ID	JJF00296

論文名	MBO における利益調整と株価下落タイミングの利用
	Earnings management and market timing: The case of Japanese management buyouts
著者名	月岡靖智
	Yasutomo Tsukioka
ページ	2-16

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第33巻第1.2合併号
	Vol.33 / No. 1.2.
発行年月	2013年12月
	Dec. 2013
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

JFA 日本経営財務研究学会

■論　文

MBO における利益調整と株価下落タイミングの利用*

月岡　靖智
（大阪市立大学大学院・日本学術振興会特別研究員）

要　旨

経営者が自らの買収で上場企業を非公開化する MBO は，経営者自身の利益に深くかかわる最も重大な経営者判断のひとつである。経営者は，買収価格の押し下げに駆られ，MBO 発表前の株価を低めに誘導する利益調整を行う可能性がある。本稿は，利益調整のための会計的裁量行動と実体的裁量行動について分析を行った。分析の結果，リーマン・ショック前においてのみ，MBO 企業は MBO 直前期に利益減少型の会計的裁量行動を行っていることを確認した。また，本稿では MBO の可能性と MBO 発表までの株式投資収益率の関係を検証した。分析の結果，リーマン・ショック後の MBO においてのみ，株価が大きく下落する企業ほど MBO が選択される可能性が高いことを発見した。

キーワード：MBO，利益調整，会計的裁量行動，実体的裁量行動，マーケットタイミング

1　はじめに

経営者が自己資金や銀行借り入れで上場企業を買収する際に，MBO 発表直前の株価に一定のプレミアムを付けて買収価格を設定することがほとんどである。一般株主よりも企業のファンダメンタル価値を正確に知っている経営者は，事前に入念な計画と準備をしたうえで MBO を発表するはずで，買収価格を低めに誘導する利益調整を行うことが考えられる。

利益調整の方法は会計的裁量行動と実体的裁量行動に分けられる。会計的裁量行動とは，会計方針の変更等，キャッシュフローに影響を与えない利益調整の方法である。一方で，実体的裁量行動とは，実際の経済活動を変更することによりキャッシュフローに影響を与える利益調整の方法である。

海外の先行研究では，買収価格を押し下げるための MBO に向けた利益調整の有無に関する分析が少

* 本稿の作成にあたり，論文審査過程において編集委員長の金崎芳輔先生 (東北大学) ならびに 2 名の匿名のレフェリーの方々から多くの大変有益なコメントを頂いた。また，日本経営財務研究学会第 35 回全国大会では，討論者の鈴木健嗣先生 (神戸大学) ならびに野瀬義明先生 (桃山学院大学) から大変貴重なコメントを頂いた。ここに記して，心より感謝申し上げる。また，本研究は日本学術振興会科学研究費補助金 (特別研究員奨励費：課題番号 24・6221) による研究成果の一部である。もちろん，ありうべき誤謬はすべて筆者の責任である。

なからずあるが, そのほとんどが前者の会計的裁量行動に焦点を当てたものである [1]。DeAngelo（1986）は，1973 年から 1982 年までに MBO を発表した企業の純利益と営業キャッシュフローの差異である会計発生高（total accruals）が MBO に向けて有意に低下せず，利益調整の証拠が発見されなかったことを報告している。これに対して，Wu（1997）は，Jones（1991）で提示されたモデル（Jones モデル）を用いて，1980 年から 1987 年までに MBO を発表した企業 87 社の裁量的発生高を計測している。彼は，MBO 直前期の裁量的発生高が有意にマイナスであること，DeAngelo（1986）と同時期のサンプルを用いても裁量的発生高が有意にマイナスであることを示している。また，彼は会計的裁量行動によって MBO 前の株価が押し下げられていることを明らかにしている。Fisher and Louis（2008）も，1985 年から 2005 年までに MBO を発表した 138 社の MBO 前の裁量的運転資本が有意にマイナスであること，業種・経営業績で対応させたポートフォリオの中央値で調整した場合においても有意にマイナスであることを報告している。日本においても，北川（2008）は 2003 年 4 月から 2007 年 3 月までに MBO を発表した上場企業が，MBO 前に利益減少型の会計的裁量行動を行っていることを確認している。

他方，実体的裁量行動に関しては，MBO に絡めた研究はまだ見当たらないが，増資，確定拠出年金の導入および赤字回避における実体的裁量行動に関する研究はいくつかある。これらの研究は，Dechow et al.（1998）を基に Roychowdhury（2006）の提示したモデルを用いて，経営者の実体的裁量行動を検証している。Cohen and Zarowin（2010）は，1987 年から 2006 年までにアメリカにおいて増資を行った企業が，会計的裁量行動だけでなく実体的裁量行動をも行っていることを明らかにしている。吉田（2011）は，確定拠出年金の導入に際して，企業の会計的裁量行動および実体的裁量行動について分析を行っている。彼は，確定拠出年金の導入に向けた会計的裁量行動が確認されたが，実体的裁量行動はみられなかったことを報告している。山口（2009）は，日本においても赤字回避のために実体的裁量行動がみられることを示している。

日本における利益調整以外の視点からの MBO に関する研究として，井上他（2010）と野瀬・伊藤（2011）が挙げられる。井上他（2010）は，レックス・ホールディングス事件東京高裁平成 20 年 9 月 12 日の判決が, その後の MBO 時の買収プレミアムを高めていることを報告している。野瀬･伊藤（2011）は，非公開化企業の主な特徴を総資産で対応させたコントロール企業と比較することで明らかにしている。

本稿の目的は，MBO 企業の利益調整について会計的裁量行動のみならず実体的裁量行動の見地からも分析を行うことにある。この分析は，2005 年以降，日本における上場企業の MBO 件数が増加する傾向を背景としている。2006 年からは毎年 10 件以上の MBO が発表され，2011 年に至っては 21 社が MBO を行っている。

日本における MBO を対象とした研究の蓄積が少ないなか，2005 年から 2011 年までに行われた MBO をサンプルに分析した結果，リーマン・ショック前において，MBO 企業が MBO 直前期に利益減少型の会計的裁量行動を行っていることを確認した。また，本稿は少なくとも日本において初めて

1 もちろん, MBO 後の経営業績の改善に光を当てる研究もある。例えば, Smith（1990），Kaplan（1989）と Ofek（1994）は MBO による所有と経営の一致によるエージェンシーコストの縮小が MBO 後の経営業績の上昇に寄与することを示唆している。

MBO 企業の実体的裁量行動を分析したが，有意な実体的裁量行動を析出できなかった。本稿は，さらに MBO 前の株式投資収益率と MBO の可能性についても検証し，リーマン・ショック後において，株価が大きく下落する企業ほど MBO が選択される可能性が高いことも発見した。

本稿の構成は, 以下のとおりである。第 2 節では, 仮説の設定とリサーチ・デザインについて記述する。第 3 節では，分析結果について報告する。第 4 節では，本稿の総括を行う。

2　仮説の設定とリサーチ・デザイン

⑴　仮説の設定

前述のように，MBO 企業の経営者は買収価格を低めに誘導するインセンティブに駆られ，会計的裁量行動と実体的裁量行動をとおして利益調整を行う可能性があり，いくつかの先行研究は Jones モデルまたはその改良モデルを用いて，MBO 前の利益減少型の会計的裁量行動を報告している（Wu, 1997; Perry and Williams, 1994; Fisher and Louis, 2008; 北川 , 2008）。加えて，MBO とは逆に発行価格を高めに誘導するインセンティブに駆られる IPO（新規株式公開）や増資に関しては，実体的裁量行動を含めた利益増加型の利益調整を行う傾向にある（Cohen and Zarowin ,2010; Wongsunwai, 2013）[2]。また，財務報告のインセンティブと方法についてアンケート調査を行った Graham et al.（2005）と須田・花枝（2008）は，経営者が利益目標値達成のために，広告宣伝費や設備投資の減額といった実体的裁量行動を選好することを示している。そこで，本稿はまず以下の 2 つの仮説を設定する。

仮説 1 : MBO 企業は，MBO 前に利益減少型の会計的裁量行動を行っている。
仮説 2 : MBO 企業は，MBO 前に利益減少型の実体的裁量行動を行っている。

また，経営者は株式市況によって株価が低い状態にあるタイミングを利用して MBO を行う可能性も考えられ，IPO と増資に関しては株価が高いときに IPO と増資が行われる傾向を多くの研究が検証している[3]。IPO の逆に相当する MBO に関しては，株価が低いときに MBO が行われる可能性がある。以上のことから，以下の仮説 3 を設定する。

仮説 3 : MBO 企業は，株価の下落というタイミングを利用して MBO を行っている。

2　Wongsunwai (2013) は，質の高いベンチャーキャピタルから出資を受けていた IPO 企業は，出資を受けていない IPO 企業に比べて，会計的裁量行動と実体的裁量行動が抑えられていることを明らかにしている。

3　例えば，IPO におけるタイミングの利用に関しては Schultz (2003) と翟 (2009) が，増資におけるタイミングの利用に関しては Baker and Wurgler (2002) ，Alti (2006) と DeAngelo et al. (2010) が検証を行っている。

⑵ 分析方法と利益調整の代理変数

分析の方法は以下のとおりである。第 1 に, MBO 企業の利益調整を計測する。この際, まず MBO 企業を除く上場企業で業種別・半期毎に下記の ⑴ から ⑷ 式の回帰係数を推定する [4]。次にその推定された回帰係数で MBO 企業の会計発生高および経営活動の正常（非裁量）部分を算出し，さらに実際の観測値からその正常部分を差し引く形で異常（裁量）部分を計測する。第 2 に，MBO 企業と比較するためにコントロール企業を選択する。Dechow et al.（1995）と Kothari et al.（2005）によれば, 経営業績が極端に良いまたは悪いときに利益調整の測定誤差が生じるため，経営業績をコントロールする必要がある。コントロール企業の選び方に関しては，Kothari et al.（2005）が当期純利益を前期末総資産で割った総資産純利益率が最も近い同業種の企業をコントロール企業として選択し比較することで，利益調整の測定誤差が緩和されることを示している。本稿でも，同様の基準でコントロール企業を選択する。

まず，利益調整の代理変数について詳しく述べる。キャッシュフローに影響を与えない利益調整である会計的裁量行動に関しては，会計的裁量行動の代理変数として先行研究を踏まえて裁量的発生高を用いる。その算出に関しては，Kasznik（1999）に従い以下の ⑴ 式を業種別・半期毎に推定する [5]。⑴ 式の推定で得られた係数を用いて非裁量的発生高を算出する。最後に，実際の会計発生高から非裁量的発生高を差し引くことで，裁量的発生高を計測する。なお，変数については，後ほどまとめて定義することとする。

$$\frac{TA_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} = k_0 + k_1\frac{1}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_2\frac{\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_3\frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_4\frac{\Delta CFO_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

次に，キャッシュフローに影響を与える利益調整である実体的裁量行動に関しては，Roychowdhury（2006）に従い，その代理変数として営業キャッシュフロー（CFO），製造原価（PROD），裁量的費用（DISX）を用いて，以下の ⑵ 式から ⑷ 式をそれぞれ業種別・半期毎に推定する [6]。推計された係数を用いて正常部分を算出し，それぞれの実際の観測値から正常部分を差し引くことで異常部分を計測する。この異常部分をそれぞれ異常営業キャッシュフロー（ACFO），異常製造原価（APROD），異常裁量的費用（ADISX）とする。

$$\frac{CFO_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} = k_0 + k_1\frac{1}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_2\frac{SALES_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_3\frac{\Delta SALES_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

4 ⑴ から ⑷ 式の回帰式を推定するための上場企業は 3 月決算の企業に限っている。また半期毎に推定するために，本決算の損益計算書項目については中間決算の損益計算書項目を差し引いて用いている。

5 Jones モデルおよび Dechow et al. (1995) の提示するモデルを用いて裁量的発生高を算出し，同様の分析を行っているが，概ね同様の結果が得られている。

6 本稿では，山口 (2009) に従い裁量的費用を研究開発費，販売管理費および一般管理費の構成項目である広告宣伝費，拡販費・その他販売費，役員報酬・賞与，人件費・福利厚生費の合計としている。そのため製造原価に含まれる裁量的費用は除外されている。

$$\frac{PROD_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} = k_0 + k_1\frac{1}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_2\frac{SALES_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_3\frac{\Delta SALES_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_4\frac{\Delta SALES_{i,t\text{-}1}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

$$\frac{DISX_{i,t}}{Assets_{i,t\text{-}1}} = k_0 + k_1\frac{1}{Assets_{i,t\text{-}1}} + k_2\frac{SALES_{i,t\text{-}1}}{Assets_{i,t\text{-}1}} + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

なお，(1)式から(4)式における変数の定義は以下のとおりである。

i = i 企業
t = 決算期
TA = 税引き後経常利益 − 営業キャッシュフロー
CFO = 営業キャッシュフロー
PROD = 製造原価（売上原価 + 期末棚卸資産 − 期首棚卸資産）
DISX = 裁量的費用（研究開発費 + 広告宣伝費 + 拡販費・その他販売費 + 役員報酬・賞与 + 人件費・福利厚生費）
SALES = 売上高
AR = 売上債権（受取手形・売掛金）
PPE = 償却性固定資産[7]
Assets = 総資産

⑶　仮説の検証方法

仮説1および仮説2を検証するために，以下の⑸式を推定する。⑸式では，被説明変数に，MBO直前期におけるMBO企業およびコントロール企業の利益調整の代理変数（EM）を用いる。具体的には，会計的裁量行動の代理変数である裁量的発生高，実体的裁量行動の代理変数であるACFO，APRODおよびADISXを用いる。前述のように，コントロール企業はKothari et al.（2005）に従い同業種で，かつ総資産純利益率が最も近い企業を選択している[8]。説明変数には，山口（2011）が企業の実体的裁量行動に影響を与えることを報告している時価総額の自然対数（SIZE），負債比率（DEBT），簿価時価比率（BTM），役員持ち株比率（OWN）および金融機関持ち株比率（FIN）を用いる[9]。本稿では，利益調整をより的確に捉えるために半期毎の決算期に基づいて分析を行う。

7　中間期の償却性固定資産が取得できなかった場合，期首と期末の償却性固定資産の平均で補間している。
8　総資産，時価総額または簿価時価比率が最も近い同業種の企業をコントロール企業として選択した場合においても，同様の結果が得られている。
9　中間期の所有構造に関するデータは，直前本決算のデータで補間している。

$$EM_{i,t} = \alpha + \beta_1 D\_MBO_i + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 DEBT_{i,t-1} + \beta_4 BTM_{i,t-1} + \beta_5 OWN_{i,t-1} + \beta_6 FIN_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

MBO 企業の利益調整の有無を検証するために，本稿では MBO 企業を 1，コントロール企業を 0 とするダミー変数（D_MBO）に焦点を当てる。(5) 式を推定した際の D_MBO の係数の予想される符号は以下のとおりである。MBO 企業は利益減少型の会計的裁量行動を行う可能性があると考えられるので，被説明変数に裁量的発生高を用いたモデルにおける D_MBO の係数は有意にマイナスに推定されるであろう。

また，利益減少型の実体的裁量行動を行う可能性があると考えられるので，D_MBO の係数は以下のように予想される。第 1 に，MBO 企業は MBO 前に無理な売上計上や過剰生産を行わないため，変動費と棚卸資産が低下し，その結果，売上高に対して PROD が低くなると考えられる。よって，被説明変数に APROD を用いたモデルにおいて，D_MBO の係数は有意にマイナスに推定されるであろう。第 2 に，MBO 企業は MBO 前に DISX を増加させると考えられる。よって，被説明変数に ADISX を用いたモデルにおいて，D_MBO の係数は有意にプラスに推定されるであろう。CFO は PROD と DISX からの相反する影響を受けるので，被説明変数に ACFO を用いたモデルにおける，D_MBO の係数は一意ではない。

次に，仮説 3 を検証するために，以下 (6) 式を最尤法（ロジスティック回帰）で推定する [10]。被説明変数には D_MBO を用いる。説明変数には，MBO 直前期の会計的および実体的裁量行動の代理変数ならびに MBO 発表 250 日前から MBO 発表前日までの異常投資収益率（$\text{BHAR}_{\text{発表250日前〜発表前日}}$）を用いる [11]。また，コントロール変数として BTM，OWN および FIN を用いる [12]。

$$D\_MBO_i = \alpha + \beta_1 \text{裁量的発生高}_{i,t} + \beta_2 ACFO_{i,t} + \beta_3 APROD_{i,t} + \beta_4 ADISX_{i,t} + \beta_5 BHAR_{i,\text{発表250日前〜発表前日}} + \beta_6 BTM_{i,t} + \beta_7 OWN_{i,t} + \beta_8 FIN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{6}$$

10　DeAngelo et al. (2010) は，ロジスティック回帰において増資前の時価簿価比率，株式投資収益率および増資後の株式投資収益率と増資の実施との間に有意な関係があることを示しているが，増資後の調達資金の使用状況等から増資は資金需要によって実施されていることを明らかにしている。しかし，本稿では MBO 前の株式投資収益率と MBO の関係を検証するのみとする。

11　BHAR の計算方法は以下のとおりである。

$$BHAR_{i,\tau} = \prod_{t=1}^{\tau}(1+R_{i,t}) - \prod_{t=1}^{\tau}(1+E(R_{i,t}))$$

この式における $R_{i,t}$ は i 企業の t 日における日次収益率である。日次収益率は配当・分割調整済みのものを用いている。次に，E ($R_{i,t}$) には TOPIX の日次収益率を用いている。日次収益率に分割調整済みのものを用いていた場合においても同様の結果が得られている。さらに，E ($R_{i,t}$) に JASDAQ INDEX の日次収益率を用いた場合においても同様の結果が得られている。

12　野瀬･伊藤 (2011) は，非公開化企業の主な特徴として総資産で対応させたコントロール企業に比べて，BTM が高いことを報告している。そのため，本稿では BTM をコントロール変数として加えている。

⑷　サンプルとデータ

MBO に関するデータを 3 つのデータベースから取得した。第 1 は，『日本企業の M&A データブック 1985-2007』,『MARR 2011』および『MARR 2012』（株式会社レコフデータ）から MBO の発表を行った企業名を取得した [13]。第 2 は，『日経 NEEDS Financial QUEST』（日経メディアマーケティング株式会社）から MBO 企業の財務データ，株価データ，所有構造に関するデータおよび日経業種コードを取得した [14]。第 3 は，eol データベースの「その他適時開示書類」から MBO 発表日，普通株式の買付価格を取得した。

本稿のサンプルは，2005 年から 2011 年までに MBO を発表した企業のうち以下の基準で構成されている。第 1 は，金融業（銀行，証券，保険，その他金融）に該当しない。第 2 は，分析に必要なデータが使用するデータベースから入手可能である。第 3 は，MBO が成功したことである。第 4 は，本決算が 3 月決算である。上記要件を満たす 54 社が最終サンプルである。次節では，記述統計および分析結果を示す。

3　分析結果

⑴　記述統計量と相関係数

本稿の 2005 年から 2011 年までのサンプル期間中，2008 年 9 月 15 日のリーマン・ショック以降は株式市場が大きく下落した時期にあたる。そのため経営者が，MBO に際して買収価格を押し下げる必要のない時期とも考えられる。また，リーマン・ショック前後では財務指標の数値が大きく（不連続に）変動したと考えられるので，本稿では MBO 発表日でリーマン・ショック以前とその後のサンプルに 2 分割し分析を行う [15]。具体的には 2008 年 9 月 15 日以前に MBO を発表した 20 社を前半サンプル，2008 年 9 月 15 日より後に MBO を発表した 34 社を後半サンプルとする。

表 1 は，MBO 企業の特徴を捉えるために，MBO 直前期の企業属性およびコントロール企業の属性を示している [16]。コントロール企業に比べて，MBO 企業の企業規模は小さく，MBO 企業の簿価時価比率は高い。所有構造に関しては，コントロール企業に比べて，MBO 企業の上位 10 大株主持ち株比率が有意に高く，一方で MBO 企業の金融機関持ち株比率は有意に低い。株式投資収益率に関しては，

13　資料の取得できなかった 2008 年・2009 年については，日経テレコン 21 の記事検索から，MBO を発表した企業名を取得した。

14　財務データは連結決算を優先し，所有構造に関するデータは単独決算から取得した。また所有構造に関するデータは年次でのみ取得可能であるため，年次データを使用している。

15　TOPIX および JASDAQ INDEX は，それぞれ 2007 年半ば，2006 年前半から下落傾向にある。そのため 2007 年以前とその後のサンプルに分割し同様の分析を行ったが，概ね同様の結果が得られている。また，井上他 (2010) は，レックス・ホールディングス事件東京高決平成 20 年 9 月 12 日を理由に 2008 年 9 月 11 日以前とその後にサンプルを 2 分割し，この判決が買収プレミアムに与える影響を検証している。そのため，リーマン・ショックとレックス・ホールディングス事件判決が本稿の分析に与える影響を区別することは難しくこの点は留意が必要であると考える。

表1　直前期におけるMBO企業とコントロール企業の企業属性

		MBO企業			Q 1	Q 3	コントロール企業	
		平均値	中央値	標準偏差			平均値	中央値
売上高（百万円）	全期間	15,037**	6,782***	20,840	3,546	18,081	54,146	15,485
	前半	19,226*	5,770**	30,939	3,467	20,473	52,995	13,792
	後半	12,573*	7,740**	11,380	4,386	18,081	54,823	16,020
総資産（百万円）	全期間	27,610***	15,456***	32,830	8,943	32,882	86,484	27,042
	前半	36,296*	14,419**	48,648	12,083	40,535	109,218	25,751
	後半	22,500**	19,266**	17,200	8,596	29,063	73,111	27,042
時価総額（百万円）	全期間	15,326**	4,983***	32,263	2,021	12,376	59,194	13,935
	前半	25,115	4,662**	49,184	2,634	17,193	94,537	15,907
	後半	9,567**	5,387**	13,665	1,420	10,847	38,404	12,771
負債比率（%）	全期間	43.5*	42.8	21.9	25.9	57.5	50.3	52.6
	前半	42.9	35.3	25.0	24.3	60.5	53.5	55.1
	後半	43.8	44.1	20.2	26.4	55.8	48.4	50.9
簿価時価比率	全期間	2.0***	1.7***	1.2	1.3	2.5	1.2	1.1
	前半	1.7***	1.5***	1.0	0.9	2.2	0.9	0.8
	後半	2.2***	1.9***	1.3	1.4	2.5	1.4	1.3
上位10大株主（%）	全期間	59.9***	61.3***	14.4	50.0	69.4	47.6	46.7
	前半	62.2***	61.6***	12.5	52.1	70.4	44.7	41.5
	後半	58.5**	58.5**	15.4	46.0	69.2	49.3	49.8
役員（%）	全期間	13.0	9.7*	12.5	2.2	20.8	10.0	4.6
	前半	17.2*	14.1*	14.7	4.6	24.9	9.3	3.3
	後半	10.5	7.4	10.5	1.6	17.9	10.4	5.2
金融機関（%）	全期間	10.8***	8.6***	8.5	5.4	14.4	17.2	16.0
	前半	12.3**	8.7**	11.2	5.2	14.9	21.8	16.2
	後半	9.9**	8.4***	6.5	5.6	13.3	14.4	14.9
BHAR 発表250日前～発表前日（%）	全期間	−5.0*	−6.8*	22.5	−22.1	11.4	4.0	2.0
	前半	−8.7	−9.3	19.9	−23.3	4.8	−14.6	−9.1
	後半	−2.8**	−4.8**	24.0	−19.0	15.4	15.0	10.6
買収プレミアム（%）	全期間	66.5	52.5	61.8	36.7	79.4		
	前半	42.9	45.6	28.2	17.5	55.8		
	後半	80.4	57.1	71.7	43.9	94.0		

（注）MBO企業とコントロール企業の差の検定を行っている。*** 1％有意水準，** 5％有意水準，*10%有意水準。

前半サンプルはコントロール企業に比べて MBO 前の BHAR の低下が緩やかである。逆に，後半サンプルの MBO 企業の BHAR は，コントロール企業に比べて有意に低く，MBO に向けて株価が下落していることを意味する。

表 2 は，MBO3 期前から MBO 直前期までの MBO 企業の経営業績指標と利益調整の代理変数の中央値と平均値をそれぞれパネル A とパネル B で示している。前半サンプルの裁量的発生高が直前期において有意にマイナスであるが，その他の結果に関してはほとんど有意な結果は得られていない。

表 3 は，回帰分析に用いる変数間の相関係数を示している。本分析において，SIZE と FIN の間に高い相関がみられる。ただし，以下の分析において多重共線性の問題は憂慮するほどではない[17]。

16　本稿では，半期毎の決算期を基準に分析を行っている。例えば，6 月に MBO の発表があった場合，3 月期の本決算のデータを用い，12 月に MBO の発表があった場合，9 月期の中間決算のデータを用いている。

表２　MBO企業の経営業績と利益調整

パネルA　MBO企業のコントロール企業に対する超過経営業績

			4期前	3期前	2期前	直前期
超過総資産営業利益率(%)	全期間	中央値	−0.710*	−0.590	−0.381	−0.075
		平均値	−0.685	−0.540	−0.974	−0.385
	前半	中央値	−0.957	−1.243*	−0.428	−0.659
		平均値	−0.980	−1.177**	−0.511*	−0.512
	後半	中央値	−0.687	−0.333	−0.228	0.021
		平均値	−0.520	−0.166	−1.254*	−0.310
超過総資産純利益率(%)	全期間	中央値	−0.449**	−0.085	−0.363	0.000
		平均値	−1.117**	0.417	−0.779	−0.035
	前半	中央値	−1.127	−0.085	−0.921	−0.002
		平均値	−0.605	2.003	−0.924	−0.050
	後半	中央値	−0.390	−0.006	−0.130	0.002
		平均値	−1.403*	−0.516	−0.692	−0.027

パネルB　MBO企業の利益調整

			4期前	3期前	2期前	直前期
裁量的発生高	全期間	中央値	0.004	0.005	0.008	−0.003
		平均値	0.000	0.004	0.005	0.001
	前半	中央値	−0.002	−0.002	−0.004	−0.011***
		平均値	−0.006	−0.002	0.001	−0.012**
	後半	中央値	0.007	0.013**	0.014*	0.011*
		平均値	0.003	0.008*	0.007	0.009*
ACFO	全期間	中央値	−0.007	−0.006	−0.002	−0.004
		平均値	−0.003	−0.004	0.001	−0.001
	前半	中央値	0.000	0.004	0.003	0.006
		平均値	0.001	0.000	0.004	0.001
	後半	中央値	−0.012	−0.011**	−0.002	−0.006
		平均値	−0.004	−0.006	0.000	−0.003
APROD	全期間	中央値	0.019*	0.021*	0.023*	0.026*
		平均値	0.011	0.012	0.013	0.010
	前半	中央値	0.032	0.019	0.022	0.026
		平均値	0.010	0.009	0.008	0.013
	後半	中央値	0.018	0.021	0.023*	0.026
		平均値	0.011	0.013	0.015	0.008
ADISX	全期間	中央値	0.000	0.001	0.005	0.011
		平均値	−0.004	0.007	0.000	0.015
	前半	中央値	0.015	0.014	0.010	0.013
		平均値	−0.005	0.007	−0.001	0.012
	後半	中央値	−0.003	−0.004	0.005	0.007
		平均値	−0.003	0.007	0.001	0.017

（注）0との差を検定している。*** 1％有意水準，** 5％有意水準，*10%有意水準。

17　SIZE と FIN の相関係数が 0.6 前後と多重共線性の問題が疑われるが，どちらか一方の変数を回帰式から除外しても，同様の結果が得られている。

表３　変数間の相関係数

	裁量的発生高	ACFO	APROD	ADISX	D_MBO	SIZE	DEBT	BTM	OWN	FIN
裁量的発生高		−0.48	−0.24	−0.30	0.09	0.13	−0.03	-0.13	−0.08	0.02
ACFO	−0.51		0.30	0.38	0.03	0.10	−0.02	-0.13	−0.19	0.11
APROD	−0.08	0.16		0.08	−0.03	0.01	0.18	0.07	−0.01	0.00
ADISX	−0.30	0.24	−0.20		−0.24	0.16	0.08	−0.29	−0.09	0.14
D_MBO	0.07	0.03	0.02	−0.25		−0.30	−0.15	0.37	0.16	−0.30
SIZE	0.14	0.11	0.01	0.11	−0.32		−0.24	−0.54	−0.41	0.56
DEBT	−0.05	−0.02	0.12	0.06	−0.13	−0.20		−0.19	0.07	0.00
BTM	−0.14	−0.07	0.11	−0.25	0.35	−0.53	−0.18		0.19	−0.12
OWN	−0.16	−0.12	0.03	−0.09	0.12	−0.30	0.04	0.03		−0.48
FIN	0.04	0.12	0.00	0.08	−0.29	0.63	0.01	−0.19	−0.42	

（注）左下はピアソンの積率相関係数を，右上はスピアマンの順位相関係数を示している。各変数の定義は次のとおりである。
D_MBO: MBO発表企業を1，コントロール企業を0，SIZE: 時価総額の自然対数，DEBT:負債比率，BTM: 簿価時価比率，
OWN: 役員持ち株比率，FIN: 金融機関持ち株比率とする。

⑵　利益調整の検証

表 4 は，仮説 1 と仮説 2 を検証するために（5）式を推定した結果を，被説明変数別サンプル期間別に示している [18]。

MBO 企業の会計的裁量行動の代理変数である裁量的発生高を被説明変数として分析した結果，前半サンプルにおいては D_MBO の係数が有意にマイナスに推定されている。一方で，後半サンプルにおいては D_MBO の係数が有意にプラスに推定されている [19]。この結果は，リーマン・ショック前においてのみ，コントロール企業に比べて，MBO 企業が利益減少型の会計的裁量行動を行っていることを示唆している。このことは，リーマン・ショック前においてのみ仮説 1 を支持している。

次に，MBO 企業の実体的裁量行動の代理変数である ACFO，APROD および ADISX を被説明変数として推定した結果は，以下のとおりである。第 1 に，被説明変数に ACFO を用いた場合，前半サンプルにおいてのみ D_MBO の係数は有意にプラスに推定されている。第 2 に，被説明変数に APROD を用いた場合，それぞれの期間において D_MBO の係数はまちまちに推定されている。第 3 に，被説明変数に ADISX を用いた場合, それぞれの期間において D_MBO の係数はまちまちに推定されている。これらの結果からは，MBO 直前期に利益減少型の実体的裁量行動を行っている明確な証拠を得られておらず，仮説 2 は支持されていない。Zang（2012）は，会計的裁量行動と実体的裁量行動が代替的関係にあることを報告している。本稿において，MBO 企業の利益減少型の会計的裁量行動が確認でき，一方で利益減少型の実体的裁量行動が確認できなかったことは，Zang（2012）の指摘と一致すると考えられる。

18　本稿では各変数を半期ごとに計測しているために，本決算であれば 1，中間決算であれば 0 とするダミー変数を加えて⑸式を推定している。

19　リーマン・ショック後 1 年間に MBO を発表した企業を除外し分析を行った場合，後半サンプルにおいて，D_MBO の係数は有意に推定されていない。

表４　MBO直前期における利益調整に関する回帰分析

被説明変数	裁量的発生高			ACFO			APROD			ADISX		
サンプル期間	全期間	前半	後半	全期間	前半	後半	全期間	前半	後半	全期間	前半	後半
定数項	−0.050	−0.071	-0.068	0.012	−0.075	0.153	−0.383	0.579	−0.891 *	0.397	0.179	0.588
	(0.845)	(0.866)	(0.876)	(0.104)	(0.425)	(0.951)	(1.207)	(1.268)	(1.848)	(1.774)	(0.702)	(1.546)
D_MBO	0.008	−0.011 *	0.017 **	0.009	0.029 **	0.000	0.000	−0.008	0.002	−0.005	−0.022	0.004
	(1.441)	(1.876)	(2.561)	(1.060)	(2.035)	(0.012)	(0.003)	(0.204)	(0.073)	(0.401)	(1.047)	(0.241)
SIZE	0.002	0.003	0.003	0.000	0.003	−0.006	0.014	−0.026	0.035	−0.015	−0.003	−0.024
	(0.932)	(0.796)	(0.970)	(0.039)	(0.470)	(0.895)	(1.039)	(1.500)	(1.707)	(1.514)	(0.338)	(1.435)
DEBT	0.003	0.002	0.005	−0.009	−0.014	−0.013	0.073	0.010	0.115	−0.017	−0.018	−0.022
	(0.203)	(0.122)	(0.213)	(0.349)	(0.385)	(0.396)	(1.288)	(0.131)	(1.513)	(0.576)	(0.377)	(0.635)
BTM	−0.003	−0.003	-0.002	-0.006	−0.001	−0.015 **	0.029 **	−0.001	0.053 ***	−0.017 **	−0.012	−0.025 *
	(0.787)	(0.479)	(0.457)	(1.040)	(0.094)	(2.201)	(2.129)	(0.036)	(2.786)	(1.987)	(0.583)	(1.990)
OWN	−0.038 *	0.031	-0.062 **	−0.031	−0.081 *	0.006	0.139	0.253 *	0.039	−0.072	−0.115	−0.066
	(1.727)	(1.625)	(2.115)	(0.759)	(1.842)	(0.120)	(1.522)	(1.943)	(0.304)	(1.249)	(1.496)	(0.700)
FIN	−0.023	0.016	-0.053	0.036	0.023	0.098	−0.173	0.160	−0.439 *	0.083)	−0.117	0.288
	(0.866)	(0.549)	(1.123)	(0.846)	(0.418)	(1.256)	(1.232)	(1.048)	(1.767)	(0.896)	(1.122)	(1.444)
本決算	0.010 *	0.016 **	0.007	−0.009	−0.018	−0.004	−0.002	−0.053	0.018	−0.006	−0.020	0.004
ダミー	(1.766)	(2.470)	(0.984)	(0.928)	(1.257)	(0.313)	(0.084)	(1.323)	(0.553)	(0.394)	(1.138)	(0.149)
Adj. R^2	0.040	0.192	0.088	−0.025	0.063	−0.063	0.007	0.072	0.002	−0.004	−0.047	0.009
サンプルサイズ	108	40	68	108	40	68	108	40	68	108	40	68

（注）以下の回帰式を推定している。

$$EM_{i,t}=\alpha+\beta_1 D\_MBO_i+\beta_2 SIZE_{i,t-1}+\beta_3 DEBT_{i,t-1}+\beta_4 BTM_{i,t-1}+\beta_5 OWN_{i,t-1}+\beta_6 FIN_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t}$$

各変数の定義は次のとおりである。D_MBO：MBO発表企業を1，コントロール企業を0，SIZE：時価総額の自然対数，DEBT：負債比率，BTM：簿価時価比率，OWN: 役員持ち株比率，FIN: 金融機関持ち株比率，本決算ダミー：本決算であれば１，中間決算であれば０とするダミー変数。（　）の値はWhiteの不均一分散修正に基づいて計算されたt値である。*** １％有意水準，** ５％有意水準，*10%有意水準。

⑶　株価下落タイミング利用の可能性についての検証

前項までで MBO 直前期の利益調整の有無を検証したが，本項では仮説 3，つまり株価下落タイミングの利用の可能性を検証する。

表 5 は，被説明変数に MBO 企業であれば 1，コントロール企業であれば 0 とするダミー変数 D_MBO を，説明変数に MBO 直前期の利益調整の代理変数および MBO 発表 250 日前から MBO 発表前日までの BHAR を用いて ⑹ 式をロジスティック回帰で推定した結果を示している。さらに，前半サンプルと後半サンプルのそれぞれの期間において ⑹ 式をロジスティック回帰で推定した結果を示している[20]。

結果は，後半サンプルにおいてのみ BHAR の係数は有意にマイナスに推定されている。また，どのサンプル期間においても，BTM の係数は有意にプラスに推定されており，OWN または FIN の係数も

20　サンプル企業およびコントロール企業それぞれにおいて，各変数を上下 1% で winsorize して外れ値処理を行ったが，概ね同様の結果が確認されている。BHAR を MBO 発表 300 日前，200 日前，120 日前または 60 日前から計測した場合についても，概ね同様の結果が確認されている。

表５　株価下落タイミングの利用に関するロジスティック回帰分析

	被説明変数：D_MBO					
	全期間		前半		後半	
	係数 （z値）	marginal effects	係数 （z値）	marginal effects	係数 （z値）	marginal effects
切片	−1.059 （−1.440）		−3.842 （−1.507）		−0.97 （−1.002）	
裁量的発生高	26.146 ** （2.256）	6.536	−25.138 （−0.794）	−6.081	50.045 *** −2.733	12.478
ACFO	14.773 ** （2.181）	3.693	26.978 （1.400）	6.526	18.354 * −1.721	4.576
APROD	−0.436 （−0.164）	−0.109	−4.800 （−0.763）	−1.161	2.198 （0.550）	0.548
ADISX	−0.431 （−0.097）	−0.108	0.968 （0.074）	0.234	5.863 （0.909）	1.462
$BHAR_{250日前〜前日}$	−1.358 （−1.729）	−0.339	4.456 （1.429）	1.078	−3.447 ** （−2.472）	−0.859
BTM	1.177 *** （3.531）	0.294	3.123 * （1.948）	0.755	1.597 *** （3.156）	0.398
OWN	1.784 （0.914）	0.446	10.183 * （1.712）	2.463	1.996 （0.665）	0.498
FIN	−5.461 ** （−2.010）	−1.365	−0.881 （−0.175）	−0.213	−15.019 ** （−2.561）	−3.745
$pseudoR^2$	0.333		0.591		0.515	

（注）以下の回帰式を推定している。

$$D\_MBO_i = \alpha + \beta_1 裁量的発生高_{i,t} + \beta_2 ACFO_{i,t} + \beta_3 APROD_{i,t} + \beta_4 ADISX_{i,t} + \beta_5 BHAR_{i,発表250日前〜発表前日} + \beta_6 BTM_{i,t} + \beta_7 OWN_{i,t} + \beta_8 FIN_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

各変数の定義は次のとおりである。D_MBO：MBO発表企業を1，コントロール企業を0，BTM：簿価時価比率，OWN：役員持ち株比率，FIN：金融機関持ち株比率とする。*** 1％有意水準，** 5％有意水準，*10%有意水準。

有意に推定されている。このことは，後半サンプルにおいては，**BTM** や所有構造の影響を考慮しても，株価の下落が大きいほど **MBO** が行われる可能性が高いことを示している。以上から，リーマン・ショック後においては仮説 **3** が成立している。

4　結　　論

本稿は，経営者が買収価格を押し下げるために **MBO** 発表前に利益減少型の利益調整を行うかどうかを検証した。その際，利益調整の方法として会計的裁量行動だけでなく実体的裁量行動についても分析を行った。さらに，本稿では **MBO** 前の株式投資収益率と **MBO** の可能性についても検証を行った。

分析の結果，以下 **2** つのことを確認した。第 **1** に，リーマン・ショック前においてのみ裁量的発生高と **MBO** の間に有意なマイナスの関係があった。これは，リーマン・ショック前において **MBO** 企業が **MBO** に向けて利益減少型の会計的裁量行動を行っていることを示唆している。ただし，実体的裁量

行動に関する明確な証拠は得られなかった。MBO 企業は実体的裁量行動よりも会計的裁量行動で利益調整を行うと考えられる。また，詳細については示していないが，本稿のサンプルにおいては，MBO 前の BHAR と利益調整の間に有意な関係を検出することはできていない。

第 2 に，リーマン・ショック後は株式投資収益率と MBO の間にマイナスの関係があった。これは，MBO 前の株価が大きく下落するほど MBO が選択される可能性が高いことを示唆している。経営者は，リーマン・ショック後の株式市場の低迷といったタイミングを図って，MBO を行っていると考えられる。

上記の検証結果は次のように解釈できる。経営者は，市場が正常である場合，買収価格を低く誘導するインセンティブに駆られ，利益減少型の会計的裁量行動を行うが，MBO 後の経営活動にも直接影響を与える実体的裁量行動は控えるようである。他方，リーマン・ショック後のような，株価が異常に低い場合においては，経営者は利益調整を行わなくとも，株価の低迷といったタイミングの利用で，十分に低い価格で MBO を実施できたであろう。

最後に，今後の課題をいくつか挙げる。日本での上場企業における MBO の件数が，海外に比べてまだ少なく，サンプルサイズが十分に大きくなった時点でのさらなる検証が必要である。また，会計的裁量行動と実体的裁量行動のどちらが優先して行われるのか，利益調整，MBO 発表前の株式投資収益率と買収プレミアムの間の関係については, 今後の研究課題としたい。さらに本稿では, 減損会計の導入，研究開発費促進税制の変更，IT 投資に関する税制の変更等の制度変更が経営者の行動に与える影響を十分考慮できていない。これらの点についても今後の課題としたい。

【参考文献】

[1] 井上光太郎・中山龍太郎・増井陽子（2010）,「レックス・ホールディングス事件は何をもたらしたか―実証分析からの示唆―」,『旬刊商事法務』, Vol.1918, 4-17 頁。

[2] 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」, 博士学位論文, 神戸大学。

[3] 須田一幸・花枝英樹（2008）,「日本企業の財務報告―サーベイ調査による分析―」,『証券アナリストジャーナル』, Vol.46, No.5, 51-69 頁。

[4] 翟林瑜（2009）,「IPO における逆 V 字型経営業績と『幻の初期収益率』」,『証券アナリストジャーナル』, Vol.47, No.2, 80-92 頁。

[5] 野瀬義明・伊藤彰敏（2011）,「株式非公開化の決定要因」,『証券経済学会年報』, Vol.46, 39-55 頁。

[6] 山口朋泰（2009）,「利益ベンチマークの達成と実体的裁量行動」,『研究年報経済学』, Vol.69, No.4, 445-466 頁。

[7] 山口朋泰（2011）,「実体的裁量行動の要因に関する実証分析」,『管理会計学』, Vol.19, No.1, 57-76 頁。

[8] 吉田和生（2011）,「確定拠出年金制度の導入と報告利益管理の分析」,『経営財務研究』, Vol.30, No.1-2, 2-17 頁。

[9] Alti, A.（2006）, "How Persistent Is the Impact of Market Timing on Capital Structure?," *The Journal of Finance*, Vol.61, No.4, pp.1681-1710.

[10] Baker, M., and J. Wurgler（2002）, "Market Timing and Capital Structure," *The Journal of Finance*, Vol.57, No.1, pp.1-32.

[11] Cohen, D. A., and P. Zarowin（2010）, "Accrual-Based and Real Earnings Management Activities

around Seasoned Equity Offerings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.50, No.1, pp.2-19.

[12] DeAngelo, H., L. E. DeAngelo and R. M. Stulz (2010), "Seasoned Equity Offerings, Market Timing, and the Corporate Lifecycle," *Journal of Financial Economics*, Vol.95, No.3, pp.275-295.

[13] DeAngelo, L. E. (1986), "Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders," *The Accounting Review*, Vol.61, No.3, pp.400-420.

[14] Dechow, P. M., R. G. Sloan and A. P. Sweeney (1995), "*Detecting Earnings Management*," *The Accounting Review*, Vol.70, No.2, pp. 193-225.

[15] Dechow, P. M., S. P. Kothari and R. L. Watts (1998), "The Relation between Earnings and Cash Flows," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.25, No.2, pp.133-168.

[16] Fisher, P. E., and H. Louis (2008), "Financial Reporting and Conflicting Managerial Incentives: the Case of Management Buyouts," *Management Science*, Vol.54, No.10, pp.1700-1714.

[17] Graham, J. R., C. R. Harvey and S. Rajgopal (2005), "The Economic Implications of Corporate Financial Reporting," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.40, No.1-3, pp.3-73.

[18] Jones, J. J. (1991), "Earnings Management during Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.2, pp.193-228.

[19] Kaplan, S. (1989), "The Effects of Management Buyouts on Operating Performance and Value," *Journal of Financial Economics*, Vol.24, No.2, pp.217-254.

[20] Kasznik, R. (1999), "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.1, pp.57-81.

[21] Kothari, S. P., A. J. Leone and C. E. Wasley (2005), "Performance Matched Discretionary Accrual Measures," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.39, No.1, pp.163-197.

[22] Lie, E. (2001), "Detecting Abnormal Operating Performance: Revisited," *Financial Management*, Vol.30, No.2, pp.77-91.

[23] Ofek, E. (1994), "Efficiency Gains in Unsuccessful Management Buyouts," *The Journal of Finance*, Vol.49, No.2, pp.637-654.

[24] Perry, S. E., and T. H. Williams (1994), "Earnings Management Preceding Management Buyout Offers," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.18, No.2, pp.157-179.

[25] Roychowdhury, S. (2006), "Earnings Management through Real Activities Manipulation," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.42, No.3, pp.335-370.

[26] Schultz, P. (2003), "Pseudo Market Timing and the Long-Run Underperformance of IPOs", *The Journal of Finance*, Vol.58, No.2, pp.483-518.

[27] Smith, A. J. (1990), "Corporate Ownership Structure and Performance: the Case of Management Buyouts," *Journal of Financial Economics*, Vol.27, No.1, pp.143-164.

[28] White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol.48, No.4, pp.817-838.

[29] Wongsunwai, W. (2013), "The Effect of External Monitoring on Accrual-Based and Real Earnings Management: Evidence from Venture-Backed Initial Public Offerings," *Contemporary Accounting Research*, Vol.30, No.1, pp.296-324.

[30] Wu, Y. W. (1997), "Management Buyouts and Earnings Management," *Journal of Accounting,*

Auditing and Finance, Vol.12, No.4, pp.373-389.

[31] Zang, A. Y.（2012）, "Evidence on the Trade-Off between Real Activities Manipulation and Accrual-Based Earnings Management," *The Accounting Review*, Vol.87, No.2, pp.675-703.