

買収防衛策導入企業における短期株価異常リターンと 経営者の利益調整行動

重 本 洋 一*

目 次

1. はじめに
2. 先行研究と仮説の設定
 - 2.1 買収防衛策導入企業の経営者の利益調整行動
 - 2.2 買収防衛策導入企業の短期的株価形成と経営者の利益調整行動との関連性
3. リサーチ・デザイン
 - 3.1 裁量的会計発生高の推定方法
 - 3.2 経営者の利益調整行動（裁量的会計発生高）の検証方法
 - 3.3 短期株価の形成と経営者の裁量的会計発生高の関連性の検証方法
4. 分析の結果と仮説の検証
 - 4.1 経営者の利益調整行動（裁量的会計発生高）の分析結果
 - 4.2 短期株価の形成と経営者の裁量的会計発生高の関連性の分析結果
5. おわりに（結果の要約と今後の課題）

1. はじめに

筆者は、拙著（重本（2008）、重本（2009））において買収防衛策導入企業における経営者の機会主義的行動（エン tren chment 行動あるいは保身行動）と短期株価の反応を検証してきた。特に、重本（2009）では、「何故経営者は買収防衛策を導入するのか？」という経営者の意図を探ってきた。そこでの中心的な検証仮説は、経営者の機会主義的行動（保身的行動）であった。これに対して、本論では、買収防衛策導入企業における経営者の会計行動を通じて、経営者の機会主義的行動（保身的行動）を分析

し、その行動が短期株価の形成にどのような影響を与えているのか、あるいは影響を与えていないのかを考察していく。経営者の会計行動に関しては、買収防衛策導入を公表する直前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。買収防衛策導入企業においても経営者は、自社および経営者自身に有利に会計利益を調整することが予想される。

重本（2009）では、プロビット分析を用いて、経営者の買収防衛策導入の意図を検証してきた。その中でも、経営者保身行動仮説について、役員持株比率、社齢、役員平均在職年数（経営社テニユア）といった直接的な要因からの検証では、ほぼ仮説を肯定する結果が得られた。さらに、外国法人株主の存在が、ある程度買収防衛策の導入に影響を与えているとの結果が得られた。特に、経営の意思決定に関与できない程度の持株比率しかない外国人株主の存在は、買収防衛策導入にプラスの効果を持つことが確認された。つまり重本（2009）の分析で、経営者は、機会主義的、保身的意図によって買収防衛策を導入することが示された。では、この点を、経営者の会計行動の点から考察するとどのような結果が得られるのだろうか。これが、本論の分析の視点の一つである。

重本（2008）では、イベント・スタディを用いて経営者の買収防衛策導入の意図を検証してきた。全サンプル企業の分析の結果、買収防衛策導入に株式市場は統計的に有意な反応を示さ

* 広島経済大学経済学部准教授

ず、買収防衛策の導入が株価に影響を与えているとは言えない（帰無仮説を棄却できない）という結論を下すこととなった。また、経営者保身仮説を検証するために、買収防衛策の発動決定機関として「取締役会決定型」と「株主意思確認型」にサンプルを分類して分析を行った結果、「取締役会決定型」では有意な反応はなく「株主意思確認型」でマイナスで有意な反応が出た。想定とは全く逆の結果であり、買収防衛策導入が経営者の保身的行動の結果であるという根拠を読み取ることはできなかった。しかし、短期的な株価異常収益率が有意な反応を示していないからと言って、防衛策導入における経営者の保身行動を完全に否定することはできない。これは、重本（2009）の分析結果からも言えることである。

本論では、重本（2008）および重本（2009）の分析結果を踏まえ、本論で新たに追加した視点、つまり経営者の利益調整行動と株価の関係を改めて考察し直し、防衛策導入における経営者保身行動仮説についての追加的検証をする。

本論の構成は、以下のとおりである。第2節では、買収防衛策導入企業の経営者の利益調整行動およびその利益調整行動と株式市場の関連性について、先行研究の整理と仮説の設定を行う。第3節では、経営者の利益調整行動を測る裁量的会計発生高の推定方法、短期株価異常収益率と裁量的会計発生高の関連性を分析するためのリサーチ・デザインを整理する。第4節では、第3節で示した分析を受けて、その分析結果を示し、買収防衛策導入企業の経営者の利益調整行動および短期株価の形成過程との関連性の有無を示すとともに、その他本論で得られた分析結果を示す。第5節では、第4節で得られた結果の要約、本論全体で得られた成果を示し、合わせて今後の課題を示す。

2. 先行研究と仮説の設定

2.1 買収防衛策導入企業の経営者の利益調整行動

日本における買収防衛策と経営者の利益調整の関連性を扱った先行研究は、筆者の知る限り見当たらない。しかしながら、北川（2008）、高橋（2008）のように企業再編における経営者の利益調整行動との関係を検証している論文は、多数存在している。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た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。

敵対的買収に対する買収防衛策導入は、まさに企業再編の一連の流れの中に含まれていることを考えると、経営者は何らかの利益調整行動

をすることが想定できる。では、経営者は、防衛策導入にあたってどのような利益調整を行うのであろうか。まず考えられるのは、経営者が敵対的買収を恐れて、防衛策を導入するのであるから、経営者にとっては事前に株価を高くし、より買収されにくくして、買取防衛策を補強するために、利益増加型利益調整を行うのではないだろうかという視点である。次に考えられるのは、経営者が敵対的買収を阻止するため、意図的に会計利益を減少させ（利益減少型利益調整）、買収者にとって自社が魅力のない会社に見せかけようとするのではないか、という想定である。この2つ目の想定は先行研究には無い、本論独自の視点である。以上のような観点から、以下の相反する2つの検証仮説を設定する。

仮説①買取防衛策導入公表前に経営者は利益増加型利益調整を行う。

仮説②買取防衛策導入公表前に経営者は利益減少型利益調整を行う。

2.2 買取防衛策導入企業の短期の株価形成と経営者の利益調整行動との関連性

上述のように、買取防衛策導入企業の株価異常収益率が統計的に有意な反応を見せていないからと言って、防衛策導入における経営者の保身行動を完全に否定することはできない。そこで本節では、重本（2008）のイベント・スタディによって行った短期株価の異常収益率と他の変数の間の関係を考察して、株価変動の要因を追加的に分析する。とくに、経営者の利益調整行動を経営者の機会主義的行動の代理変数の一つと見なして分析を行うとともに、その他の変数も考慮に入れて仮説を設定して検証していく。

日本における買取防衛策導入企業の株価と経営者の利益調整行動の関係を直接扱った研究

は、筆者の知る限り見当たらない。しかしながら、浅野他（2007）、北川（2008）、北川（2009）のように企業再編における株価と経営者の利益調整行動との関係を検証している論文は、多数存在している。浅野他（2007）は、1999年から2004年の間に株式交換を公表した上場企業、延べ290社をサンプルとして、短期異性異常収益率と利益調整の指標としての裁量的会計発生高の関係を検証した。具体的には、公表前後の短期異性異常収益率を被説明変数とし、公表前3期にわたる裁量的会計発生高を説明変数とした回帰分析を行っている。株式交換の公表によって、市場が裁量的会計発生高による経営者の利益調整行動を見抜いたならば各変数の回帰係数は有意に負となることが期待されたが、結果として、そのような仮説を肯定する一貫して有意な結果は得られていない。このことから、株式交換の公表において市場が裁量的会計発生高によって経営者の利益調整行動を見抜けなかったという報告をしている。

北川（2009）は、2003年4月から2007年3月までの間に、株式交換もしくは合併を発表した上場企業、延べ138社をサンプルとして、公表日後の短期累積異常収益率と長期累積異常収益率およびバイ・アンド・ホールド・リターンを被説明変数とし、裁量的会計発生高とその他のコントロール変数を説明変数として回帰分析を行っている。結果としては、短期異常累積収益率と裁量的会計発生高の間には統計的に有意な関係は見いだせなかったが、長期累積異常収益率、バイ・アンド・ホールド・リターンの回帰係数はいずれもマイナスで有意となった。この結果から、日本の企業は企業再編に先立ち、経営者が利益増加型の利益調整を行い、その後の反転効果によって後の会計期間に利益が減少し、長期の株価形成にマイナスの影響を与えることが報告されている。ここでも同様に、敵対的買収に対する買取防衛策導入は、まさに企業

再編の一連の流れの中に含まれていることを考えると、上述の先行研究を参考にして、買収防衛策導入の直前に経営者は何らかの利益調整行動を行い、市場はその利益調整行動を織り込んで株価を形成しているのかどうか分析することは意義のあるものであろう。では、どのように仮説を設定すべきか。買収防衛策導入企業の経営者の利益調整行動が株価形成に反映される時点については、投資家の利益調整に対する事前の認識の時点によって、いくつかのシナリオが考えられる。投資家は、公表時点ですでに経営者の利益調整を認識していたとしたら、公表日直後の株価に直ちに反映されるだろう。それに対して、投資家は公表時点では利益調整を認識できず、その後の追加的情報によって認識できるとすれば、公表時点より遅れた時点において、株価に反映されるだろう。以上のような観点に立って、次の2つの仮説を設定する。

仮説③買収防衛策導入に先立って行われる経営者の利益調整行動は、即座に株価に反映される。

仮説④買収防衛策導入に先立って行われる経営者の利益調整行動は、一定期間後に株価に反映される。

3. リサーチ・デザイン

本論の目的は、買収防衛策導入企業における経営者の会計行動を通じて、経営者の機会主義的行動（保身的行動）を分析し、その行動が短期株価の形成にどのような影響を与えているのか、あるいは影響を与えていないのかを考察していくことである。経営者の会計行動に関しては、買収防衛策導入を公表する直前に、経営者がどのような利益調整行動を行うかを分析するため、会計発生高（裁量的会計発生高）という概念を使用することとする。そこで、以下で

は、この裁量的会計発生高の推定方法を示す。さらに、短期株価の形成と経営者の利益調整行動の関連性を分析するため、重本（2008）・重本（2009）で得られたデータ（累積異常収益率およびその他の財務データ）と裁量的会計発生高を使い、累積異常収益率を被説明変数に裁量的会計発生高とその他のコントロール変数を説明変数にした回帰分析を行うが、そのモデルについての詳細を示すこととする。

3.1 裁量的会計発生高の推定方法

前節で設定した仮説①と仮説②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。

会計発生高 = [Δ流動資産 - Δ現金預金]

- [Δ流動負債 - Δ資金調達項目]
- [Δ貸倒引当金 + Δ賞与引当金・未払賞与
+ Δその他の短期引当金 + Δ退職給付引当金
+ Δその他の長期引当金 + 減価償却費] …①

(Δ資金調達項目 = Δ短期借入金

+ Δコマーシャル・ペーパー
+ Δ1年内返済の長期借入金
+ Δ1年内返済の社債・転換社債)

営業キャッシュ・フロー = 当期純利益

- 特別利益 + 特別損失 - 会計発生高 …②

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

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

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

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

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

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

修正 Jones モデルは、Jones モデルに上式のよう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

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

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

修正 CFO Jones モデル

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

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

修正 CFO Jones モデルは、Kasznik (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 $E\left(\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}}\right)$ 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。

$$DAC_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDAC_{i,t} \quad \dots \textcircled{11}$$

以上の4つの推計モデルにより、買収防衛策導入企業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、重本 (2008)・重本 (2009) で使用したものである。

3.2 経営者の利益調整行動 (裁量的会計発生高) の検証方法

前節で設定した仮説①と仮説②を検証するため、買収防衛策導入企業の裁量的会計発生高を算出し、統計的分析を行う。具体的には、上記の4つのモデルによって推計された裁量的会計発生高を、それぞれ買収防衛策導入年の直前決算期 (= t) とその1期前 (= $t-1$)、さらにその1期前 (= $t-2$) および1期後 (= $t+1$) について計測し、平均値の t 検定と中央値の Wilcoxon 符号順位検定によって分析を行う。

3.3 短期株価の形成と経営者の裁量的会計発生高の関連性の検証方法

前節で設定した仮説③と仮説④を検証するため、被説明変数に累積異常リターンを、説明変数に公表前期の裁量的会計発生高を含む回帰式を設定し、両者の関連性を分析していく。回帰式の基本モデルは、以下の⑫式のとおりである。

$$CAR_i = \alpha_0 + \beta_1 DAC_i + \varepsilon_i \quad \dots \text{⑫}$$

ここで、 CAR^1 は重本 (2008) で使用した買取防衛策導入発表後の全サンプルにおける累積異常収益率を、 DAC は同じく全サンプルの導入発表前の裁量的会計発生高を表している。 α は定数項、 ε は誤差項である²⁾。

⑫式の基本モデルを基に、仮説③と仮説④を検証するための変数を具体的に定義していく。被説明変数は、仮説③における「即座に株価に反映される」ということを観察するため、公表日を含む前後1日、計3日間の CAR を計算し、そのうちの公表日の1日後の CAR を被説明変数 $CAR1$ とする。また、仮説④における「一定期間後に株価に反映される」ということを観察するために、公表日を含む前後10日間の CAR を計算し、そのうちの公表日の10日後の CAR を被説明変数 $CAR10$ とする。この2つの被説明変数に対して以下の説明変数を設定する。まず、裁量的会計発生高は、4つのモデルで算出された公表日直前の決算期 ($=t$) における数値とその前の決算期 ($=t-1$) における数値を用い、それぞれ $DAC0$ と $DAC(-1)$ とする。

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

第一に、株式所有構造に関する変数である。安定株主の存在は、「王子製紙」と「北越製紙」の敵対的買取事件が象徴的に示すように、安定株主の持株比率が多いほど、買取は難しくな

り、これにより買取プレミアムの獲得が期待できず、導入企業の株価は低下する可能性がある。逆に、安定株主の持株比率が少ないほど、買取は容易になり、これにより買取プレミアムの獲得が期待でき、導入企業の株価は上昇する可能性がある。したがって、安定株主をコントロール変数として採用する。ここでは、安定株主を金融機関持株比率と法人株主持株比率を合計したものとして定義し、 STR とする。

次に、経営者持株比率を考える。Morck et al. (1988) は、経営者が当該企業の株式の一部を保有していることは、経営者の努力インセンティブを高める効果と低める効果があると述べている。そして、前者をアライメント効果、後者はエントレンチメント効果として説明している。アライメント効果は、経営者の株式保有によって、経営者と株主の利益の一致の度合いが高まり、経営者の努力インセンティブが高まるというものである。一方、エントレンチメント効果は、経営者の株式保有による議決権の確保で、他のステークホルダー、特に株主からの規律づけ圧力に対する自己防衛がなされ、経営者の努力インセンティブが低下するというものである。つまり、経営者の持株比率が非常に低い段階と非常に高い段階では、持株比率が高まるにつれて一般株主との利害の一致度合いが高くなり、株式価値も上昇するが、一方で経営者持ち株比率が中間的な段階において、経営者の持株比率が高まるにつれて、一般株主との利害の一致度合いが低くなり、株主価値が低下すると考えることができる。さらに次のようにも考えることができる。重本 (2008)・重本 (2009) の先行研究でみたように、買取のターゲットにされる企業の経営者の持株比率は、買取の成否を大きく左右する可能性も指摘されている。したがって、経営者の持株比率が非常に低いほど、買取の可能性が高まり、買取プレミアムが期待できるため、株価は高くなり、逆に経営者

の持株比率が高いほど、買収の可能性が低くなり、買収プレミアムが期待でなくなるため、株価は低くなると考えることができる。このアライメント効果とエントレンチメント効果が両方働くことにより、経営者持株比率と株価の関係は非単調、非線形の関係にあると考えることができる。このような観点から、本論では、両者の非単調性を仮定する。具体的には推計式で示されるように経営者持株比率の2乗項、3乗項を変数に加えた3次式を設定する。以上から、経営者持株比率の変数の1乗項、2乗項、3乗項を考え、それぞれ DIR 、 $DIR2$ 、 $DIR3$ とする。

第二に、規律付けに関する変数である。Jensen (1986) によれば、何らかの規律付けが経営者に働かなければ、経営者は正味現在価値がマイナスの投資を行いうるため、経営者と株主の間で利害対立が生じる。これを解消する一つの方法は、負債契約である。金融機関からの負債契約に基づいた規律付けによって、この利害対立が解消するという事は、負債が多ければ企業価値を増大させるということを表している。このような企業が買収防衛策を導入するならば、現在高い企業価値を他の買収者から守る、あるいは買収されるにしても高い企業価値にプラスして高い買収プレミアムの獲得が期待できるという意味で、株価が上昇する可能性がある。そこで、本論では、これらをコントロールする変数として負債比率（負債合計÷資本合計×100）を DER として定義する。ただし、この負債比率は、大きくなればなるほど、倒産確率を増大させる可能性も考慮に入れておかなければならない。

第三に、経営効率性に関する変数である。経営効率の良い企業が、他の企業やファンド等を買収のターゲットにされる場合、当然高い買収プレミアムが期待できるはずである。経営効率の良い企業が、買収防衛策を導入するならば、その防衛策を交渉力として、より一層の買収プ

レミアムが期待できるのではないであろうか。また、 ROA が低い企業は、特にファイナンシャルバイヤーからの買収ターゲットになることが指摘されており（川北・宮野（2007））、経営効率が低く、株価が割安になっている企業の株価が、買収防衛策導入による買収プレミアム獲得への期待として、株価の上昇を見込めるという論理も成り立つであろう。この相反する想定の下、どちらの効果が表れるかを検証するため、本論では、経営効率性に関する変数として ROA （事業利益÷総資産×100）を設定する。ただし、変数設定の際、 ROA が将来も一定であると仮定している³⁾。

以上の変数の定義に基づいて、以下のような回帰モデルを設定し、分析を行う。

回帰モデル

$$\begin{aligned} CAR1_i = & \alpha_0 + \beta_1 DAC_i + \beta_2 DIR_i \\ & + \beta_3 DIR2_i + \beta_4 DIR3_i + \beta_5 STR_i \\ & + \beta_6 + \beta_7 DER_i + \beta_8 ROA_i + \varepsilon_i \quad \dots \textcircled{13} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} CAR10_i = & \alpha_0 + \beta_1 DAC_i + \beta_2 DIR_i \\ & + \beta_3 DIR2_i + \beta_4 DIR3_i + \beta_5 STR_i \\ & + \beta_6 + \beta_7 DER_i + \beta_8 ROA_i + \varepsilon_i \quad \dots \textcircled{14} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{累積異常収益率} = & \alpha_0 + \beta_1 \text{裁量的会計発生高} \\ & + \beta_2 \text{経営者持株比率} + \beta_3 \text{経営者持株比率}^2 \\ & + \beta_4 \text{経営者持株比率}^3 \\ & + \beta_5 (\text{金融機関持株比率} + \text{法人持株比率}) \\ & + \beta_6 \text{負債比率} + \beta_7 ROA + \varepsilon \end{aligned}$$

4. 分析の結果と仮説の検証

4.1 経営者の利益調整行動（裁量的会計発生高）の分析結果

表1は、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFOJones モデル、修正 CFOJones モデルによって推計された裁量的会計発生高の分析結果である。まず、Jones モデルでは、 t 期の中央

表1 買取防衛策導入企業の裁量的会計発生高

	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
$t-1$	1.0000 (1.0000)	0.0006 (0.5154)	0.0000 (1.0000)	-0.0006 (0.6065)	-0.05020 (0.0000)***	-0.0480 (0.0000)***	-0.0094 (0.0034)***	-0.0064 (0.0058)***
t	0.0000 (1.0000)	-0.0062 (0.0687)*	-0.0130 (0.0016)***	-0.0147 (0.0000)***	-0.0484 (0.0000)***	-0.0486 (0.0000)***	-0.0062 (0.0150)**	-0.0063 (0.0008)***
$t+1$	0.0000 (1.0000)	-0.0024 (0.9960)	0.0000 (1.0000)	-0.0014 (0.9280)	-0.0349 (0.0000)***	-0.0400 (0.0000)***	1.0000 (1.0000)	-0.0028 (0.4856)

注) 平均値は、帰無仮説を0とした t 検定の結果である。また、中央値は、ウィルコクソンの符号順位検定である。数値は、それぞれの係数、括弧内は有意確率を示している。***, **, * は、それぞれ、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

値が10%水準でマイナスで有意である。修正 Jones モデルでは、 t 期において平均値、中央値とも1%水準でマイナスで有意となっている。CFOJones モデルでは、 $t-1$ 期で平均値、中央値とも1%水準でマイナスで有意に、 t 期においても平均値、中央値とも1%水準でマイナスで有意となっている。修正 CFOJones モデルでは、 $t-1$ 期で平均値、中央値とも1%水準でマイナスで有意に、 t 期においては平均値で5%水準でマイナスで有意に、中央値では1%水準でマイナスで有意となっている。このように、表1からは、Jones モデル以外の4つの推計モデルで、買取防衛策導入前の裁量的会計発生高が強くマイナスの傾向を示していることが見て取れる。

この結果から、仮説①は否定され、仮説②が強く肯定されると結論付けてよいであろう。つまり、経営者は利益減少型の利益調整を行い、買取者から見て、自社を魅力のない会社に見せかけることで、敵対的買取を回避しようとした可能性があることを指摘できる。この結果は先行研究には無い、本論で新たに発見された結果である。

4.2 短期株価の形成と経営者の裁量的会計発生高の関連性の分析結果

表2、表3、表4、表5は、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFOJones モデル、修正

CFOJones モデルごとに分類した累積超過収益率と裁量的会計発生高およびその他の変数の回帰分析の結果である。各表の左側は被説明変数が $CAR1$ 、右側は $CAR10$ の分析結果を示しており、それぞれ仮説③と仮説④の検証結果に対応している。4つの表を見ると、総じてほぼ同様の結果を示している。

まず、仮説③を検証するため、各表の左側(被説明変数が $CAR1$) の分析結果を検討する。4.1で見たように、買取防衛策導入企業の経営者は、導入公表の直前期とその1期前に利益減少型の利益調整を行うことが示された。そこで、この利益調整が「即座に株価に反映される」かを、 $CAR1$ と $DAC(0)$ 、 $DAC(-1)$ との回帰分析で検証した。結果として、4つの表において4つのモデルで推計した $DAC(0)$ 、 $DAC(-1)$ とも有意な結果は得られなかった。この結果をどのように解釈すればよいであろうか。2つの解釈が可能であろう。一つは、市場は経営者の利益調整を素早く見抜くことができず、したがって即座に株価には反映されていないという可能性が指摘できる。もう一つは、市場は経営者の利益調整をすでに見抜いており、買取防衛策導入の公表以前に株価に織り込んでいるという可能性である。いずれの解釈を取るにしても、少なくとも、買取防衛策導入公表の直後の時点で、経営者の利益調整行動に対して市場は反応していないと結論付けることができる。し

たがって、仮説③を肯定することはできない。

次に、安定株主 *STR* と *CAR1* の結果を見ると、いずれの表も統計的に有意な数値が出ていない。これは（金融機関持株比率 + 法人持株比率）で定義された安定株主の持株比率は、買収防衛策導入公表直後の株価に影響を与えないことを意味する。当初の安定株主の持株比率が多いほど、買収は難しくなり、これにより買収プレミアムの獲得が期待できず、導入企業の株価は低下する可能性がある、という想定を支持しない結果となった。

次に、各表の左側（被説明変数が *CAR1*）のその他の変数を検討する。経営者持株比率 (*DIR*) は、4表とも全て *DIR* が5%水準でプラスで有意、*DIR2* が10%水準でマイナスで有意となり、*DIR3* は有意な結果が出ていない。*DIR* についての結果は、経営者の持株比率が高ければ高いほど、買収防衛策を導入することによって、買収の交渉力が高まり、買収プレミアムが期待でき、*CAR1* を上昇させる傾向があることが指摘できる。その一方で、*DIR* と *DIR2* と *DIR3* の結果を総合的にみると、前述のように経営者の持株比率が低い水準で、待ち株比率が高まれば高まるほどアライメント効果により株式価値 (*CAR1*) が上昇し、経営者の持株比率が中間の水準では、持株比率が高まれば高まるほどエントレンチメント効果により株式価値 (*CAR1*) が下落するという可能性を指摘できるが、経営者の持株比率が非常に高い段階でのアライメント効果によって株式価値が上昇する、という仮定を肯定する証拠は得られなかった。

次に、規律付け効果に関する変数としての負債比率 *DER* と *CAR1* の結果を見ると、全ての表について、5%水準でプラスで有意な結果が出ている。これは、金融機関からの負債契約に基づいた規律付けによって、株主と経営者の利害対立が解消あるいは緩和されることにより企

業価値が高まるという Jensen (1986) の研究に基づいて、このような企業が買収防衛策を導入するならば、現在高い企業価値を他の買収者から守る、あるいは買収されるにしても高い買収プレミアムの獲得が期待できるという意味で、株価が上昇する可能性があるという想定を肯定していると言えるだろう。

最後に、経営効率性に関する変数である *ROA* と *CAR1* の関係についての結果を見ると、全ての表で10%水準でプラスで有意な数値となっている。この結果は、経営効率の良い企業が、他の企業やファンド等を買収のターゲットにされる場合、当然高い買収プレミアムが期待でき、そのような企業が買収防衛策を導入するならば、その防衛策を交渉力として、より一層の買収プレミアムが期待できるのではないであろうか、という想定を肯定することができると言えるであろう。

次に仮説④を検証するため、各表の右側（被説明変数が *CAR10*）の分析結果を検討する。4.1 で見たように、買収防衛策導入企業の経営者は、導入公表の直前期とその1期前に利益減少型の利益調整を行うことが示された。そこで、この利益調整が「一定期間後に株価に反映される」かを、*CAR10* と *DAC* (0)、*DAC* (-1) との回帰分析で検証した。結果として、4つの表において4つのモデルで推計した *DAC* (0)、*DAC* (-1) とも有意な結果は得られなかった。この結果をどのように解釈すればよいであろうか。上述の仮説③の検証と同様、2つの解釈が可能であろう。一つは、市場は経営者の利益調整を素早く見抜くことができず、したがって10日程度の期間では株価には反映されないという可能性が指摘できる。*CAR10* に経営者の利益調整行動が反応しないということは、市場が利益調整を見抜くには10日程度では足りず、少なくとも次の決算などが出始める数か月、1年程度の時間が必要なかもしれない。この点は長期

表2 買取防衛策導入企業累積異常収益率と裁量的会計発生高 (Jones モデル) の関連性

被説明変数 CAR1				被説明変数 CAR10				
説明変数	係数	P 値	係数	P 値	係数	P 値	係数	P 値
C	-0.0373	0.0594*	-0.0365	0.0683*	0.0049	0.5969	0.0046	0.6274
DAC (0)	-0.0400	0.5437	-0.0486	0.4861	-0.0017	0.9557	0.0035	0.9155
DAC (-1)			-0.0214	0.7649			0.0023	0.9463
DIR	0.6747	0.0284**	0.6768	0.0289**	-0.1022	0.4807	-0.1041	0.4747
DIR2	-0.0434	0.0670*	-0.0438	0.0668*	0.0068	0.5416	0.0069	0.5394
DIR3	0.0007	0.1210	0.0007	0.1193	-0.0001	0.6247	-0.0001	0.6254
STR	0.0200	0.5141	0.0193	0.5335	0.0052	0.7233	0.0058	0.6913
DER	0.0071	0.0245**	0.0069	0.0318**	-0.0043	0.0038***	-0.0044	0.0043***
ROA	0.2101	0.0531*	0.2040	0.0646*	-0.0399	0.4362	-0.0362	0.4865
N	163		163		163		163	
Adjusted R ²	0.0295		0.0238		0.0179		0.0127	

注) 表2は Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な変数として分析を行った結果である。その他の定義は本論3節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表3 買取防衛策導入企業累積異常収益率と裁量的会計発生高 (修正 Jones モデル) の関連性

被説明変数 CAR1				被説明変数 CAR10				
説明変数	係数	P 値	係数	P 値	係数	P 値	係数	P 値
C	-0.0370	0.0627*	-0.0359	0.0754*	0.0046	0.6209	0.0043	0.6523
DAC (0)	0.0226	0.7390	0.0376	0.6423	-0.0165	0.6071	-0.0141	0.7134
DAC (-1)			-0.0325	0.6838			0.0062	0.8698
DIR	0.6876	0.0256**	0.6924	0.0256**	-0.1050	0.4684	-0.1072	0.4617
DIR2	-0.0441	0.0632*	-0.0448	0.0616*	0.0069	0.5353	0.0071	0.5285
DIR3	0.0007	0.1149	0.0007	0.1100	-0.0001	0.6218	-0.0001	0.6135
STR	0.0203	0.5098	0.0198	0.5230	0.0055	0.7054	0.0059	0.6846
DER	0.0068	0.0280**	0.0065	0.0414**	-0.0044	0.0028***	-0.0044	0.0041***
ROA	0.2093	0.0545*	0.2035	0.0659*	-0.0385	0.4530	-0.0352	0.4993
N	163		163		163		163	
Adjusted R ²	0.0279		0.0222		0.0195		0.0135	

注) 表3は修正 Jones モデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な変数として分析を行った結果である。その他の定義は本論3節を参照のこと。***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

の異常収益率での分析が必要である。もう一つは、仮説③の解釈と同様に、市場は経営者の利益調整をすでに見抜いており、買取防衛策導入の公表以前に株価に織り込んでいるという可能性である。この解釈を取れば、市場は利益調整に対して非常に効率的であると言えるかもしれない。いずれの解釈を取るにしても、少なくとも、買取防衛策導入公表の後の10日間の時点では、経営者の利益調整行動に対して市場は反応

していないと結論付けることができる。したがって、仮説④を肯定することはできない。

次に、その他の変数の検討に移る。表2から表5まで、負債比率 DER を除いて、全ての変数が統計的に有意ではなく、CAR10に対しては、ほとんど変数を設定した時の想定を肯定することはできない。被説明変数 CAR1との関係では多くの変数が統計的に有意であったのに対し、被説明変数が CAR10では有意な数値がほ

表4 買収防衛策導入企業累積異常収益率と裁量的会計発生高 (CFOJones モデル) の関連性

被説明変数 CAR1				被説明変数 CAR10				
説明変数	係数	P 値	係数	P 値	係数	P 値	係数	P 値
C	-0.0391	0.0489**	-0.0391	0.0560*	0.0049	0.6035	0.0061	0.5242
DAC (0)	-0.0650	0.3429	-0.0649	0.3476	-0.0024	0.9404	-0.0030	0.9261
DAC (-1)			-0.0009	0.9884			0.0217	0.4360
DIR	0.6952	0.0237**	0.6959	0.0247**	-0.1014	0.4841	-0.0987	0.4976
DIR2	-0.0451	0.0572*	-0.0451	0.0591*	0.0068	0.5458	0.0064	0.5697
DIR3	0.0007	0.1023	0.0007	0.1050	-0.0001	0.6301	-0.0001	0.6553
STR	0.0203	0.5082	0.0201	0.5157	0.0052	0.7225	0.0048	0.7452
DER	0.0061	0.0542*	0.0061	0.0555*	-0.0044	0.0037***	-0.0044	0.0037***
ROA	0.2035	0.0612*	0.2025	0.0651*	-0.0401	0.4346	-0.0371	0.4731
N	163		163		163		163	
Adjusted R ²	0.0329		0.0262		0.0179		0.0166	

注) 表4はCFOJonesモデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な変数として分析を行った結果である。その他の定義は本論3節を参照のこと。***,**,*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

表5 買収防衛策導入企業累積異常収益率と裁量的会計発生高 (修正 CFOJones モデル) の関連性

被説明変数 CAR1				被説明変数 CAR10				
説明変数	係数	P 値	係数	P 値	係数	P 値	係数	P 値
C	-0.0370	0.0621*	-0.0368	0.0645*	0.0052	0.5781	0.0049	0.6022
DAC (0)	-0.0710	0.5152	-0.1120	0.3465	-0.0410	0.4277	-0.0546	0.3312
DAC (-1)			0.0824	0.3857			0.0430	0.3387
DIR	0.6562	0.0343**	0.6689	0.0319**	-0.11746	0.4206	-0.1113	0.4468
DIR2	-0.0423	0.0759*	-0.0427	0.0746*	0.007753	0.4899	0.0075	0.5047
DIR3	0.0007	0.1302	0.0007	0.1350	-0.00012	0.5791	-0.0001	0.5761
STR	0.0195	0.5266	0.0185	0.5508	0.004471	0.7584	0.0047	0.7454
DER	0.0067	0.0289**	0.0072	0.0215**	-0.00433	0.0031***	-0.0041	0.0059***
ROA	0.2112	0.0517*	0.2121	0.0528*	-0.0398	0.4360	-0.0356	0.4890
N	163		163		163		163	
Adjusted R ²	0.0299		0.0284		0.0219		0.0215	

注) 表5は修正CFOJonesモデルによって算出された裁量的会計発生高変数を主な変数として分析を行った結果である。その他の定義は本論3節を参照のこと。***,**,*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

とんど見いだせないということは、基本的に、市場はその企業の情報を株価に織り込ませるのに1日もあれば十分であり、10日間では多くの情報は株価に織り込み済みとなっていると考えることができるのではないだろうか。

5. おわりに (結果の要約と今後の課題)

本論では、大きな2つの論点の検証に取り組

んだ。第1の論点は、買収防衛策導入企業の経営者が導入公表前に利益調整を行っているかどうかであり、第2の論点は、買収防衛策導入公表直後の累積異常収益率(CAR)と経営者の利益調整の関連性である。第1の論点の検証は、買収防衛策導入企業の財務データを用いて、Jonesモデルを中心とした裁量的会計発生高を算出し、それを統計的に分析することによって

行われた。第2の論点の検証は、*CAR*を被説明変数にして、裁量的会計発生高を説明変数にした回帰分析をすることによって行われた。

本論では、第1の論点の検証のため仮説①と仮説②を設定した。その仮説①、②を検証するため上記4つのモデルによって買取防衛策導入企業の裁量的会計発生高を算出し、それぞれ買取防衛策導入年の直前決算期(= t)とその1期前(= $t-1$)、さらにその1期前(= $t-2$)および1期後(= $t+1$)について計測し、平均値の t 検定と中央値の Wilcoxon 符号順位検定によって分析を行った。結果として、Jones モデル、修正 Jones モデル、CFOJones モデル、修正 CFOJones モデルによって推計された買取防衛策導入公表の前の裁量的会計発生高のほとんどが統計的にマイナスで有意であった。この結果から、「買取防衛策導入公表前に経営者は利益増加型利益調整を行う」という仮説①は否定され、「買取防衛策導入公表前の経営者は利益減少型利益調整を行う」という仮説②が強く肯定されると結論付けられた。この結果は、経営者は利益減少型の利益調整を行い、買取者から見て、自社を魅力のない会社に見せかけることで、敵対的買取を回避しようとした可能性があることを指摘できる。この結果は先行研究には無い、本論で新たに発見された結果である。

次に第2の論点の検証のため仮説③と仮説④を設定した。仮説③は買取防衛策導入に先立って行われる経営者の利益調整行動は、即座に株価に反映されるというものであり、仮説④は買取防衛策導入に先立って行われる経営者の利益調整行動は、一定期間後に株価に反映されるというものである。まず、仮説③を検証するため、公表1日前から1日後の累積異常収益率 *CAR1*を被説明変数とし、公表直前期の裁量的会計発生高と *DAC*(0)、公表1期前の裁量的会計発生高 *DAC*(-1)を説明変数とした回帰分析を行った。結果として、4つの表において

4つのモデルで推計した *DAC*(0)、*DAC*(-1)とも有意な結果は得られなかった。つまり仮説③は肯定されなかった。この結果について本研究では、2つの解釈を示した。一つは、市場は経営者の利益調整を素早く見抜くことができず、したがって即座に株価には反映されていないという可能性、もう一つは、市場は経営者の利益調整をすでに見抜いており、買取防衛策導入の公表以前に株価に織り込んでいるという可能性である。次に仮説④を検証するために、被説明変数を公表日10日前から公表後10日の累積異常収益率 *CAR10*を被説明変数とし、公表直前期の裁量的会計発生高と *DAC*(0)、公表1期前の裁量的会計発生高 *DAC*(-1)を説明変数とした回帰分析を行った。結果として、4つの表において4つのモデルで推計した *DAC*(0)、*DAC*(-1)とも有意な結果は得られなかった。つまり仮説④も肯定されなかった。この結果について本研究では、上述の仮説③の検証と同様、2つの解釈を示した。一つは、市場は経営者の利益調整を素早く見抜くことができず、したがって10日程度の期間では株価には反映されないという可能性である。*CAR10*に経営者の利益調整行動が反応しないということは、市場が利益調整を見抜くには10日程度では足りず、少なくとも次の決算などが出始める数か月、1年程度の時間が必要なのかもしれない。この点は長期の異常収益率での分析が必要である。もう一つは、仮説③の解釈と同様に、市場は経営者の利益調整をすでに見抜いており、買取防衛策導入の公表以前に株価に織り込んでいるという可能性である。

以上の結果の解釈を前提にすると、市場は利益調整という情報に対して非常に効率的で、買取防衛策導入公表時点ですでに株価に反映されているという論理が成り立つかもしれない。逆に、市場は利益調整に対して効率的ではなく、経営者の利益調整を織り込むのにある程度長い

期間が必要とされるので短期の株価収益率には目立った反応がなかったのではないと言えるかもしれない。いずれにしても、経営者の利益調整行動がどのような時間で株価に織り込まれていくかということは、長期の異常収益率での分析やティック・データなどを使った超短期の株価の変動の分析など、別角度からの検証を合わせて行わなければならないであろう。これは本研究の今後の課題としておきたい。

注

- 1) CAR の推計方法は、重本 (2008) を参照のこと。本論での累積異常収益率の表記は CAR で統一する。
- 2) 本論で扱う全ての株価・財務データは、重本 (2008) および重本 (2009) で使用されたものである。データの基本統計量等は重本 (2008)・重本 (2009) を参照のこと。
- 3) コントロール変数は全て買収防衛策導入年の 1 期前の決算数値を用いている。

参 考 文 献

- 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, pp. 3-42.
- Jensen, M.C. (1986), Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers, *The American Economic Review*, Vol 176, No 2, pp. 371-407.
- Jones, J.J. (1991), Earnings Management during Import Relief Investigations, *Journal of Accounting Research* 29, pp. 193-238.
- Kasznik, R. (1999), On the Association Between Voluntary Disclosure and Earnings Management, *Journal of Accounting Research* 37, pp. 57-81.
- Kothari, S.P., Leone, A.J. and Wasley, C.E. (2005), Performance Matched Discretionary Accrual Measures, *Journal of Accounting and Economics* 39 (Feb), pp. 163-197.
- Morck, R., A. Shleifer and R.W. Vishny (1988), Mngement Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis, *Journal of Financial Economics* 20, pp. 293-315.
- 浅野敬志・石井康彦・中山重穂・田代樹彦 (2007), 「企業再編における利益管理行動と株価効果」, 『証券経済学会年報』 42, 253-259ページ.
- 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ページ.
- 川北英隆・宮野 玲 (2007), 「村上ファンドの投資行動と役割—標的となった企業の特徴に関して—」, 『ニッセイ基礎研究所所報』 vol. 45, 1-21ページ.
- 北川教央 (2008), 「企業再編における経営者の利益調整行動に関する実証研究」博士論文, 第 4 章, 神戸大学.
- 北川教央 (2009), 「組織再編企業の利益調整と株価形成」, 『会計プロGRESS』 第10号, 16-27ページ.
- 重本洋一 (2008), 「買収防衛策 (ポイズン・ビル) 導入の株主価値に対する影響—2007年日本のケース—」『広島経済大学経済研究論集』 第31巻 3号, 139-169ページ.
- 重本洋一 (2009), 「敵対的買収防衛策 (ポイズンビル) 導入と経営者の意図」『広島経済大学経済研究論集』 第31巻 4号, 137-175ページ.
- 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ページ.
- 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ページ.