
8129	東邦薬品	木下薬品	2004/11/15	2005/4/1
4797	アイ・シー・エフ	ウェルコム	2004/11/16	2004/12/28
9076	西濃運輸	トヨタカローラ岐阜 他3社	2004/11/25	2005/10/1
2388	ブレインナビ	エンジン	2004/11/30	2005/1/28
7918	あかつきビービー	日本システム	2004/12/20	2005/4/1
9788	ナック	まるはら	2004/12/21	2005/2/1
4797	アイ・シー・エフ	大阪第一企画	2004/12/24	2005/2/9
4797	アイ・シー・エフ	バリタス	2005/2/18	2005/4/4
5855	アサヒプリテック	塩入建材	2005/2/18	N/A

株式コード	完全親会社	完全子会社	公表年月日	取引年月日
6784	ブラネックスコミュニケーションズ	アメリカンメガトレンド	2005/2/22	N/A
2350	オックス情報	ニューテクノロジー	2005/2/23	2005/4/12
9788	ナック	ダスキン境	2005/2/23	2005/4/1
5938	住生活グループ	ニッタン	2005/3/14	2005/10/1
4749	アドバックス	ロムテックジャパン	2005/3/25	2005/5/16
6368	オルガノ	山下薬品工業	2005/3/25	2005/3/25
6835	アライドテレシスホールディングス	ルート	2005/3/31	2005/5/27
4797	アイ・シー・エフ	エイチ・エヌ・ティ	2005/4/8	2005/5/30
7459	メディセオホールディングス	パルタック	2005/4/18	2005/10/1
8282	ギガスケーズデンキ	ビッグ・エス	2005/4/19	2005/10/1
3716	アーティストハウス	ソートップ	2005/4/26	2005/6/1
3861	王子製紙	パックス・モリ	2005/4/27	2005/10/31
2784	アルフレッサホールディングス	成和産業	2005/5/12	2005/10/1
6136	オーエスジー(OSG)	ノダ精工	2005/5/17	2005/7/7
6888	アクモス	茨城ソフトウェア開発(ISD)	2005/5/30	2005/9/1
4840	ドリームテクノロジーズ	ITMS 他2社	2005/6/1	2005/8/2
4840	ドリームテクノロジーズ	平成電通コミュニケーションズ	2005/6/1	2005/8/31
8188	ヨークベニマル	スーパーカドヤ	2005/6/7	2005/9/1
4797	アイ・シー・エフ	ゼルス	2005/6/9	2005/7/26
4797	アイ・シー・エフ	プライムスタイル	2005/6/13	2005/7/29
2733	あらた	ジャペル	2005/6/21	2005/12/1
5288	ジャパンパイル	ヨーコン	2005/6/24	2005/10/1
9449	GMO インターネット	ソリス	2005/7/13	2005/8/1
2388	ウェッジホールディングス	エースデュースエンタテインメント 他3社	2005/8/1	2005/9/20
4797	アイ・シー・エフ	サイバーゲート	2005/8/1	2005/9/13
6848	東亜ディーケーケー	バイオニクス機器	2005/8/1	2005/10/1
2388	ウェッジホールディングス	ファントム・フィルム	2005/8/17	2005/9/23
2408	KG 情報	ディー・ウォーク・クリエイション	2005/8/29	2005/10/1
6136	オーエスジー(OSG)	金型コンサル	2005/9/8	2005/11/1
6670	MCJ	秀和システム	2005/9/8	2006/1/6
7647	音通	富士音工	2005/9/12	2005/11/24
6370	栗田工業	名古屋理水、岐阜理水	2005/9/15	2005/10/18
2362	夢真ホールディングス	ブレイントラスト	2005/9/16	2005/11/22
2323	ネットビレッジ	ウォーターワンテレマーケティング	2005/9/21	2005/11/15
2388	ウェッジホールディングス	ラディクス	2005/9/25	2005/11/30
7615	京都きもの友禅	メディアランド	2005/10/3	2005/11/30

株式コード	完全親会社	完全子会社	公表年月日	取引年月日
2388	ウェッジホールディングス	モバニメーション	2005/10/5	2005/12/31
7954	ジャレコ	日本中央地所	2005/10/8	2006/2/28
7832	バンダイナムコホールディングス	バンダイロジバル (バンダイ保有株以外)	2005/10/15	2006/1/31
3716	アーティストハウスホールディングス	ジーワン	2005/10/17	2005/11/15
2323	ネットビレッジ	グローバル・コミュニケーション・インク	2005/11/1	2005/12/20
2323	ネットビレッジ	エンコード・ジャパン	2005/11/1	2005/12/7
2388	ウェッジホールディングス	マット、ジーアーティスト	2005/11/7	2006/2/28
3716	アーティストハウスホールディングス	Fou	2005/11/8	2005/12/1
9474	ゼンリン	エム・アール・シー	2005/11/11	2005/12/20
2384	エスビーエス	ばむ	2005/11/14	2005/12/26
5958	三洋工業	スワン商事	2005/11/16	2005/12/21
3775	ガイアックス	電縁	2005/11/22	2006/1/12
4797	アイ・シー・エフ	ゾディアック	2005/11/25	2005/12/20
4797	アイ・シー・エフ	日欧貿易	2005/11/25	2005/12/20
5855	アサヒプリテック	イヨテック	2005/11/28	2006/1/10
2784	アルフレッサホールディングス	明祥	2005/12/7	2006/4/1
2355	シーフォーテクノロジー	イージーシステムズ	2005/12/15	2006/4/1
8129	東邦薬品	鶴原吉井	2005/12/16	2006/4/1
4797	アイ・シー・エフ	エフマック	2005/12/27	2006/1/31
6885	ミヤチテクノス	セイワ製作所	2006/1/27	2006/4/28
3767	ネクステック	ポータル	2006/2/8	2006/4/6
6830	YOZAN	新総企	2006/2/10	2006/3/29
4845	フュージョンパートナー	イー・アライアンス	2006/2/27	2006/3/30

2. 合併

株式コード	存続企業	消滅企業	公表年月日	取引年月日
9916	サンエス	ニチエー／三栄薬品	2000/4/18	2001/4/1
9825	アズウェル	中川安／中央興医会	2000/4/21	2000/10/1
1937	西部電気工業	エコモ	2000/4/29	2001/4/1
1940	つうけん	エルバック	2000/5/10	2000/10/1
1987	広島建設工業	光和建设	2000/5/23	2001/1/1
4689	ヤフー	ビー・アイエム	2000/7/17	2000/9/1
9792	ニチイ学館	デベロ介護	2000/8/2	2000/10/1
2109	三井製糖	新名糖	2000/10/25	2001/4/1

株式コード	存続企業	消滅企業	公表年月日	取引年月日
4509	ウェルファイド	三菱東京製薬	2000/11/1	2001/10/1
7527	システムソフト	ナスビイ	2000/11/29	2001/3/1
9600	アイネット	ソフトサイエンス	2000/12/16	2001/4/1
4611	大日本塗料	田辺化学工業	2000/12/22	2001/10/1
7267	本田技研工業	海南新大洲摩托車	2000/12/29	2001/4/1
1932	近畿通信建設	ジェイコス	2001/1/31	2001/10/1
4784	まぐクリック	ティアラオンライン	2001/2/21	2001/6/1
9973	小僧寿し本部	東京小僧寿し	2001/3/17	2002/1/1
2114	日本精糖	フジ製糖	2001/3/22	2001/10/1
4788	サイバーコミュニケーションズ	メールニュース	2001/3/28	2001/7/1
1981	協和建興	日成	2001/4/12	2002/4/2
7538	大水	京都魚市場	2001/4/16	2001/10/1
9653	ブレンダードットコム	ディジット	2001/4/17	2001/8/1
9847	東京電音	アイ・ティー・電子部品	2001/4/21	2001/10/1
2817	ギャバンスパイス	朝岡香辛料	2001/8/2	2001/12/1
7533	グリーンクロス・コア	池野	2001/12/25	2002/3/1
1821	三井建設	住友建設	2002/1/29	2003/4/1
2682	日本ベニア	丸長産業	2002/3/1	2002/10/1
9841	ユーズ・ビーエムビーエンター テイメント	タイカン	2002/3/1	2002/8/1
9627	アインファーマシーズ	今川薬品	2002/3/30	2002/11/1
1871	ピー・エス	三菱建設	2002/4/26	N/A
1858	井上工業	原澤工業	2002/6/25	2002/7/30
5801	古河電気工業	スカイアルミニウム	2002/8/7	2003/10/1
8283	パルタック	小川屋他	2002/8/30	2003/4/1
4963	日本PMC	星光化学工業	2002/9/11	2003/4/1
9684	エニックス	スクウェア	2002/11/26	2003/4/1
4652	ウッドランド	ヤス・クリエイト	2002/11/27	2003/1/1
9979	大庄	榮太郎	2002/12/2	2003/3/10
2876	ジェーシー・フーズネット	コムサネット	2003/2/19	2003/10/1
1805	飛鳥建設	熊谷組	2003/5/19	2005/4/1
9987	スズケン	安藤薬業公司	2003/5/20	2003/10/1
2682	ジューテック	ヤマキ	2003/7/15	2004/1/1
5938	INAX トステム・ホールディング ガス	ユーケー恒産	2003/7/15	2003/9/16
8283	パルタック	サンパルタック	2003/8/5	2003/10/1
4670	セタ	ユーディテック・ジャパン	2003/12/8	2004/4/1
4091	日本酸素	大陽東洋酸素	2003/12/18	2004/10/1
4795	スカイパーフェクト・コミュニ ケーションズ	プラット・ワン	2003/12/18	2004/3/1

株式コード	存続企業	消滅企業	公表年月日	取引年月日
4670	セタ	企画デザイン工房戦船	2003/12/25	2004/4/1
9055	アルプス物流	TDK 物流	2003/12/26	2004/10/1
4503	山之内製菓	藤沢薬品工業	2004/2/25	2005/4/1
3947	大日本紙業	日本ハイバック	2004/2/28	2005/1/1
6501	日立製作所	トキコ	2004/3/27	2004/10/1
7280	ミツバ	自動車電機工業	2004/4/3	N/A
2109	新三井製糖	台糖、ケイ・エス	2004/4/8	2005/4/1
7956	ビジョン	ランシノ・ラボラトリーズ	2004/4/16	2004/4/27
7584	丸紅インフォテック	コンピュータウェーブ	2004/5/1	2004/10/1
9956	バロー	恵那酒類販売	2004/5/11	2004/7/1
7972	イトーキレビオ	イトーキ	2004/6/25	2005/6/1
2665	ネクストコム	アダムネット、ビーエスアイ	2004/9/11	2004/12/11
4333	東邦システムサイエンス	中野ソフトウェア・エース	2004/10/2	2005/4/1
4506	大日本製菓	住友製菓	2004/11/26	2005/10/1
4514	帝国臓器製菓	グレラン製菓	2004/12/7	2005/10/1
1789	山加電業	ネットイットワークス	2004/12/8	N/A
7254	フジユニバンス	アイエス精機	2004/12/8	2005/10/1
9766	コナミ	コナミコンピュータエンタテインメントスタジオ 他3社	2004/12/17	2005/4/1
4541	日本医薬品工業	日本ガレン	2005/1/18	2005/4/1
6473	光洋精工	豊田工機	2005/2/4	2006/4/1
7603	マックハウス	レオ	2005/2/17	2005/9/1
3009	川島織物	セルコン、川島織物販売	2005/3/1	2006/4/1
7538	大水	明石丸海	2005/3/12	2005/5/1
4770	エルミックシステム	ウェスコム	2005/3/15	2005/7/1
9719	住商情報システム(SCS)	住商エレクトロニクス	2005/4/1	2005/8/1
1716	第一カッター興業	第一ダイヤモンド工事	2005/4/4	2005/8/1
1807	渡辺組	佐藤道路	2005/4/5	2005/10/1
4710	ウイン	修学社	2005/5/7	2005/10/1
7867	トミー	タカラ	2005/5/13	2006/3/1
8015	豊田通商	トーマン	2005/6/5	2006/4/30
5989	ヒラタ(新:エイチワン)	本郷	2005/9/10	2006/4/1
2003	日東製粉	富士製粉	2005/9/14	2006/4/1
7560	ユニマットオフィスコ	ユニマットクリーンライフ	2005/10/6	2006/4/1
9433	KDDI	パワードコム	2005/10/13	2006/1/1
9768	国土環境	日本建設コンサルタント	2006/2/3	2006/6/1
9363	大運	関西商運	2006/3/16	2007/4/1
2654	シンワ(解消)	アイマックコーポレーション	2006/3/24	N/A

3. TOB

株式コード	買収企業	被買収企業	公表年月日	取引年月日
6201	豊田自動織機製作所	B T インダストリーズ	2000/4/5	N/A
7550	ゼンショー	ココスジャパン	2000/6/15	N/A
1762	高松建設	小松建設工業	2000/9/30	N/A
7603	マックハウス	レオ	2000/10/10	N/A
8185	チヨダ	レオ	2000/10/10	N/A
8058	三菱商事	Q T C リソーシズ	2000/10/24	N/A
7752	リコー	レニエワールドワイド	2001/1/25	N/A
9766	コナミ	ピープル	2001/1/29	N/A
2579	コカ・コーラウエストジャパン	三笠コカ・コーラボトリング	2001/3/28	N/A
9984	ソフトバンク	東京めたりっく通信	2001/6/21	N/A
9751	T I S	エス・イー・ラボ (S E L)	2001/7/25	N/A
2726	パル	ナイスクラブ	2002/5/22	N/A
4901	富士写真フイルム	ジャスフオート	2002/7/22	N/A
8031	三井物産/アラマークジャパン	エームサービス	2002/8/1	N/A
8168	ケーヨー	ニック産業	2002/8/6	N/A
8004	ニチメン	なか卯	2002/9/11	N/A
4625	シーエーシー	アイ・エックス・アイ (I X I)	2002/9/13	N/A
9475	昭文社	日本コンピュータグラフィック	2002/9/21	N/A
9715	トランス・コスモス	ダブルクリック	2002/11/26	N/A
2337	アセット・マネジャーズ	新日本紡績	2002/11/28	N/A
8267	イオングループ	マックスバリュ北海道	2003/1/21	N/A
9503	関西電力	大阪メディアポート	2003/2/27	N/A
7873	アーク	積水工機製作所	2003/3/8	N/A
8214	アオキインターナショナル	トリイ	2003/6/9	N/A
7560	ユニマットホールディング	山丸証券	2003/9/27	N/A
6201	豊田自動織機製作所	B T インダストリーズ	2000/4/5	N/A
7550	ゼンショー	ココスジャパン	2000/6/15	N/A
1762	高松建設	小松建設工業	2000/9/30	N/A
6470	大豊工業	日本ガスケツト	2003/10/30	N/A
7940	日本ウェーブロック	ダイオ化成	2003/11/28	N/A
9477	角川ホールディングス	メディアリーヴス	2004/1/30	N/A
8053	住友商事	セブン工業	2004/2/10	N/A
4203	住友ベークライト	筒中プラスチック工業	2004/2/21	N/A
4756	カルチュア・コンビニエンス・クラブ	レントラックジャパン	2004/2/25	N/A
8866	幸洋コーポレーション	ビジネス・ワン	2004/3/26	N/A
9737	CSK	コスモ証券	2004/3/26	N/A
3101	東洋紡	東洋クロス	2004/4/1	N/A
7873	アーク	アバプラス	2004/4/17	N/A

株式コード	買収企業	被買収企業	公表年月日	取引年月日
1951	協和エクシオ	和興エンジニアリング	2004/4/21	N/A
5196	鬼怒川ゴム工業	帝都ゴム	2004/4/23	N/A
7873	アーク	南部化成	2004/5/22	N/A
3402	東レ	蝶理	2004/7/23	N/A
5351	品川白煉瓦	イソライト工業	2004/7/30	N/A
7733	オリンパス	アイ・ティー・エックス(ITX)	2004/8/18	N/A
9104	商船三井	ダイビル	2004/9/9	N/A
9037	ハマキョウレックス	近鉄物流	2004/9/25	N/A
9005	東京急行電鉄	東急百貨店	2004/9/27	N/A
4544	富士テレビオ	エスアールエル(SRL)	2004/10/19	N/A
3101	東洋紡	御幸ホールディングス	2004/11/26	N/A
4676	フジテレビジョン	ニッポン放送	2005/1/18	N/A
8031	三井物産	海外石油開発	2005/1/25	N/A
8238	伊勢丹	岩田屋	2005/1/29	N/A
2732	クインランド	明響社	2005/2/17	N/A
4689	ヤフー	バリューコマース	2005/3/1	N/A
6305	日立建機	TCM	2005/3/2	N/A
2384	エスピーエス	東急ロジスティック	2005/5/16	N/A
3587	アイビーダイワ	ロドールリソース	2005/7/1	N/A
2362	夢真ホールディングス	日本技術開発	2005/7/11	N/A
4741	インターネット総合研究所(IRI)	アイ・エックス・アイ(IXI)	2005/7/16	N/A
4742	エイトコンサルタント	日本技術開発	2005/8/9	N/A
2681	ゲオ	スガイ・エンタテインメント	2005/8/23	N/A
9684	スクウェア・エニックス	タイトー	2005/8/23	N/A
7751	キャノン	NEC マシナリー、アネルバ	2005/8/26	N/A
8889	アバマンショップネットワーク	システムソフト	2005/10/26	N/A
3105	日清紡	新日本無線	2005/11/9	N/A
8146	小杉産業	コージツ	2005/12/28	N/A
9694	日立ソフトウェアエンジニアリング	ビジネスブレイン太田昭和(BBS)	2005/12/28	N/A
9619	イチネン	タイホー工業	2005/12/29	N/A

(注1) すべてのデータはレコフ社の『MARR』より収集した。

(注2) 当事企業が親会社と子会社もしくは関連会社の関係にある場合は除外している。