

企業再編における対価の支払い手段と経営者の利益調整行動

重 本 洋 一*

目 次

1. はじめに
2. 先行研究と仮説設定
3. 企業再編における裁量的会計発生高のリサーチデザイン
4. 企業再編における裁量的会計発生高の分析結果
5. おわりに（結果の要約と今後の課題）

1. はじめに

本論の目的は、買収・合併など企業再編における買収企業および存続企業の経営者が利益増加型の利益調整を行っているのかについて実証的に分析をすることである。

世界的に企業再編が活発化しているのは、周知の事実であるが、近年のわが国もその例外ではない。わが国の企業再編は、2000年代に入って取引件数、金額とも急増している。この背景として、企業再編制度の改革や株式持ち合いの解消による株式の流動性の高まりなどが指摘されている。それとともに、産業の垣根を越えたグローバル競争の激化への対応として、コア・コンピタンスの強化、資源の選択と集中など広い意味での企業戦略が再編のうねりを激化させていると考えられる。もちろん、これらは企業価値の増大を究極の目標とするものであるが、その一方で経営者による「帝国の建設」¹⁾など企業価値の増大とは無関係な取引事例も未だ数多く見られる。

企業再編の動機がどのようなものでも、企業を買収・合併などの取引を行う場合、その企業

の経営者が何を考え、どのように行動したかが、その取引の結果に大きな影響を与えることは論を待たない。本論では、特に企業再編において経営者がどのような会計行動をするのかに注目して、企業再編前後の経営者の利益調整行動を分析する。利益調整行動とは、経営者がある意図を持って会計基準の範囲内で会計利益を裁量的に操作することである。企業再編においても経営者は、自社および経営者自身に有利に取引を行うため利益調整行動をとることが予想される。その際に重要な考察要因の一つとして、対価の支払い手段がある。経営者の利益調整行動は、対価の支払い手段によっても異なってくるのではないだろうか。わが国では、1999年の株式交換制度・株式移転制度の施行に伴って、企業を買収や合併を行う場合、その対価として株式による支払いと現金による支払いのいずれかを選択できるようになった。一般的に、株式を対価として企業再編を行う場合、株式交換比率や合併比率は、その企業の株価や業績に基づいて決定される。経営者は、この株式交換比率や合併比率を少しでも有利な条件で行う動機を有すると考えられる。そのために、経営者は利益調整を行い、事前に株価を引き上げようとするかもしれない。

また、後述の先行研究では見落とされているが、現金を対価とする企業再編においても経営者は利益調整を行う可能性がある。現金を対価として企業再編を行う場合、買収側の企業は、多額のキャッシュを必要とする。このキャッシュの調達源泉には、新規株式発行、社債の新規発行、内部留保の取り崩し、銀行からの借り

* 広島経済大学経済学部准教授

入れなどがあるが、いずれの方法を採用するにしても、会計利益の数値が良好な状態の方が資金調達者である企業やその方針を直接決定する経営者にとって都合がいいはずである。そのために、経営者が利益調整を行い、会計利益をかさ上げする動機を有することは十分想定可能である。

また、経営者が利益増加型利益調整を行うとしても、支払い手段の違いによって利益調整行動の内容自体が異なってくる可能性もある。さらには、支払い手段の違いにかかわらず、企業再編の内容、特にグループ外企業間での取引とすでに支配関係が存在するグループ内企業間での取引とでは、経営者の利益調整に対する動機は異なってくると考えることもできる。

以上の観点から、本論では、株式を対価とする再編企業および現金を対価とする再編企業の利益増加型利益調整の有無と両者間の相違点を考察し、また、株式を対価とする再編企業のグループ外取引とグループ内取引の利益調整の相違点を考察するため、実証会計学やコーポレート・ファイナンスの分野において重要な分析概念である会計発生高（裁量的会計発生高）を算出して、その比較・分析を行うこととする。

本論の構成は以下のとおりである。第2節で内外の先行研究を簡潔にまとめた後、それに基づいて本論での検証仮説を設定する。第3節では、サンプルとデータの概要を示した後、企業再編における裁量的会計発生高の算出プロセスと分析方法を示す。第4節では、企業再編における裁量的会計発生高についての分析結果と仮説との整合性および結果の経済的解釈を示す。第5節では、本論で得られた結果の概要と今後の課題を述べる。

2. 先行研究と仮説設定

本節では、上述のとおり、買収・合併などの企業再編において、買収企業側（存続会社側）

の経営者は利益増加型の利益調整を行っているかどうか、特に、それが株式交換や現金を対価としたものなど、対価の支払い手段によってどのような違いがあるかについて、内外の先行研究を整理し、それを基に検証仮説を設定する。

2.1 外国の先行研究

企業再編における経営者の利益調整行動について分析を行った先駆的業績として、Erickson and Wang [1999] がある。この論文では、分析対象期間を1985年から1990年とし、アメリカで行われた株式を対価とする合併の中から55件をサンプルとして、合併前後における経営者の裁量的会計発生高を算定・分析したものである。分析の結果として、再編企業の裁量的会計発生高が、合併公表日を含む四半期を起点として3四半期前から増加し始め、直前四半期で最も高くなり、公表直後の四半期で急激に減少するというものである。この結果より、株式を対価とする合併時前に、経営者は合併比率に関して自社に有利な条件を引き出すため、利益調整を行っているという結論を導き出している。Erickson and Wang [1999] では、さらに現金を対価とした合併企業64件についても分析を行っているが、こちらは、公表前後とも裁量的会計発生高に有意な結果を発見することができず、経営者の利益調整行動の動きを見出すことが出来なかったことも報告している。

Louis [2004] は、アメリカで1992年から2000年の間に株式を対価として行われた合併の案件、373件をサンプルとして、合併前後における裁量的会計発生高（短期会計発生高）の変化を分析している。また、ROAと裁量的会計発生高との関係を見ることで、収益性との対応関係を分析している。結果としては、Erickson and Wang [1999] の結論とほぼ整合しており、株式を対価として行われた合併では、公表直前に有意な増加が確認されたが、現金を対価とした合併では、

このような傾向は確認されなかった。

Botsari and Meeks [2006] は、イギリスで1997年から2000年の間に株式を対価として行われた合併・買収の案件、176件をサンプルとして、同様に公表前後の裁量的会計発生高の時系列推移を分析した。分析の結果は、上記2つの業績と同様に、公表前に裁量的会計発生高が有意に増加しているという結論が得られた。

上記の諸研究は、すべて公表前に利益増加型の利益調整が行われているという結果であった。これに対して、Rosa *et al.* [2003] と Heron and Lie [2002] では、統計的に有意な結果は得られていない。Rosa *et al.* [2003] は、アメリカで1990年から1998年の間で行われた株式を対価とする買収57件と現金を対価とする買収112件をサンプルとして、裁量的会計発生高の推移を分析した。公表前の裁量的会計発生高が増加しているという証拠は確認できなかった。Heron and Lie [2002] は、アメリカで1985年から1997年の間で株式を対価とする合併427件をサンプルとして、経営者が利益増加型利益調整を行っているかどうかを、同業他社と比較するという形で分析をした。結論として、裁量的会計発生高は、統計的に有意に増加しておらず、経営者の利益増加型利益調整行動を確認することはできなかった。

2.2 日本国内の先行研究

日本企業を分析対象とした研究では、浅野他 [2002] が先駆的研究である。浅野他 [2002] は、日本で1999年から2002年3月末の期間で株式交換を行った企業19社と現金を対価として買収を行った企業28社をサンプルとして、それぞれの裁量的会計高を算定し、比較分析を行っている。分析の結果、株式交換企業も現金を対価として買収した企業も、買収・合併直前直後に裁量的会計発生高にそれほど目立った動きは見いだせず、日本では企業再編の直前に経営者が

利益調整を行うという証拠は見いだせなかった(統計的に有意ではない結果となった)。

これに対して、北川 [2008] では、日本で2002年から2005年までの間に株式および現金を対価として買収・合併をした企業129社をサンプルとして、裁量的会計発生高を算定し、結果として、株式を対価として行われた買収・合併では、公表直前に有意な増加が確認されたが、現金を対価とした買収・合併では、このような傾向は確認されなかった。また、株式を対価とした企業と現金を対価とし企業の裁量的会計発生高についての差の検定を行った結果、プラスで有意な結果が得られている。また、高橋 [2008] では、日本で1999年から2006年までの間で株式および現金を対価としてM&Aをした企業298社をサンプルとして、総会計発生高に基づいた裁量的会計発生高と運転資本会計発生高に基づいた裁量的会計発生高を算定した。さらに、高橋 [2008] では買収企業のみならず被買収企業の裁量的会計発生高を算定したことが注目される。買収企業と被買収企業それぞれについて、株式を対価とした企業と現金を対価とした企業の各裁量的会計発生高の差を分析した。結果として、概ね公表日前に各企業ともプラスで有意な結果が得られている。つまり、買収企業と被買収企業とも株式を対価とした企業は現金を対価とした企業よりも利益増加型の利益調整をしているということが確認されている。

2.3 仮説の設定

以上のような先行研究を参考に、本論では次のような検証仮説の設定を行う。

企業の買収・合併(企業再編)において、その対価の支払い方法として株式交換と現金取引(TOB)がある。株式交換取引における買収企業の経営者は、少しでも自社に有利な条件で対価を支払おうとする。つまり、経営者は、買収前において利益増加型利益調整を行い、株価を吊

り上げ、自社に有利な条件（株式交換比率など）で取引を行おうとすると考えられる。また、利益増加型の利益調整は、その性質上、長期にわたって続けることが出来ない。したがって、その反動として公表後には、利益は減少すると考えられる。以上の点から、本論では、次の検証仮説①を設定することとする。

仮説①

株式交換取引による企業再編の公表前において、再編企業の経営者は利益増加型利益調整を行う（裁量的会計発生高がプラスの値となる）。そして、その利益調整の反動として、公表後には、裁量的会計発生高が減少する。

また、前節の先行研究に従うなら、現金を対価として合併・買収を行う企業の経営者は、公表前において、利益増加型利益調整を行う動機をもたないと考えられる。この先行研究の仮定が正しいとすると、株式を対価とする企業の裁量的会計発生高に比べて現金を対価とする企業の方が裁量的会計発生高が少ないはずである。したがって、次の検証仮説②を設定することとする。

仮説②

企業再編の公表前において、株式を対価とする企業の裁量的会計発生高は、現金を対価とする企業よりも大きな値を取る。

また、株式を対価とする企業の中でも、同じグループ内の企業再編では、買収企業の経営者は、有利な条件で買収対価の支払いを行おうとする動機があるとは考えられない。これに対して、グループ外の企業再編では、上記の通り、その動機があると考えられるから、当然、裁量的会計発生高は後者の方が大きく、前者は小さいと考えられる。したがって、次の検証仮説③

を設定することとする。

仮説③

企業再編の公表前において、グループ外企業間で株式を対価とする企業の裁量的会計発生高は、同じグループ内の企業間で株式を対価とする企業よりも大きな値を取る。

北川 [2008]、高橋 [2008] などの研究では、Erickson and Wang [1999] などの先行研究の結果に基づき、現金を対価とした買収には、経営者の利益調整行動の動機は無いと仮定されており、検証結果もそれに沿った内容になっている。しかしながら、何故、現金を対価とした買収・合併では、経営者の利益調整行動の動機が無いのかという明確な根拠が示されていない。本論では、先行研究には無い新しい視点として、現金を対価とする買収・合併でも経営者の利益調整行動の動機は有るという可能性を考察してみる。すなわち、現金を対価とする場合、買収側の企業は、多額のキャッシュを必要とする。このキャッシュの調達源泉には、新規株式発行、社債の新規発行、内部留保の取り崩し、銀行からの借り入れなどが考えられる。いずれの方法を採用するにしても、会計利益の数値が良好な状態の方が資金調達者である企業やその方針を直接決定する経営者にとって都合がいいはずである。例えば、多くのケースで銀行借り入れによる資金調達が行われるが、その際会計利益が増加傾向になれば、それだけ企業にとっての借り入れ条件は、有利なものとなるだろう。このような、状況を考慮するなら、現金を対価とした買収・合併の際にも、経営者は、公表前に利益増加型利益調整を行う動機を持つ可能性があると考えられる。また、上述のように、利益増加型の利益調整は、その性質上、長期にわたって続けることが出来ない。したがって、その反動として公表後には、利益は減少すると考

えられる。これは、仮説②と対立する考えである。以上の観点に基づいて、本論では、仮説②と対立する仮説④を以下のように設定することとする。

仮説④

現金を対価とする再編企業の経営者は、公表前に利益増加型利益調整を行う。そして、その利益調整の反動として、公表後には、裁量的会計発生高が減少する。

3. 企業再編における裁量的会計発生高の リサーチデザイン

3.1 サンプルとデータ

本論の利益調整に関する分析対象のサンプルは、1999年から2007年までの間で、株式交換および現金を対価とする支払いによって買収や合併など企業再編をした日本国内の買収側（存続側）の企業、合計511社である。サンプルは次の要件に基づいて抽出した。第一に、1999年から2007年までの間に、株式もしくは現金のいずれかを対価とする企業再編の実施を公表した企業であること。第二に、当該企業が銀行業に属していないこと。第三に、分析に必要な当該企業の財務諸表に関するデータが入手可能なこと。

第一の要件は、レコフ社の「日本企業のM&Aデータブック 1985 - 2007」（以下「データブック」）に基づいて識別した。本論では、買収の場合は買収側企業を、合併の場合は存続会社のみを分析対象としているが、「データブック」で対価の支払い側として掲載されている企業を分析対象企業と判断してサンプルとしている。また、支払対価の種類の識別は、株式を対価とする企業再編は「データブック」で株式交換²⁾として分類・掲載されている企業を、現金を対価とする企業再編は「データブック」でTOB³⁾として分類・掲載されている企業として判断し

ている。さらに、本論では、株式交換はグループ外とグループ内に分けて分析を行っているが、基本的に「データブック」の分類に従った。ただし、どちらのグループに分類されようと、企業再編の内容、再編企業の特徴から判断して、当該グループに分類することが極めて疑わしい場合は、サンプルから除外している。第二の要件は、銀行業の財務諸表が他業種のそれと大きく異なり、本論の分析には適さないデータであるためである。第三の要件は、本論の分析上、数年間の財務数値が必要となり、データが入手困難な企業が少数ながら存在したためである。必要な財務データは、「日経 NEEDS 財務データ」および「企業財務データベース eol」より収集した。また、原則として連結財務諸表の数値を使用しているが、個別財務諸表のみを提出している企業については、その数値を使用している。

これらのサンプルを年度別および業種別に分類すると表1、表2のようになる。

年度別分布の特徴としては、グループ外の株式交換とTOBは、2007年を除いて年を得るにしがたがって、増加傾向にあることである。ただし、グループ内の株式交換は2002年をピークに減少傾向にある。これは、日本の企業が2000代に、グループ内の態勢を整え、グループ外への戦略的M&Aを本格化させていったという傾向をうかがわせる。

業種別分布では、グループ外の株式交換とTOBはサービス業が圧倒的なシェアを占め、その他小売業や商社の数が多いといった特徴がある。これは、日本の産業構造の現状と将来を見据えた企業戦略の特徴を表していると言えよう。これに対して、グループ内の株式交換は、それほど偏りが無く、バランスのとれた分布を示している。グループ内での企業再編は、業種に関係なく行われている。

表1 再編企業の年別分布

株式交換（グループ外）		現金（TOB）		株式交換（グループ内）	
1999年	6	1999年	4	1999年	6
2000年	13	2000年	6	2000年	10
2001年	14	2001年	9	2001年	11
2002年	18	2002年	9	2002年	21
2003年	11	2003年	10	2003年	17
2004年	43	2004年	22	2004年	13
2005年	48	2005年	30	2005年	12
2006年	43	2006年	37	2006年	10
2007年	28	2007年	55	2007年	5
計	224	計	182	計	105

表2 再編企業の業種別分布

業種	株式交換（グループ外）	現金（TOB）	株式交換（グループ内）
食品	5	12	7
繊維	1	5	3
パルプ・紙	3	1	4
化学	5	6	7
医薬品	1	1	0
石油	0	1	0
ゴム	0	1	0
窯業	1	3	3
鉄鋼	1	0	3
非鉄金属製品	8	4	3
機械	9	6	1
電気機器	24	10	8
造船	0	0	1
自動車	3	2	6
輸送用機器	0	0	0
精密機器	2	2	2
その他製造	3	10	2
水産	0	0	0
鉱業	0	0	0
建設	5	3	5
商社	34	21	8
小売業	22	16	5
銀行	0	0	0
証券	0	0	0
保険	0	0	0
その他金融	7	10	2
不動産	4	5	1
鉄道・バス	2	2	7
陸運	1	1	2
海運	0	2	4
空運	0	0	2
倉庫	0	2	0
通信	6	2	5
電力	0	3	2
ガス	0	0	1
サービス	74	49	8

注) 分析対象期間内の再編企業を日経業種分類（中分類）に従って分類している。一部業種不明の企業がある。銀行、証券、保険は除いている。

3.2 裁量的会計発生高の推定方法

本論の目的は、企業が買収・合併といった企業再編をする際に、その経営者による機会主義的行動によって、会計利益を操作するかどうかを検証することである。この経営者が行う利益調整行動を検証するために、本論では、実証会計学の中心的な分析概念である会計発生高の概念を使用する。特に、会計発生高モデル (Accruals Model) を用いて算定された裁量的発生高を用いる方法 (Kothari *et al.* [2005]) によって、上記の目的の検証を行う。

会計発生高とは、基本的に利益からキャッシュ・フローを除いた部分と定義される。言い換えると、会計上の利益は営業によりもたらされるキャッシュ・フローと会計発生高を加えたものとなる。さらに、会計発生高は、通常の営業活動から必然的に発生する正常な会計発生高部分 (非裁量的会計発生高) と経営者の見積もりや会計判断などの意図的な裁量行動によって生じる、裁量的会計発生高に分けることができる。利益調整研究では、この裁量的会計発生高に経営者の意図的利益調整行動、ひいては機会主義的行動が反映されていると考え、種々の仮説の検証を行うのが通例である。

裁量的会計発生高の検出方法としては、会計発生高から何らかの推計モデルで算出された非裁量的会計発生高を控除することによって行われている。本論では、上述のように Jones モデルをベースにした4つの非裁量的会計発生高推計モデルを使用して、非裁量的会計発生高を算出する。具体的な検出過程は以下のようになる。

本論では、まず会計発生高を須田・首藤 [2001] に従って、次の①式のように定式化する。②式は、営業キャッシュ・フローの定義である。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} = & [\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}] \\ & - [\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & - [\Delta \text{貸倒引当金} + \Delta \text{賞与引当金} \cdot \text{未払賞与} \\ & + \Delta \text{その他の短期引当金} + \Delta \text{退職給付引当金} \\ & + \Delta \text{その他の長期引当金} + \Delta \text{減価償却費}] \dots \text{①} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (\Delta \text{資金調達項目} = & \Delta \text{短期借入金} \\ & + \Delta \text{コマーシャル・ペーパー} \\ & + \Delta \text{1年内返済の長期借入金} \\ & + \Delta \text{1年内返済の社債} \cdot \text{転換社債}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{営業キャッシュ・フロー} = & \text{当期純利益} \\ & - \text{特別利益} + \text{特別損失} - \text{会計発生高} \dots \text{②} \end{aligned}$$

上記のように、この定義式から求められた会計発生高から非裁量的発生高を控除して裁量的発生高を検出するわけである。そこで次節では、非裁量的発生高の推計モデルを取り上げ、その算出方法を検討する。

非裁量的会計発生高は通常の営業活動で必然的に発生すると考えられるので、それらに関連が深いと考えられる財務項目を変数として推計式を組み立てる。これらの変数の違いやその追加・加工により4つのモデルが考えられている。本論では、以下で説明する4つの推計モデルを適用して裁量的会計発生高の算出を行い総合的な分析を行う。これは、非裁量的会計発生高の推計にあたって、頑健性の確認のために4つのモデルを併用して分析にあたることを意図したものである。以下では、岡田・山崎 [2008] に従って、非裁量的会計発生高の算出方法と裁量的会計発生高の検出方法を示すこととする。

まず、変数とその記号を示しておく。会計発生高： TA 、非裁量的会計発生高： $NDAC$ 、裁量的会計発生高： DAC 、売上高： REV 、売上債権： REC 、償却対象固定資産： PPE 、営業キャッシュ・フロー： CF 、総資産： A 、業種： j 、企業： i 、期間： t

JONES モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_j + \beta_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \textcircled{3}$$

$$E \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) = \alpha^{\wedge}_j + \beta^{\wedge}_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma^{\wedge}_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) \quad \dots \textcircled{4}$$

JONES モデルは、非裁量的会計発生高（期待会計発生高）を推定するため、①式で算出された TA を被説明変数に、REV の期中増減額と PPE を説明変数として、パラメータ α 、 β 、 γ を推計する。注意すべきは、この推計に際して、分散不均一の問題を緩和するためにすべての変数を期首総資産 A で標準化していることである。また、同一年度における同一業種 j に属する企業群のデータから、クロスセクションによる OLS 回帰によって推計を行っていることである。（これは以下のほかのモデルの推計プロセスにも共通している。）このように③式で推計された各パラメータを用いて④式のように期待会計発生高を算出している。これが非裁量的会計発生高である。このモデルは、JONES [1991] によって提案されたもので、4つのモデルのいわばプロトタイプである。

修正 JONES モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_j + \beta_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \textcircled{5}$$

$$E \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) = \alpha^{\wedge}_j + \beta^{\wedge}_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma^{\wedge}_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) \quad \dots \textcircled{6}$$

修正 JONES モデルは、JONES モデルに上式の様な修正を施しているが、その根拠としては、利益調整が売上高を通じて行われており、その調整が売掛金等の売上債権であるものと考え、売上債権の変化額を控除することによって調整を図ろうとするものである。

CFO JONES モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_j + \beta_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \delta_j \left(\frac{\Delta CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \textcircled{7}$$

$$E \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) = \alpha^{\wedge}_j + \beta^{\wedge}_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma^{\wedge}_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \delta^{\wedge}_j \left(\frac{\Delta CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) \quad \dots \textcircled{8}$$

修正 CFO JONES モデル

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_j + \beta_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \delta_j \left(\frac{\Delta CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad \dots \textcircled{9}$$

$$E \left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) = \alpha^{\wedge}_j + \beta^{\wedge}_j \left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \gamma^{\wedge}_j \left(\frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) + \delta^{\wedge}_j \left(\frac{\Delta CF_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) \quad \dots \textcircled{10}$$

修正 CFO JONES モデルは、Kaszniak [1999] によって提案されたモデルである。CFO JONES モデル、修正 CFO JONES モデルとも JONES モデル、修正 JONES モデルに営業キャッシュ・フローの変化額を説明変数として追加している。CF をモデルに追加した根拠としては、Dechow [1994] において、会計発生高と CF が強い相関をもつという実証研究の結果にある。③から⑩式で求められた各期待会計発生高

$E(TA_{i,t} / A_{i,t-1})$ が、各モデルにおける非裁量的会計発生高 (NDAC) である。注意すべきは、これらはある同一業種 j に属する企業群 i の期間 t におけるものであるということである。したがって、本論での分析の中心的な数値である裁量的会計発生高 (DAC) は、4つのモデルごとに以下の式のように、会計発生高から非裁量的会計発生高を控除して求めることとなる。

$$DAC_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDAC_{i,t} \quad \dots \text{①}$$

以上の4つの推計モデルにより、企業再編における経営者の利益調整について分析をしていく。この推計に使用する財務データは、1つの企業につき6年分の数値を使用するため、多くのデータが必要となる。以下表3～5は、支払対価別に区分した財務データの基本統計量である。

3.3 裁量的会計発生高の分析方法

上記の推計モデルと財務データによって裁量的会計発生高を算出する。そして、それぞれの支払対価ごとの経営者による利益調整行動 (裁量的会計発生高) には、以下のような分析方法を用いる。

株式を対価とした (株式交換による (グループ外, グループ内)) 企業再編および現金を対価とした (TOB による) 企業再編, それぞれで、以下の期に対応する裁量的会計発生高を JONES モデル, 修正 JONES モデル, CFOJONES モデル, 修正 CFOJONES モデルに基づいて算出する。

公表日を含む年の3期前 (= $t - 3$ 期) の裁量的会計発生高

公表日を含む年の2期前 (= $t - 2$ 期) の裁量的会計発生高

公表日を含む年の1期前 (= $t - 1$ 期) の裁量

表3 基本統計量 (株式交換 (グループ外))

	流動資産	現金・預金	受取手形・売掛金	貸倒引当金	償却対象有形固定資産	総資産	流動負債	短期借入金	コマシヤル・ペーパー	1年内返済の長期借入金	1年内返済の社債・転換社債
平均値	225,147.4	38,859.14	77,897.18	-3,258.928	71,190.22	428,542	184,869.6	48,742.5	63,022.83	17,595.29	15,531.37
中央値	14,804	3,944	4,236	-67	4,158	29,914	9,395	2,700	22,000	634	1,165
最大値	6,844,501	1,381,603	2,499,333	-0.059	5,467,498	11,658,510	23,022,380	3,172,837	801,111	502,586	222,039
最小値	3	1	1	-133.146	1	7	1	1	300	0.68	0.425
標準偏差	647,167.9	122,981.3	237,811	14,139.02	262,061.3	1,245,294	795,196.5	167,146.2	117,716.2	58,909.82	32,926.67
観測数	1,261	1,264	1,237	1,102	1,245	1,265	1,248	977	115	869	328
	賞与引当金・未払賞与	その他短期引当金	退職給付引当金	その他長期引当金	売上高	特別利益	特別損失	当期利益	営業活動によるキャッシュフロー	減価償却費	
平均値	2,161.302	1,904.139	22,909.61	2,392.61	389,604	2,244.896	5,344.871	-7,772.91	15,379.91	15,567.03	
中央値	346.5	501	746	334	31,771	126	485	620.5	924	825	
最大値	35,010	37,476	1,932,646	40,521	25,091,652	289,072	320,506	1,053,036	853,788	777,034	
最小値	0.5	1	0.169	10	1	1	1	-15,512,709	-5,311,375	0.87	
標準偏差	4,226.501	5,010.597	109,588.9	6,258.798	1,271,875	11,301.56	20,417.26	444,323.1	180,511.8	62,935.32	
観測数	934	360	920	105	1,265	905	1,043	1,258	1,071	1,061	

表4 基本統計量 (現金 (TOB))

	流動資産	現金・預金	受取手形・ 売掛金	貸倒引当金	償却対象 有形固定資産	総資産	流動負債	短期借入金	コマシヤル・ ペーパー	1年内返済の 長期借入金	1年内返済の 社債・転換社債
平均値	455,232.9	85,303.17	157,348.6	-4,965.871	251,369	1,082,202	357,458	98,217.38	112,896.2	44,498.48	26,268.07
中央値	49,293	12,905	11,318	-139	14,369.5	108,369.5	32,933	8,697.5	27,000	2,920	7,000
最大値	10,146,186	4,591,318	3,543,644	-0.01	69,700,667	75,640,016	16,038,078	8,670,000	1,110,655	775,409	428,073
最小値	16	5	1	-343,576	2	25	9	1	916	1	10
標準偏差	1,046,042	261,799	440,521.7	21,061.63	2,257,086	3,185,452	910,373.9	379,386.1	204,591.8	103,178	53,244.97
観測数	1,040	1,043	1,018	966	1,022	1,042	1,014	882	200	733	381

	賞与引当金・ 未払賞与	その他 短期引当金	退職給付 引当金	その他 長期引当金	売上高	特別利益	特別損失	当期利益	営業活動による キャッシュフロー	減価償却費
平均値	2,689.25	1,429.31	30,053.34	51,240.15	1,019,621	6,481,702	10,207.88	32,167.09	51,600.23	33,438.14
中央値	496	582	1,505.5	905	86,746	367	1,042	1,835	4,681	2,813
最大値	148,326	28,361	1,932,646	821,352	86,284,722	289,072	250,564	10,528,277	2,587,639	780,863
最小値	1.2	1	1	2	30	1	1	-483,837	-410,274	1.7
標準偏差	8,149,257	2,649,808	114,344.7	147,092.6	3,575,970	20,767.95	27,356.19	342,146.6	147,076	82,915.45
観測数	671	281	902	135	1,043	699	801	1,043	947	946

表5 基本統計量 (株式交換 (グループ内))

	流動資産	現金・預金	受取手形・ 売掛金	貸倒引当金	償却対象 有形固定資産	総資産	流動負債	短期借入金	コマシヤル・ ペーパー	1年内返済の 長期借入金	1年内返済の 社債・転換社債
平均値	416,652.3	76,326.88	119,703.5	-3,758.726	277,566.2	1,030,366	370,514.4	122,405.8	75,403.22	42,034.59	47,324.36
中央値	142,647	22,291	47,197	-563	60,600	323,300	123,587	29,672	28,000	5,912.5	18,851
最大値	11,019,607	2,024,830	1,583,393	-1	4,898,610	20,742,386	7,557,541	1,265,868	1,080,613	775,409	1,124,035
最小値	66	40	1	-153,558	31	362	4	31	400	1	0
標準偏差	1,074,528	215,919	234,144	13,573.29	620,277.1	2,271,783	789,680.1	198,132.6	174,241.3	98,142.81	116,920.2
観測数	591	591	589	563	579	591	591	533	112	364	262

	賞与引当金・ 未払賞与	その他 短期引当金	退職給付 引当金	その他 長期引当金	売上高	特別利益	特別損失	当期利益	営業活動による キャッシュフロー	減価償却費
平均値	4,609,442	7,224,251	39,946.29	38,001.85	777,367.5	9,159,807	13,335.83	15,801.12	58,457.88	40,144.85
中央値	2,128	553	6,985	818.5	263,167	1,574.5	3,112	1,866	9,873	7,530
最大値	43,220	258,644	995,765	755,033	16,054,290	265,023	373,167	944,671	1,329,472	851,634
最小値	1	1	1	12	0	1	1	-145,124	-66,630	14
標準偏差	6,679,078	34,416.13	109,968.6	125,439	1,819,974	23,037.07	29,558.97	79,344.99	149,561.6	97,816.84
観測数	471	223	549	142	591	486	519	591	435	431

的会計発生高

公表日を含む年 (= t 期) の裁量的会計発生高

公表日を含む年の1期後 (= $t + 1$ 期) の裁量

的会計発生高

公表日を含む年の2期後 (= $t + 2$ 期) の裁量

的会計発生高

これらを算出の上、それぞれ当該期数値と1期前の数値との平均値の差の検定、中央値の Wilcoxon 順位和検定を行うことによって、それぞれ前期と比べて統計的な増分を検討し、利益増加型利益調整の程度の時系列推移を分析する。

次に、株式を対価とした(株式交換による(グループ外))企業再編を行った企業と現金を対価とした(TOBによる)企業再編を行った企業、それぞれの期の裁量的会計発生高の平均値の差の検定と中央値の Wilcoxon 順位和検定を行うことによって両グループの裁量的会計発生高の企業間比較を行う。

また、株式を対価とした(株式交換による)企業再編を行った企業の内、グループ外企業とグループ内企業との平均値の差の検定と中央値の Wilcoxon 順位和検定を行うことによって両グループの裁量的会計発生高の企業間比較を行う。

4. 企業再編における裁量的会計発生高の分析結果

4.1 分析結果のまとめ

表6、表7、表8は各企業グループごとの時系列推移の分析結果を示している。具体的には、企業再編公表日 (= t) を含む年の前後の期間において、それぞれ当該年の裁量的会計発生高とその前年の裁量的会計発生高の平均値の差の検定と中央値の Wilcoxon 順位和検定を行った結果である。

まず、表6の株式交換による再編企業(グループ外)の検討を行う。表6の結果を見ると、JONES モデル、修正 JONES モデル、CFO-

表6 株式交換(グループ外)

	JONES		修正 JONES		CFOJONES		修正 CFOJONES	
	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t - 2$	0.0000 (1.0000)	-0.0153 (0.8336)	0.0000 (1.0000)	0.0015 (0.8697)	0.0093 (0.7262)	-0.0064 (0.9306)	0.0000 (1.0000)	-0.0243 (0.3051)
$\Delta t - 1$	0.0000 (1.0000)	0.0040 (0.6326)	0.0000 (1.0000)	-0.0048 (0.6077)	0.0045 (0.8264)	0.0089 (0.9484)	0.0000 (1.0000)	0.0113 (0.8658)
Δt	0.0000 (1.0000)	-0.0141 (0.8559)	0.0000 (1.0000)	-0.0103 (0.8897)	-0.4040 (0.2840)	0.0005 (0.8930)	-0.0105 (0.4551)	-0.0027 (0.8038)
$\Delta t + 1$	1.0000 (1.0000)	0.8418 (0.8442)	0.0000 (1.0000)	-0.0016 (0.8336)	0.4555 (0.2365)	0.0194 (0.0307)	0.1353 (0.0005)	0.0228 (0.0313)

注) 図表は、当該期間の裁量的会計発生高とその期間の1期前の期間の裁量的会計発生高の平均値の差の検定および中央値の Wilcoxon 順位和検定を行った結果である。表中の数値は、当該期間とその前期の数値は有意確率を示している。***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示している。

表7 現金 (TOB)

	JONES			修正 JONES			CFOJONES			修正 CFOJONES		
	平均値	中央値	平均値	平均値	中央値	平均値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t - 2$	0.0000 (1.0000)	-0.0018 (0.6556)	0.0000 (1.0000)	-0.0009 (0.5561)	-0.0077 (0.5884)	0.0032 (0.9872)	0.0000 (1.0000)	0.0019 (0.8652)				
$\Delta t - 1$	0.0000 (1.0000)	-0.0041 (0.6068)	0.0000 (1.0000)	-0.0040 (0.5662)	-0.0065 (0.6089)	-0.0027 (0.9557)	0.0000 (1.0000)	0.0042 (0.3553)				
Δt	0.0819 (0.0017)***	0.0450 (0.0004)***	0.0000 (1.0000)	0.5622 (0.0015)***	0.0489 (0.0000)***	0.0794 (0.0000)***	0.0156 (0.5839)	0.3595 (0.9871)				
$\Delta t + 1$	-0.0819 (0.0058)***	-0.0400 (0.0019)***	0.0000 (1.0000)	-0.0367 (0.0057)***	-0.0997 (0.0014)***	-0.0597 (0.0000)***	-0.0156 (0.6308)	-0.0083 (0.9717)				

注) 図表は、当該期間の裁量的会計発生高とその期間の1期前の期間の裁量的会計高の平均値の差の検定および中央値の Wilcoxon 順位検定を行った結果である。表中の数値は、当該期間とその前期の差を示している。括弧内の数値は有意確率を示している。***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示している。

表8 株式交換 (グループ内)

	JONES			修正 JONES			CFOJONES			修正 CFOJONES		
	平均値	中央値	平均値	平均値	中央値	平均値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$\Delta t - 2$	0.0000 (1.0000)	0.0124 (0.7307)	0.0000 (1.0000)	0.0061 (0.8061)	0.0033 (0.8792)	-0.0013 (0.8121)	0.0000 (1.0000)	-0.0015 (0.6541)				
$\Delta t - 1$	0.0000 (1.0000)	-0.0119 (0.5069)	0.0000 (1.0000)	-0.0194 (0.3417)	0.0208 (0.2287)	0.0230 (0.2976)	0.0000 (1.0000)	-0.0035 (0.6242)				
Δt	0.0000 (1.0000)	0.0062 (0.5708)	0.0000 (1.0000)	0.0089 (0.6123)	-0.0233 (0.1913)	-0.0238 (0.0580)*	0.0000 (1.0000)	0.0003 (0.7316)				
$\Delta t + 1$	0.0000 (1.0000)	-0.0120 (0.7499)	0.0000 (1.0000)	-0.0069 (0.9418)	0.0038 (0.8744)	0.0007 (0.7714)	0.0000 (1.0000)	-0.0034 (0.9310)				

注) 図表は、当該期間の裁量的会計発生高とその期間の1期前の期間の裁量的会計高の平均値の差の検定および中央値の Wilcoxon 順位検定を行った結果である。表中の数値は、当該期間とその前期の差を示している。括弧内の数値は有意確率を示している。***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示している。

JONES モデル、修正 CFOJONES モデルの4つのモデルによる裁量的会計発生高の増加は、平均値、中央値とも目立った変化は見られない。公表日を含む年とその前年の増加 (Δt)、公表日の前年とその前年の増加 ($\Delta t - 1$)、公表日の前々年とその前年の増加 ($\Delta t - 2$) では、いずれも統計的に有意な変化は見られない。さらに、公表日の次年とその前年の増加では、CFOJONES モデルについては、中央値で1%水準でプラスで有意な結果が、修正 CFOJONES モデルについては、平均値で1%水準でプラスで有意、中央値で5%水準でプラスで有意な結果となっている。この結果は、仮説①の想定とは逆の結果となっている。したがって、株式交換による再編企業（グループ外）についての分析では、仮説①を肯定する根拠を見出すことはできない。

次に表7の現金を対価（TOB）とした再編企業の検討を行う。表7の結果を見ると、JONES モデルで Δt において平均値、中央値とも1%水準でプラスで有意に、修正 JONES モデルで Δt において中央値が1%水準でプラスで有意に、CFOJONES モデルで平均値、中央値ともプラスで有意となっている。さらに、 $\Delta t + 1$ では、JONES モデルで平均値、中央値とも1%水準でマイナスで有意に、修正 JONES モデルでは、中央値で1%水準でマイナスに、CFOJONES モデルで平均値、中央値ともマイナスで有意となっている。修正 CFOJONES モデルでは、統計的に有意とはなっていないが、JONES モデル、修正 JONES モデル、CFOJONES モデルの結果を採用するならば、仮説④は統計的に支持される結果となっていると言える。次に表8の株式交換による再編企業（グループ内）の検討を行う。表8の結果を見ると、 Δt においてCFOJONES モデル中央値が10%水準でマイナスで有意になっている他は、全て統計的に有意な結果は見られない。この結果は、仮説①を肯定

する明確な根拠が見出せないということを示している。総じて、表6と表8の結果、統計的に仮説①は支持されない結果となった。しかし、表7の結果は、仮説④を肯定できる可能性があることを示している。

次に、企業グループ間の比較分析に移る。表9は、株式交換による再編企業（グループ外）と現金を対価（TOB）とした再編企業のグループ間の統計的比較の結果を示してある。公表日を含む年 ($= t$)、その前年 ($= t - 1$)、その前年 ($= t - 2$)、その前年 ($= t - 3$)、公表日を含む年の1年後 ($= t + 1$) の裁量的会計発生高の平均値の差の検定と中央値の Wilcoxon 順位和検定を行っている。表9を見ると、 $t - 1$ 期においてCFOJONES モデルで平均値と中央値がそれぞれ5%水準でプラスで有意である。しかし、 t 期においてJONES モデルで平均値と中央値が1%水準でマイナスで有意、修正 JONES モデルで中央値が1%水準でマイナスで有意、CFOJONES モデルで中央値がそれぞれ1%水準でマイナスで有意となっている。この結果をどのように判断すればよいであろうか。

もし、 t 期における3つのモデルのマイナスで有意な結果を採用するならば、 t 期では、株式交換による再編企業（グループ外）よりも現金を対価（TOB）とした再編企業の裁量的会計発生高の方が統計的に大きいことを示していることになる。表6と表7の結果を見ると、株式交換による再編企業（グループ外）は統計的に裁量的会計発生高を増加しておらず現金を対価（TOB）とした再編企業は統計的に裁量的会計発生高が増加している可能性があるということであった。これらを合わせて考えるならば、CFOJONES モデルで一部で統計的にプラスで有意な数値が出ているものの、仮説②と全く逆の結果が得られたと判断することが妥当であろう。また、この結果は、仮説④を統計的に支持する証拠にもなりうる。

表9 株式交換（グループ外）企業と現金（TOB）企業

	JONES			修正 JONES			CFOJONES			修正 CFOJONES		
	平均値	中央値	平均値	平均値	中央値	平均値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$t - 3$	0.0000 (1.0000)	0.0206 (0.2495)	0.0000 (1.0000)	0.0121 (0.2885)	0.0145 (0.5629)	0.0241 (0.1741)	0.0000 (1.0000)	0.0241 (0.1741)	0.0000 (1.0000)	0.0156 (0.1542)	0.0000 (1.0000)	0.0156 (0.1542)
$t - 2$	0.0000 (1.0000)	0.0071 (0.8290)	0.0000 (1.0000)	0.0145 (0.8969)	0.0315 (0.1026)	0.0145 (0.0547)*	0.0000 (1.0000)	0.0145 (0.0547)*	0.0000 (1.0000)	-0.0105 (0.7821)	0.0000 (1.0000)	-0.0105 (0.7821)
$t - 1$	0.0000 (1.0000)	0.83607 (0.7430)	0.0000 (1.0000)	0.0137 (0.8157)	-0.4551 (0.2696)	0.0261 (0.0433)**	0.0000 (1.0000)	0.0261 (0.0433)**	0.0000 (1.0000)	-0.0034 (0.6171)	0.0000 (1.0000)	-0.0034 (0.6171)
t	-0.0819 (0.0017)***	-0.0439 (0.0009)***	0.0000 (1.0000)	-0.0350 (0.0035)***	-0.36876 (0.3709)	-0.0527 (0.0000)***	0.0000 (1.0000)	-0.0527 (0.0000)***	-0.0262 (0.3721)	-0.0087 (0.6843)	0.0000 (1.0000)	-0.0087 (0.6843)
$t + 1$	0.0000 (1.0000)	-0.0037 (0.7254)	0.0000 (1.0000)	0.0000 (0.8321)	-0.455074 (0.0053)***	0.0265 (0.022)**	0.0000 (1.0000)	0.0265 (0.022)**	0.0310 (0.0034)***	0.0224 (0.1092)	0.0000 (1.0000)	0.0224 (0.1092)

注) 図表は、株式交換（グループ外）企業と現金（TOB）企業の差についての分析である。それぞれの期間で両企業グループの平均値の差の検定、中央値の Wilcoxon 順位和検定を行った結果である。表中の数値は、株式交換（グループ外）-現金（TOB）の差を示している。括弧内の数値は、有意確率を示している。*** 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示している。

表10 株式交換（グループ外）企業と株式交換（グループ内）

	JONES			修正 JONES			CFOJONES			修正 CFOJONES		
	平均値	中央値	平均値	平均値	中央値	平均値	平均値	中央値	平均値	中央値	平均値	中央値
$t - 3$	0.0000 (1.0000)	0.0222 (0.5082)	0.0000 (1.0000)	0.0063 (0.5518)	0.0395 (0.2309)	0.0285 (0.0709)*	0.0000 (1.0000)	0.0285 (0.0709)*	0.0000 (1.0000)	0.0099 (0.4797)	0.0000 (1.0000)	0.0099 (0.4797)
$t - 2$	0.0000 (1.0000)	-0.0055 (0.6740)	0.0000 (1.0000)	0.0018 (0.6590)	0.0455 (0.0825)*	0.0234 (0.0514)*	0.0000 (1.0000)	0.0234 (0.0514)*	0.0000 (1.0000)	-0.0128 (0.7882)	0.0000 (1.0000)	-0.0128 (0.7882)
$t - 1$	0.0000 (1.0000)	0.0103 (0.8394)	0.0000 (1.0000)	0.0164 (0.7252)	0.0293 (0.1391)	0.0093 (0.3444)	0.0000 (1.0000)	0.0093 (0.3444)	0.0000 (1.0000)	0.0019 (0.9952)	0.0000 (1.0000)	0.0019 (0.9952)
t	0.0000 (1.0000)	-0.0100 (0.6180)	0.0000 (1.0000)	-0.0028 (0.8346)	-0.3515 (0.5210)	0.0336 (0.0045)***	0.0000 (1.0000)	0.0336 (0.0045)***	-0.0105 (0.5355)	-0.0011 (0.9826)	0.0000 (1.0000)	-0.0011 (0.9826)
$t + 1$	0.0000 (1.0000)	0.0023 (0.6003)	0.0000 (1.0000)	0.0025 (0.5990)	0.1002 (0.0033)***	0.0524 (0.0001)***	0.0000 (1.0000)	0.0524 (0.0001)***	0.1247 (0.0152)**	0.0251 (0.0748)*	0.0000 (1.0000)	0.0251 (0.0748)*

注) 図表は、株式交換（グループ外）企業と株式交換（グループ内）企業の差についての分析である。それぞれの期間で両企業グループの平均値の差の検定、中央値の Wilcoxon 順位和検定を行った結果である。表中の数値は、株式交換（グループ外）-株式交換（グループ内）の差を示している。括弧内の数値は、有意確率を示している。*** 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示している。

続いて、表10の株式交換による再編企業（グループ外）と株式交換による再編企業（グループ内）のグループ間の統計的比較の分析を行う。分析方法は表9と同様である。

表10を見ると、 $t - 2$ 期の平均値と中央値、 $t - 3$ 期の中央値で10%水準でプラスで有意な結果が出ているものの、その他で仮説③を支持するような結果は得られていない。表8の結果と併せて考えると、表10の結果は仮説③を支持できるほどの根拠とはならないと考えられる。したがって、本論では仮説③を統計的に支持することはできないと判断する。

4.2 分析結果の解釈

以下では、本論の分析結果がどのようなインプリケーションを含んでいるのかという視点に立ち、分析結果の一つの解釈を提示する。

前節で確認されたように、株式交換による企業再編においては、利益増加型の利益調整は行われていない。この背景として、日本の企業社会の特質があげられるのではないだろうか。日本の企業は、たとえグループ外の企業同士であっても、事前にお互いの内部事情をよく知っている。したがって、企業再編に入る以前の段階で、会計操作を行うような相手とは、そもそもそういった話が持ち上がらないと考えることもできる。サンプルとして出てくる再編企業は、事前に相手の内部事情を熟知したうえで、信頼関係を構築し、入念に再編交渉を行ったうえで、買収・合併に合意した例が多数を占めると考えられる。したがって、株式交換による企業再編では、統計的に会計操作を支持する結果が出なかったことの一つの解釈として、こういった日本の企業社会の特質が影響していると捉えることも可能ではないだろうか。日本の多くの株式交換による企業再編では、再編が合意された時点で、すでに株式交換比率なども含めた諸条件が決定されている。もちろん諸外国でも同様の

ケースは多く見受けられるが、例えばアメリカの企業再編などでは、合意に達した時点から、交換比率が交渉の大きなアジェンダになる例も多数見られる。本論の分析結果と諸外国の先行研究で多くの企業が利益増加型利益調整を行っているという結果の違いは、こういった例から日本の企業社会の特質を示す一つの証左と言えるかもしれない。

会計操作との直接的な関連はないが、企業再編から見える日本の企業社会の特質を考える上では、例えば、2007年に行われたキリンとサントリーの経営統合の案件は、その特徴をよく表している。同業種でありながら、上場企業で株主構成も支配的な株主がおらず、取締役会もほとんどがプロパーであるキリンと非上場で創業者一族が大株主で実質的に経営を支配するサントリーでは、全く企業文化が異なっていた。川上 [2008] も指摘するように、この統合案件は企業戦略的にも多大のシナジー効果を見込めるものであったし、統合比率に関してもキリン側とサントリーの創業家側との妥協点は十分見いだせる、両社にとって有益な戦略的提携であったと考えられる。しかし、この企業文化によるガバナンス構造の違いが最後まで障壁として立ちただけで、正式な統合の決定の目前で決裂をしてしまった。もちろん、この案件は、本論の分析対象サンプルには入っていない。

次に、本論の分析結果では、現金を対価とする（TOB）企業では、利益増加型利益調整を行う傾向があることが確認された。企業やその経営者は、再編の相手の内部事情を熟知し、会計操作を行うような相手とは買収・合併を行わない一方で、資金調達のためには会計操作を行う可能性があるのである。本論で述べたように、現金を対価とする場合、買収側の企業は、多額のキャッシュを必要とする。どのような資金調達方法を採用するにしても、会計利益の数値が良好な状態の方が資金調達者である企業やその

方針を直接決定する経営者にとって都合がいいはずである。例えば、多くのケースで銀行借入れによる資金調達が行われるが、その際会計利益が増加傾向になれば、それだけ企業にとっての借入れ条件は、有利なものとなるだろう。あるいは、内部留保の取り崩しによって資金を調達する場合も利益が増加しているならば、株主等の主要なステークホルダーに納得のいく説明をすることができる。つまり、企業は再編において銀行や株主に対しては、会計操作を行う傾向がある。本節の解釈からして、銀行や株主などの資金調達先には企業についての十分な情報が行き届いておらず、企業再編に関して情報の非対称性が存在する。したがって、経営者が会計操作を行う余地がそこに発生する可能性があることを指摘することができる。

5. おわりに（結果の要約と今後の課題）

本論では、買収・合併などの企業再編において、買収企業側（存続会社側）の経営者が利益増加型の利益調整を行っているかどうかを検証してきた。特に、その企業再編が株式交換や現金を対価としたものなど、対価の支払い手段によってどのような違いがあるかについて主に分析をしてきた。

具体的には、1999年から2007年の間で企業再編を行った企業を、株式交換で行った企業、現金を対価（TOB）として行った企業、および株式交換で行った企業でグループ外企業とグループ内企業に分類した上で、各々の裁量的会計発生高を JONES モデル、修正 JONES モデル、CFO JONES モデル、修正 CFO JONES モデルの4つのモデルによって算出し、その比較・分析を4つの仮説を検証する形で統計的に行った。その結果は以下のようなものである。

まず、仮説①については、株式を対価とする（株式交換取引による）企業再編の公表前において、再編企業（買収企業や存続会社）の経営者

は利益増加型利益調整を行ったという根拠は見いだせなかった。つまり、いずれのモデルにおいても裁量的会計発生高の増加が統計的にプラスで有意な数値を示さなかった。そして、企業再編の公表後には、裁量的会計発生高が減少することはなく、一部のモデルでは逆にプラスで有意な数値が出ている。このことから、統計的に仮説①を支持することはできないことが確認された。

次に仮説②については、企業再編の公表前において、株式を対価とする企業の裁量的会計発生高は、現金を対価（TOB）とする企業よりも大きな値を取るという傾向は見られなかった。逆に、現金を対価（TOB）とする企業の裁量的会計発生高が、株式を対価とする企業のそれよりも大きいことを裏づける有意な数値が算出された。このことから、統計的に仮説②を支持することはできないことが確認された。

仮説③では、企業再編の公表前において、グループ外企業間で株式を対価とする企業の裁量的会計発生高は、グループ内の企業間で株式を対価とする企業よりも大きな値を取るという根拠は、一部のモデルで統計的に有意な数値はあったが、その他ほとんどのモデルで有意な数値を検出できなかった。このことから、統計的に仮説③を支持することはできないことが確認された。

仮説④では、4つのモデルのうち、3つのモデルで、現金を対価とする買収・合併（TOB）企業の裁量的会計発生高はプラスで有意な数値を示し、そして、公表後には、裁量的会計発生高が同様に3つのモデルでマイナスで有意な数値を示している。つまり、現金を対価とする（TOB）企業は、公表前に利益増加型利益調整を行い、その反動として、公表後に裁量的会計発生高は減少するという仮説④を支持する結果が確認された。また、上述のように仮説②の検証においても仮説④は間接的に支持されている。

まとめるならば、本論の分析の主要な結論として、次の2点があげられるであろう。第一に、株式交換による再編企業の経営者による利益増加型利益調整は、当初の想定とは違い、行われていないということ。第二に、現金を対価とする(TOB)再編企業の経営者による利益増加型利益調整が行われているということである。この第二の結論は、先行研究には見られない、本研究で新たに得られたものである。これらの結果がどういうインプリケーションを含んでいるのかについては、前節で述べたとおりである。

本論では、主として再編企業の経営者の利益調整行動について、再編の支払対価別に裁量的会計発生高を算出して分析を行ってきた。本論の結果を踏まえて、次には、再編企業の経営者の利益調整行動と株式市場での株価形成との関係、および株式所有構造などの企業のガバナンスとの関係の考察を今後の課題としたい。

注

- 1) 経営者が自社の価値を最大化することよりもその規模を大きくすることを好むことを指す。自分の帝国を建設することが経営者個人にとっての目標となる。建設の方法には、株主の利益を省みずに事業規模を拡大したり、企業買収や配当の減額を行うと言ったものがある。(Ogden *et al.* [2002])
- 2) 「データブック」での「株式交換」は、株式交換と株式移転を含む広義の株式交換を示す。本論もそれに従っている。
- 3) 金融商品取引法では、TOBは株式を対価とすることも許されているが、現状として株式を対価とした公開買い付けは皆無である。したがって、本論では、TOBによる取引を現金を対価とした取引であると判断した。

参考文献

- Botsari, A., and G. Meeks, [2006], Do Acquires Overstate Earnings Prior to a Share Bid?, Working Paper, University of Warwick.
- Dechow, P.M., [1994], Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals, *Journal of Accounting and Economics* 18, 3-42.
- Erikson, M., and S. Wang, [1999], Earnings Management by Acquiring in Stock Mergers, *Journal of Accounting and Economics* 27 (April), 149-176.
- Heron, R., and E. Lie, [2002], Operating Performance and the Method of Payment in Takeovers, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37, March, 137-155.
- Jones, J.J., [1991], Earnings Management during Import Relief Investigations, *Journal of Accounting Research* 29, 193-238.
- Kaszniak, R., [1999], On the Association Between Voluntary Disclosure and Earnings Management, *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Kothari, S.P., A.J. Leone, and C.E. Wasley, [2005], Performance Matched Discretionary Accrual Measures, *Journal of Accounting and Economics* 39 (Feb), 163-197.
- Kothari, S.P., and J.B. Waner, [1997], Measuring Long-horizon Security Price Performance, *Journal of Financial Economics* 43, 301-340.
- Loughran, T., and J. Ritter, [1995], The New Issues Puzzle, *The Journal of Finance* 50, 23-51.
- Louis, H., [2004], Earnings Management and Market Performance of Acquiring firms, *Journal of Financial Economics*, 174, 121-148.
- Ogden, J.P., F.C. Jen, and P. F. O'Connor, [2002], *Advanced Corporate Finance*, Prentice Hall.
- Rosa, R.D.S., A. Sheung, and T. Walter, [2003], Is Earnings Management Systematically Associate with The Use of Stock Payment in Takeovers?, Working Paper, University of Western Australia.
- Sloan, R., [1996], Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings? *Accounting Review* (July), 289-316.
- Xie, H., [2001], The Mispricing of Abnormal Accruals, *Accounting Review* 76(3), 357-373.
- 浅野敬志・石井康彦・中山重穂・田代樹彦 [2002], 「株式交換取引における日本企業の利益管理行動」, 名城論叢, 第3号第3巻, 55-67.
- 浅野敬志・石井康彦・中山重穂・田代樹彦 [2007], 「企業再編における利益管理行動と株価効果」, 『証券経済学会年報』42, 253-259.
- 岡田克彦・山崎尚志 [2005], 「上場変更と株価の長期パフォーマンス」『現代ファイナンス』18, 27-45.
- 岡田克彦・山崎尚志 [2008], 「上場変更企業における Manager Opportunism の検証—裁量的会計発生高と Post-Listing Return—」, 『現代ファイナンス』23, 109-130.
- 北川教央 [2008], 「企業再編における経営者の利益調整行動に関する実証研究」博士論文, 第4章, 神戸大学.
- 北川教央 [2009], 「組織再編企業の利益調整と株価形成」, 『会計プロGRESS』第10号, 16-27.
- 首藤昭信 [2010], 『日本企業の利益調整』, 中央経済社.
- 須田一幸・首藤昭信 [2001], 「経営者の利益予想と裁

- 量的会計行動」『産業経理』61(2), 46-57.
- 須田一幸・山本達司・乙政正太編著 [2007], 『会計操作』, ダイヤモンド社.
- 高橋邦丸 [2008], 「買収対価の支払い手段と利益調整」, 『管理会計学』16(2), 53-68.

その他

- 川上慎市郎 [2010] 「キリン・サントリーの統合交渉破談に見る『変わらない日本的経営』の本質」
GLOBIS.JP サイト URL:<http://globis.jp/1193-1>