Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-16

上場変更企業におけるManagers Opportunismの検証 : 裁量的会計発生高とPost-Listing Return

岡田, 克彦
山﨑, 尚志

(Citation)
神戸大学経営学研究科 Discussion paper,2006・12

(Issue Date)
2006-12

(Resource Type)
technical report

(Version)
Version of Record

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/81000078

GRADUATE SCHOOL OF BUSINESS ADMINISTRATION
KOBE UNIVERSITY
ROKKO KOBE JAPAN

2006・12

上場変更企業におけるManagers Opportunismの検証
裁量的会計発生高とPost-Listing Return

岡田　克彦
山﨑　尚志

Discussion Paper Series

上場変更企業における Managers Opportunism の検証
裁量的会計発生高と Post-Listing Return[1]

岡田　克彦
関西学院大学専門職大学院経営戦略研究科

山崎　尚志
神戸大学大学院経営学研究科

要約

岡田/山崎[2005]では米国の上場変更企業が Post-Listing Negative Drift を示すのに対し，日本では Post-Listing Positive Drift が発生している事実を指摘した．しかし，Managers Opportunism が日本市場で発生していないと断言する証拠としては充分ではない．そこで本稿では，会計学の領域で扱われる裁量的会計発生高の概念を援用し，それを時系列で観察することで日本の上場変更企業経営者に Managers Opportunism があるか否かを検証することにした．その結果，経営者は上場変更前から利益増加型の利益調整を行い，上場変更以後も利益増加型の利益調整を継続していることが明らかとなった．また上場変更前後の多くの年で，規模，簿価・時価比率，上場変更直近の裁量的会計発生高の 3 つの基準で選択したコントロールファームと比較しても有意な利益増加型の利益調整を行っている証拠が発見された．更に，裁量的会計発生高と超過リターンの関係について調査してみた結果，Post-Listing Return おいても有意にコントロールファームを上回ることが確認された．米国とは対称的な Post-Listing Positive Drift を示す背景には，上場変更企業経営者の継続的な利益調整行動が関係している可能性が高い．

[1] 初校 2006 年 4 月 3 日、第二校 2006 年 12 月 25 日

１．はじめに

岡田/山崎[2005]で報告したように，米国においては，上場変更企業の株価は長期間にわたって負の超過リターンを生む．このような株価の長期低迷傾向を Post-Listing Negative Drift と呼び，複数の仮説が提唱されている．その中で最も多くの研究者に支持されている仮説が Managers Opportunism 仮説である．即ち，企業経営者達はより高位の市場への上場インセンティブがあるため，上場変更前にポジティブなニュースばかりを公開し，ネガティブなニュースを出来るだけ伝えずに企業価値を高くみせようと努力するというのである．上場変更達成後には，インフレートされた企業価値が，企業本来の実体に即した価値に回帰するため，そのプロセスで価格が下落し Post-Listing Negative Drift が発生するという主張である．しかしながら，岡田/山崎[2005]で示した日本の上場変更企業についての実証結果は米国の仮説では説明できない現象であり，次の 2 つの疑問を投げかけている．一つは，もし Managers Opportunism が上場変更時の負の超過リターンの原因であるならば，上場変更という同じイベントに対して，何故日本の経営者は Opportunistic に行動しないのかという疑問である．二つ目に，上場変更へのインセンティブが日米両国で差がない事実に鑑みて，米国での Post-Listing Negative Drift は Managers Opportunism が原因ではないかもしれないという疑問である．即ち，岡田/山崎[2005]で明らかとなった事実からは，日米の経営者行動に違いがあるのか，或いは日米の経営者は同じような行動を取っているが，何らかの別の要因で株価反応が逆になっているのかが判然としないのである．そこで筆者らは，より直接的に経営者行動を分析する必要があると考えるに至った．

企業経営者が自社の経営状態をよりよく見せようと考えたとき，合法的で実行可能な手法は利益調整（Earnings Management）であろう．もし上場変更企業が上場変更前に利益増加型の利益調整をしているとすれば，それは Managers Opportunism 仮説と整合的であり，岡田/山崎[2005]で得られた実証結果が対称的であるにも関わらず，背後にある経営者行動に差異はないと推論することができる．しかし利益減少型の利益調整が行われていた場合や，全く利益調整行動が見られなかった場合には，上場変更企業経営者の Opportunism は否定され，少なくとも日本の経営者には Managers Opportunism は存在しないと結論づけることができる．

本稿では利益調整の尺度として，裁量的会計発生高[2]に着目する．裁量的会計発生高の測定方法については，会計学の領域で複数のモデルが提示されている．代表的なものとしては，Healy モデル，DeAngelo モデル，Jones モデルなどがある．そのいずれが正確な利益調整を把握するかについては，Dechew /Sloan /Sweeney[1995]が米国のサンプルを用いて検証を行っている．その結果，Jones[1991]によって考案されたモデルを修正した，いわゆる修正

[2] 裁量的会計発生高とは，企業経営者の裁量的会計報告手段の選択によって発生する発生高である．例えば，利益増加型の会計を目的とする経営者ならば，減価償却を定額法でおこない，加速償却は選択しない．しかし利益増加型の利益調整を行ったとしても，一時的に会計上増加した利益は，他の要因を一定とすると，後年にマイナス要因となる．

Jones モデルが第 2 種の誤り，即ち，利益調整が行われているにも関わらずそれを検出できないというリスクが最も低いモデルであるということが明らかになった．従って，本稿では裁量的会計発生高の算出には，Jones モデルをベースとした，CFO 修正 Jones モデル，いわゆる Kasznik [1999]のモデルを用いることにした．また推定方法については，時系列の推定を行う TS-Jones モデル（Time Series Jones Model）と，同時点のクロスセクションで推定を行う CS-Jones モデル（Cross Section Jones Model）の 2 種類がある．時系列回帰を用いて推定するモデルは，少なくとも 1 企業 6 年間の財務データが必要となる．上場変更企業の中には公開後短期間に上場変更し，東証 1 部まで上りつめる企業が少なからず存在する．さらに変化の激しい IT 業界に属する企業などは, 財務データの定常性確保が困難でもある．これらの理由から本稿ではすべてのモデルについて，クロスセクションでの推定を行うものとする．

本稿の構成は以下の通りである．第 2 節で先行研究のレビューを方法論研究と実証研究に分けてまとめる．第 3 節ではサンプルと方法論について説明し，第 4 節では実証結果について考察する．結論は第 5 節で述べる．

2. 先行研究

2-1. 方法論に関する先行研究

中村[1999]によると，発生主義会計で算定される利益とキャッシュフローの相違は，費用を消費基準などで認識し，収益を販売基準などで認識することによって生じる．この相違する部分を会計発生高（Total Accounting Accruals，TA）と呼ぶ．従って，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この会計発生高を加えたものである．会計発生高は経営者の意図的な裁量行動によって左右できる裁量的会計発生高（Discretionary Accruals，DAC）と，通常の業務から必ず発生する非裁量的会計発生高（Nondiscretionary Accruals，$NDAC$）に分類することができる．

Healy [1985]はボーナス制度のある企業の利益が目標利益額を超え，かつ当初設定した上限額を下回る場合には，その企業の経営者は利益増加型の会計手続きを選択しているのではないかという仮説を立てた．これを検証するために，サンプル企業の会計発生高に着目したのである．本来ならば会計発生高の中から非裁量的会計発生高を控除した裁量的会計発生高を用いて検証すべきであるが，彼の前提は，企業は毎年システマティックに利益調整をしているというものである．従って，サンプル企業の会計発生高を時系列で平均した値と，イベントがあった年の会計発生高を比較することで企業経営者の裁量的行動を測ることができるとしている．即ち, $NDAC_{\tau} = \sum_{t} TA_{t} \big/ T$ と考えるのである．Healy のモデルは会計発生高を全て裁量的会計発生高と扱っている点で荒削りではあるが，着想において先

駆的であり，その後の利益調整研究に大きな影響を与えた．

DeAngelo[1986]のモデルは裁量的会計発生高[DAC]を当期の会計発生高と前期の会計発生高の差と規定したものである．即ち，$NDA_\tau = TA_{\tau-1}$ と考えるのである．換言すれば，裁量的会計が全く行われていない企業においては，当期と前期の差の期待値はゼロであるという前提に立つモデルである．Healy のモデルも DeAngelo のモデルも推定期間における会計発生高を用い，それを裁量的会計の代理変数として用いている．非裁量的会計発生高（NDAC）が時間に関係なく一定であり，かつ非裁量的会計発生高の推定期間における平均値がゼロであるならば，この 2 つのモデルとも正しい非裁量的会計発生高を捉えることができる．しかしながら，非裁量的会計発生高が時間の経過と共に変化する性質を持つならば，2 つのモデルとも測定誤差を持つ．どちらのモデルがより正確かは，非裁量的会計発生高が時系列でどのような発生の仕方をしているかによる．一定の平均値を中心にホワイトノイズ過程で発生していれば，Healy モデルが適当であろうし，全くのランダムウォークであれば DeAngelo モデルがより適している．

現実的には非裁量的会計発生高は景気変動とともにシステマティックに変化する可能性がある．つまり，景気変動で営業活動と投資活動の水準が変化すれば，売上高や減価償却費の一定部分もそれに伴って変動すると考えられる （須田[1999]，p327）．Jones [1991]は以上の 2 つのモデルとは異なり，非裁量的会計発生高が一定であるという条件を必要としないモデルを考案した．彼女のモデルでは非裁量的会計発生高は，$NDAC_\tau = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta REV_\tau) + \alpha_3(PPE_\tau)$ で表される．但し，ΔREV_τ は当期の売上高－前期の売上高，PPE は償却性固定資産である．この Jones モデルの前提は，売上高については全て非裁量的なものであるとしていることである．しかしながら，経営者が年度末直前に意図的に多くの商品を売り，それに対する支払いがされていない状況は十分に想定できる．このような場合，その売上高は非裁量的な経営者行動によってもたらされていることを確実にする必要がある．この目的のために，売上高から売上債権の項目を控除したものを用いた修正 Jones モデルが考案された．修正 Jones モデルは，$NDAC_\tau = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta REV_\tau - \Delta REC_\tau) + \alpha_3(PPE_\tau)$ で表される．但し，ΔREC_τ は当期の売掛債権である．

Jones モデルや修正 Jones モデルに営業キャッシュフロー（CF）を説明変数に加えたものが，CFO Jones モデルであり，CFO 修正 Jones モデルである．前者の推定式は，$NDAC_\tau = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta REV_\tau) + \alpha_3(PPE_\tau) + \alpha_4(CF_\tau)$ であり．後者の推定式は $NDAC_\tau = \alpha_1 + \alpha_2(\Delta REV_\tau - \Delta REC_\tau) + \alpha_3(PPE_\tau) + \alpha_4(CF_\tau)$ である．これは Kasznik[1999]で用いられたモデルでもあり，Kasznik モデルとも呼称される．

2-2. 利益調整とリターンに関する実証研究

Papaipannou /Viswanathan [2003]は, 1978 年から 1996 年までの期間に NASDAQ から AMEX

或いは NYSE へ上場変更した 1703 社を対象に営業利益を調査した結果，上場変更した企業は，上場前に営業利益が向上し，上場変更後に悪化するという事実を発見した．しかし彼らはただ単に営業利益を比較しただけであり，企業経営者が Opportunistic に行動したかどうかを直接調査したわけではない．筆者らの調査した限り，上場変更企業の Post-Listing Return と利益調整（Earnings Management）の関係を扱った先行研究は見当たらない．しかしながら，資本市場の利益調整動機[3]として，新規公開（IPO）企業についてはいくつかの先行研究がある. Teoh /Welch /Wong [1998]は IPO 企業の利益操作と長期株価パフォーマンスについての研究を行っている.

IPO 企業については，Ritter[1991]が 1975 年から 1983 年の 1526 社の IPO を調査し，新規上場後の 3 年間で平均－27%, メジアンで－55%もの下落を示すことを明らかにしている．これは一般に IPO パズルと呼ばれており，Ritter[1991]は，投資家は若い成長企業に対して過度に楽観的になっている，と解釈している．Teoh /Welch /Wong [1998]はこのような下落の原因が公開前の投資家の単なる楽観にあるのではなく，投資家をミスリードするなんらかの要因があったのではないかと考察している．もし IPO 企業の経営者達が利益増加型の利益調整を行い，公開される会計数値をその企業の実体よりも高くすることが可能になるとすれば，投資家はその過大評価された会計数値に誘導され，ファンダメンタル価値よりも高い価格で取引を行うことになるかもしれない．その後，時間の経過とともにアナリストレポートや，翌期や翌々期の決算内容が明らかになるが，当然インフレートされた当初の会計数値からは収益のモメンタムが失われる．この段階で投資家の将来キャッシュフローへの期待値が低下し，株価は下落するというのである．従って，その他の条件が一定だとすれば，公開前の段階で利益増加型の利益調整（Earnings Management）が行われている程度が大きければ大きいほど,公開後の株価の下落が激しいと考えられる．彼らは，裁量的会計発生高を算出することで利益調整の程度を捉え，裁量的会計発生高が公開後の IPO 企業の負の超過リターンを予測するかどうかを検証した．その結果，裁量的会計発生高は IPO 後 3 年間のパフォーマンスを非常によく予測していたことが明らかになった．サンプル企業の中で公開時点において最も裁量的会計発生高の多い上位 4 分の 1（積極的利益調整企業）のグループの公開後リターンは下位 4 分の 1（保守的利益調整企業）のグループを累積比較で 20%から 30%も低くなったのである. また時価総額規模で$2000 万未満の小規模クラス，$2000 万-$1 億の中規模クラス，$1 億超の大規模クラスのいずれの規模についてもこのような差異は存在したが，特に中規模クラスのサンプル企業間の差異は大きかったと報告している．更に，利益減少型の利益調整（保守的利益調整）を行っているサンプル企業は，上場後も株式発行を繰り返す傾向が強いこともわかった．彼らの実証結果は少なくとも次の

[3] Healy and Wahlen[1999]は経営者の利益調整の動機を，A）資本市場の動機，B）契約上の動機，C）規制の動機の 3 つに分類している．資本市場の動機は MBO，IPO などに直面して公表利益を裁量的に操作したがることを指し, 契約上の動機は経営者のパフォーマンスベースのボーナス支給に絡むものである. 規制の動機は取引所や監督官庁の規制をクリアする為に行う利益調整である. 上場変更時の経営者の動機は資本市場の動機と規制の動機に当てはまると考えられる.

三つの含意をもつ．第一に利益増加型の調整を積極的に行っていることが，Ritter[1991]の報告した IPO パズルの原因ではないかということ．第二に利益増加型の調整を行う企業は，企業経営者が積極的に公開時点で株価を高めているという意味で，一時的に大量の資金調達を行おうと考えている企業であり，公開時点の Managers Opportunism が強い企業であるということ．第三に，保守的利益調整企業は公開時点の株価を高めに誘導しようという Managers Opportunism が弱いのではないかということである．その証拠に公開後にも増資による資金調達（SEO）を行うのはこのような企業であるという．

それでは，一般的に会計発生高は株価のリターンに影響をあたえているのだろうか．Sloan[1996]は，1962 年から 1991 年の米国市場データ延べ 40,679 社で調査した結果，投資家は会計発生高と真のキャッシュフローの見分けができていないということを明らかにした．投資家が見かけの利益に騙されて株式評価を行っていることから，高い会計発生高を示す株式を空売りし，低い会計発生高を示す株式を買い持ちすることによって，利益が上がることも報告している[4]．会計発生高は，一時的には経営者の主観的な判断で操作可能である．企業本来の価値の推定には将来キャッシュフローが真に重要となるが，現実には，発表される会計利益に翻弄されているのが市場であるという，大変興味深い報告である．

Suda/Kubota/Takehara[2005]は日本市場での裁量的会計発生高とリターンの関係を調査している．彼らは，1980 年から 2002 年までの期間の東証 1 部企業のデータに基づいて，会計発生高をベースに 10 分位に分類し，ヘッジポートフォリオを作った．その結果，米国の場合と同様に，マーケットは会計発生高を過大評価していることがわかった．また，利益増加型の裁量的会計を行う企業は，その後に，アナリストの下方修正を受けやすい点を指摘しながら，市場が裁量的会計発生高をミスプライスしていると主張している．

このように先行研究では，米国及び日本の双方で，企業の利益調整と株価リターンの深い相関関係が指摘されている．企業経営者が上場要件を満たすという動機のために利益調整を行っているとすれば，上場変更以後に米国で観察されたような Post-Listing Negative Drift や，日本で見られたような Post-Listing Positive Drift が発生したとしても不思議ではない．

3. 方法論

3-1. サンプル

本稿の目的は，上場変更を達成するために企業経営者が Opportunistic に行動しているか

[4] 会計発生高はあくまでも会計手法によって生み出されているものであるから，ある期間プラスの会計発生高をだせば，必ずどこかの時点でマイナスの会計発生高が生じる．会計発生高が高いという状況は，本来のキャッシュフローよりも高い会計利益が生み出されている状態であるから，株式は過大評価されている．このような株式を空売りし，会計発生高がマイナスの株式を購入することでプラスのリターンが得られたということである．

どうかを検証することであるから，サンプルについては，基本的に岡田/山崎[2005]で扱ったものと同じ企業を使用する．即ち，店頭市場から東京証券取引所市場第 2 部（東証 2 部）に上場変更した企業，東証 2 部から東京証券取引所市場第 1 部（東証 1 部）に変更した企業, 及び店頭市場から東証 1 部に変更した企業の 3 パターンについて分析することにする．但し，銀行，証券，保険の 3 業種に属するサンプルは除外する．何故なら，これらの業種の有価証券報告書の構成が事業会社のそれとは異なり，会計発生高を算出するための必要項目が入手できないからである．またサンプル企業の中で，流動資産と流動負債の項目が入手できない等のデータ欠損，異常値についても除外した．更に，岡田/山崎[2005]と同様，1 年以内に 2 ヶ所以上の市場に上場変更した企業についても，サンプルから除外した．従って最終的なサンプル数は，東証 2 部から東証 1 部への変更企業 289 社，店頭市場から東証 1 部への 30 社，店頭企業から東証 2 部への 220 社の合計 539 社となった．

次に Jones モデルをベースにした 4 つの非裁量的会計発生高（NDAC）推定モデルは，全上場企業をベースとしてサンプル企業の属する業種のすべての企業の有価証券報告書の会計数値を必要とする. 18 の必要項目は全て日経 NEEDS Financial Quest から入手した. 但し，東証外国部に属する企業については，業種の特定ができないという理由で全企業のユニバースからはずした．現在既に消滅している企業でも，かつて上場していたことがある企業を含め，全 4760 社をユニバースとして使用する．また業種分類の基準として，日経 35 分類を採用することとする．但し，表 1 にも示す様に，造船業や空運業などの一部業種には，クロスセクションでの推定が困難な企業数しか属さない業種が存在する．須田/首藤[2001]では，類似企業をまとめるという方法で 24 業種にし，全業種に十分な企業数を確保するよう努めているが，本稿の扱うサンプル企業にはこれらの業種に属する企業は存在しないため，このままの業種分類で推定を行うことにした．

3-2. 会計発生高の算出

会計発生高（Total Accruals, TA）と営業キャッシュフロー（CF）は須田/首藤[2001]に準拠し，以下のように定義する．

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[5]]－[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)

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)

[5] 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

但し，Δは期中の増減額を示す．[6]こうして求めた会計発生高は，裁量的会計発生高（DAC）と非裁量的会計発生高（NDAC）に分類できる．最終的には裁量的会計発生高（DAC）の導出が目的であるが，そのためには非裁量的会計発生高（NDAC）の推定が必要である．以下の 4 つのモデルで非裁量的会計発生高（NDAC）の推定を行うことにする．推定に用いる全ての変数は期首の総資産で標準化する．

3-3. 4 つの推定モデル

通常業務で発生するだろうと考えられる会計発生高の期待値は，同業種に属する企業群の会計発生高（TA），および売上高（Rev），売上債権（Rec），償却性固定資産（PPE），営業キャッシュフロー（CF）から推定する．τ 期に上場変更した業種 j に属する i 企業の裁量的会計発生高を求めるために，まず j 業種全体の期待会計発生高（非裁量的会計発生高）をモデルで推定する．Jones モデルによる推定式は次の通りである．

$$\frac{TA_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} = \alpha_j + \beta_j\left(\frac{\Delta \mathrm{Re}v_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \gamma_j\left(\frac{PPE_{i,\tau}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \varepsilon_{i,j} \tag{3}$$

$$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j\left(\frac{\Delta \mathrm{Re}v_i}{A_{i,\tau-1}}\right) + \hat{\gamma}_j\left(\frac{PPE_i}{A_{i,\tau-1}}\right) \qquad i \in j \tag{4}$$

但し，i（$1,2,3\cdots.i_j$）であり，$TA_{i,j}$ は（1）式に基づいて算出した τ 期に上場変更した業種 j に属する i 企業の会計発生高である．また，$\Delta \mathrm{Re}v_{i,j}$ は業種 j に属する i 企業の売上の期中の増減額を示し，$PPE_{i,j}$ はと償却性資産である．Rev と PPE を説明変数としてそれぞれを期首の総資産（$A_{i,\tau-1}$）で標準化し，同様に標準化した TA を被説明変数とすることで，クロスセクションによる OLS 回帰を行う．最初に述べた様に，時系列での推定ではなくクロスセクションによる OLS 回帰による推定を選択した理由は，数年単位の長期間では経営環境が大幅に変化するだろうと考えたからである．経営環境の変化にも関わらず経営者行動の非裁量的な部分が一定であるという前提をもつ時系列での推定は，グローバル化が進

[6] 各項目の Nikkei NEEDS Financial Quest における項目番号は以下の通り. 流動資産=FB001, 現金・預金＝FB003, 流動負債＝FB068, 短期借入金＝FB074, コマーシャル・ペーパー=FB075, 1 年内返済の長期借入金＝FB076, 1 年内返済の社債・転換社債＝FB077, 貸倒引当金＝FB060, 賞与引当金・未払賞与=FB093，その他の短期引当金＝FB095，退職給付引当金＝FB107，その他の長期引当金=FB109，減価償却費＝FE011，当期純利益＝FC058，特別利益＝FC030，特別損失=FC038

み経営環境の変化が激しい昨今では非現実的であると判断した．[7]また，上場変更企業という時系列で変化が起こりやすい企業群をサンプルとしていることも考慮した．ここで推定した係数を用いて（4）式により，サンプル企業の期待標準化発生高を算出する．これが非裁量的会計発生高である．

2 番目の推定モデルは修正 Jones モデルである．売上は経営者が裁量的に水増しすることが可能であると考え，売上から売上債権を控除した説明変数で推定する．推定式は以下の通りである．Δは期中の増減額を示す.

$$\frac{TA_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} = \alpha_j + \beta_j\left(\frac{\Delta \mathrm{Rev}_{i,j} - \Delta \mathrm{Rec}_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \gamma_j\left(\frac{PPE_{i,\tau}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \varepsilon_{i,j} \qquad (5)$$

$$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j\left(\frac{\Delta \mathrm{Rev}_i - \Delta \mathrm{Rec}_i}{A_{i,\tau-1}}\right) + \hat{\gamma}_j\left(\frac{PPE_i}{A_{i,\tau-1}}\right) \quad i \in j \qquad (6)$$

である．

3 番目のモデルとして，説明変数に営業キャッシュフローを加えた CFO Jones モデルで推定する. Kasznik[1999]を参考にした推定式は以下の通りである. 営業キャッシュフロー（CF）は，（2）式にあるように，税引き後経常利益[8]から会計発生高を控除したものとする．

$$\frac{TA_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} = \alpha_j + \beta_j\left(\frac{\Delta \mathrm{Rev}_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \gamma_j\left(\frac{PPE_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \delta_j\left(\frac{\Delta CF_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \varepsilon_{i,j} \qquad (7)$$

$$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j\left(\frac{\Delta \mathrm{Rev}_i}{A_{i,\tau-1}}\right) + \hat{\gamma}_j\left(\frac{PPE_i}{A_{i,\tau-1}}\right) + \hat{\delta}_j\left(\frac{\Delta CF_i}{A_{i,\tau-1}}\right) \quad i \in j \qquad (8)$$

である．

最後に CFO 修正 Jones モデルによる推定式は以下の通りである．

$$\frac{TA_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}} = \alpha_j + \beta_j\left(\frac{\Delta \mathrm{Rev}_{i,j} - \Delta \mathrm{Rec}_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \gamma_j\left(\frac{PPE_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \delta_j\left(\frac{\Delta CF_{i,j}}{A_{i,j,\tau-1}}\right) + \varepsilon_{i,j} \qquad (9)$$

$$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j\left(\frac{\Delta \mathrm{Rev}_i - \Delta \mathrm{Rec}_i}{A_{i,\tau-1}}\right) + \hat{\gamma}_j\left(\frac{PPE_i}{A_{i,\tau-1}}\right) + \hat{\delta}_j\left(\frac{\Delta CF_i}{A_{i,\tau-1}}\right) \quad i \in j \qquad (10)$$

但し，$E\left(\frac{TA_i}{A_{i,\tau-1}}\right)$は j 業種に属するサンプル i 企業の τ 時点における非裁量的会計発生高（$NDAC_{i,\tau}$）である．従って，裁量的会計発生高（$DAC_{i,\tau}$）は，

[7] クロスセクションで回帰する手法にも，同業種，同時点の企業経営者の非裁量的行動範囲は一定であるという前提があり，これが必ずしも現実的ではないという議論もある．
[8] 税引き後経常利益＝当期純利益[FC058]－特別利益[FC030]＋特別損失[FC038]

$$DAC_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - NDAC_{i,t} \qquad (11)$$

である．

例えば，2002 年 8 月に東証 2 部から東証 1 部へ上場変更した（株）メガネトップの裁量的会計発生高の算出は以下のプロセスで求められる．同社が上場変更した時点における直近の会計数値は，2002 年 3 月末の決算発表時に公開された有価証券報告書の数値である．期中の増減値を求めるために 2001 年 3 月末に公開された有価証券報告書の数値を入手し，（1）式に代入する．ここで求められた会計発生高を 2001 年 3 月末の貸借対照表の総資産で標準化する．[9] （1）式で求められた会計発生高は，裁量的会計発生高と非裁量的会計発生高の両方が含まれているため，裁量的会計発生高を抽出する必要がある．そこで，次のステップとして（株）メガネトップの非裁量的会計発生高を求めることにする．小売業に属する同社の非裁量的会計発生高は，小売業界の企業が通常業務に従事する場合に発生するだろう，と考えられる会計発生高の期待値である．期待値の推定方法には先に示したように複数存在するが，ここでは Jones モデルの場合を例示する．2002 年 8 月時点で小売業に属する全企業 325 社の会計発生高を，(1) 式に従いサンプル企業と同じプロセスで求める．ここで求められた 325 の会計発生高を被説明変数とし，(3) 式に従い，325 社の売上高，償却性資産の 2 つの説明変数を用いてそれぞれクロスセクションによる OLS 回帰を行う．

この結果推定された $\hat{\alpha}_{小売業}, \hat{\beta}_{小売業}$， $\hat{\gamma}_{小売業}$ の 3 つの値は，小売業の非裁量的会計発生高を求める為の係数である．この係数を （4） 式にそれぞれ代入し，（株）メガネトップの，売上高及び償却性固定資産の値を代入して計算することで，同社の非裁量的会計発生高が求められるのである．(11) 式で示すように，(1) 式で求めた会計発生高から，(4) 式で求めた非裁量的会計発生高を控除した部分が（株）メガネトップの Jones モデルで推定した裁量的会計発生高である．同様のプロセスにより（5）から（10）を用いて修正 Jones モデル，CFO Jones モデル，CFO 修正 Jones モデルでの裁量的会計発生高をそれぞれ推定する．

3-4. 仮説の設定

Dharan /Ikenberry[1995]は，Managers Opportunism は上場要件をようやく満たすことが出来る程度の小さい企業や，機関投資家の持株比率の低い企業ほど発揮されやすいと述べている．そのような企業ほど上場変更後の Post-Listing Negative Drift の程度が大きいことがこの仮説の根拠となっている．この仮説が正しいとするならば，上場変更企業は上場要件を満たすために，利益増加型の利益調整を行っていると考えられる．市場は，上場変更企業が利益増加型の利益調整を行っているかどうかは知る由もないため，増加した利益を将来も

[9] 以後『標準化』とは記さないが，全ての裁量的会計発生高，非裁量的会計発生高，売上高，償却性資産，売上債権，キャッシュフローは期首の総資産で標準化されているものを扱う．

継続的に期待できるものとして評価し，これが株価の過大評価に繋がる．この市場によるミスプライスの部分が, 時間の経過と共に剥落する過程が Post-Listing Negative Drift である．これは情報の非対称性が大きい小型株に，よりその傾向が顕著であるという事実とも整合的である．岡田/山崎[2005]で見たように，日本の上場変更企業については変更後にプラスの超過リターン（Post-Listing Positive Drift）を示すが，果たして日本の上場変更企業ではどのような利益調整を行っているのであろうか．ここでいくつかの仮説を考えることができる．

仮説 1：日本の上場変更企業は利益減少型の利益調整を行っている．上場変更後はその反動で Post-Listing Positive Drift が発生する．

仮説 2：日本の上場変更企業は利益増加型の利益調整を行っているが，上場変更後も利益増加型の利益調整を行うため，Post-Listing Positive Drift が発生する．

岡田/山崎[2005]では，規制緩和以前と以後でサンプルを分割し，その Post-Listing Return に大きな違いがあることを明らかにした．規制緩和以前のサンプルと規制緩和以後のサンプルを比較した場合に，更に 2 つの仮説を設定することができる．

仮説 3：規制緩和以前のサンプルにおいては利益減少型の利益調整が行われているため，上場変更後はその反動で Post-Listing Positive Drift が発生するが，規制緩和以後のサンプルにおいては，利益調整は行われていないため Post-Listing Return は有意に正でも有意に負でもない．

仮説 4：規制緩和以前のサンプルにおいては，利益増加型の利益調整が行われているが，上場変更後も利益増加型の利益調整を行うため，Post-Listing Positive Drift が発生する．規制緩和以後のサンプルにおいては，利益調整は行われていないため Post-Listing Return は有意に正でも有意に負でもない．

4. 実証結果

4-1. モデルの選択について

前節でも述べたように，本稿では対象銘柄が上場変更企業であるという性質に鑑みて，クロスセクションでの推定方法を用いて非裁量的会計発生高を推定する．まず 4 つのすべてのモデルで，上場変更年（t=0）時点の直近の財務データを用いて分析する．表 2 はサンプル企業が属する業種の全企業をクロスセクション回帰することによって，当該業種の非裁量的会計発生高を推定し，それをサンプル企業の会計発生高から控除して求めた裁量的会計発生高である．Jones モデルが推定した裁量的会計発生高の平均値は 0.0036, メジアンが 0.0013 である．サンプル企業 539 社の中で最も利益増加型の利益調整を行った企業の裁

量的会計発生高は 0.6681 であり，最も利益減少型の利益調整を行った企業の裁量的会計発生高は-0.4654 であった．表には記していないが，全サンプルの中で裁量的会計数値の部分が正の値であったものは 50.90%であり，約半分は利益減少型の利益調整に従事していた．また東証 2 部から東証 1 部，店頭市場から東証 2 部，更には店頭市場から直接東証 1 部への上場に分類してもほぼ同じような結果であった．t 値はサンプル企業の平均値がゼロであるという帰無仮説を検定する統計量である．

2 列目は売上高から売上債権を控除して係数の推定を行った修正 Jones モデルにおける結果である．修正 Jones モデルにおいては，全体の利益増加型の裁量的会計発生高が Jones モデルの推定値よりも大きくはなっているが，t 値は 1.3904 であり裁量的会計発生高がゼロであるという帰無仮説を棄却するまでには至っていない．また全サンプルの中で裁量的会計数値の部分が正の値であったものは 51.05%であり，やはり約半分は利益減少型の利益調整に従事していることがわかった．3 列目は売上高，償却性固定資産に加えて営業キャッシュフローを説明変数に加えて係数の推定を行う，CFO Jones モデルにおける結果である． CFO Jones モデルにおいては，全体の利益増加型の裁量的会計発生高が Jones モデルの推定値よりも大きくはなっているが，t 値は 1.3246 であり裁量的会計発生高がゼロであるという帰無仮説を棄却するまでには至っていない．また，全サンプルの中で裁量的会計数値の部分が正の値であったものは 51.51%であった．4 列目の CFO 修正 Jones モデルは，CFO Jones モデルの説明変数である売上高から売上債権を控除して推定を行うものである．全体的に利益増加型の裁量的会計発生高が高くなっているが，t 値で 1.5360 と帰無仮説を棄却するには至らず，正負の企業数もほぼ同数であった．

パネル A に見られるように，全サンプルでの分析においては，平均的に利益増加型の利益調整をしているようであるが，統計的に有意ではない．そこで，より顕著な Post-Listing Positive Drift が観察された規制緩和以前のサンプルで，同様の分析を試みた．その結果はパネル B で示している．修正 Jones モデルと CFO 修正 Jones モデルにおいて，その平均値がゼロであるとする帰無仮説を 5%水準で棄却することが明らかになった．正，負いずれの方向への Post-Listing Drift が観察されない規制緩和以後のサンプルについては，パネル C で示すように，利益調整は行われていないのである．

このように，あるモデルでは，利益調整が行われていると判断され，別のモデルでは利益調整はないと判断される．ではどのモデルを選択すれば良いだろうか．須田/首藤[2001]ではここで扱う 4 つのモデルについて，日本市場の 15700 強のデータを用いて裁量的会計発生高を求めている．そして，CFO Jones モデルと CFO 修正 Jones モデルの決定係数が平均で 0.62 程度なのに対して，Jones 及び修正 Jones では 0.18 であったと報告している．また Dechew et.al.[1995]では，利益調整が行われていないという帰無仮説が偽のときに棄却しない第 2 種の誤りについて，Jones モデルよりも修正 Jones モデルの方にそのリスクが少ないと報告している．従って，本稿では更なる分析を CFO 修正 Jones モデルに依拠して行い，議論を進めていくことにする．

4-2. CFO 修正 Jones モデルによる裁量的会計発生高の時系列推移

4-2-1. 全体サンプル

上場変更企業の経営者が上場変更する前から企業業績をよく見せようという行動に出ていれば，利益増加型の利益調整が上場変更前から観察されるはずである．表 3 は上場変更前 3 年から変更後 3 年までの期間について，裁量的会計発生高の推移を見たものである．上段はサンプル企業の裁量的会計発生高推移である．ここに示されるように，上場変更後 3 年目を除くすべての観察期間について利益増加型の利益調整を行っていることがわかる．その程度は，とりわけ上場変更 2 年前と 1 年前に顕著であり，変更後も 2 年間は概ね利益増加型の利益調整を行っている．利益増加型の利益調整を選択した企業は，いずれか将来の時点で利益減少型の利益調整を余儀なくされる[10]．変更後 3 年目ではマイナスの裁量的会計発生高が観察されるのは，多くのサンプル企業が上場変更を目指して，利益増加型の会計手法を選択したが, 上場変更後 3 年目からその逆転現象が発生したからだと考えられる．ここには記していないが，3 年目以降の裁量的会計発生高は上場変更 4 年目でゼロ，5 年目でマイナスとなっている．

次に，サンプル企業の利益調整が，上場変更イベントがゆえに行われている点を裏付けるために，各サンプル企業に対してコントロールファームを選択し，その裁量的会計発生高と比較することにした．コントロールファームの選択は，サンプル企業の上場変更時点に上場していた企業の中から，サンプル企業との規模，簿価･時価比率，裁量的会計発生高の各数値の差の合計が最も小さい 1 社を選択するという形で行う[11]．このような方法で，上場変更年（t=0）の 539 のサンプルと対となる 539 のコントロールファームを特定した．

この 539 社のコントロールファームは上場変更イベントとは無関係の企業であるが，何らかの理由で t ＝0 時点の規模，簿価･時価比率，そして何らかの理由で裁量的会計発生高が似通っている企業である．表 3 を見るとわかるように，この比較によって，上場変更企業の特異な裁量的会計発生高の推移が浮き彫りになる．例えば, t ＝0 時点で裁量的会計発生高が似通っている企業群も，上場変更前の t ＝ - 1 や t ＝ - 2 時点ではそれほど高い裁量

---

[10]裁量的会計発生高は, 経営者が裁量的に利益増加型の会計手法を選択することにプラスに現れる．しかし, そのプラスの裁量的会計発生高は, 本来翌期以降に得られたであろう利益を, その期に認識することを意味する．

[11]コントロールファームの選択は，規模，簿価・時価比率，裁量的会計発生高の 3 つの基準で行う．規模，簿価･時価比率，裁量的会計発生高はそれぞれ単位が異なるため，クロスセクションの標本平均と標本標準偏差で標準化した値を用いている 次に，分析に要する 1989 年から 2005 年までの期間について，月次の全上場企業 4760 社の規模，簿価・時価比率，裁量的会計発生高を全て算出し，同様に各指数の標準化を行う． t 年m月に上場変更を行ったサンプル企業 1 社について， t 年m月の標準化された 4760 個の値の中から最も近い 1 個を特定し，その企業をコントロールファームとする．

的会計発生高を示していないのがわかるだろう．コントロールファームとサンプル企業の裁量的会計発生高の平均値の差を検定するｔ値からも明らかな様に，上場変更企業を企画する企業は，実施する 2 年前から顕著に利益増加型の利益調整を行っているのである．上場変更後の 2 年間についても，コントロールファームよりも高い裁量的会計発生高を示しているが，統計的に有意な差はない．

図 1 は裁量的会計発生高の推移をグラフ化したものである．サンプル企業を表す実線とコントロールファームを表す点線は，裁量的会計発生高でもコントロールしているため上場変更年（t=0）ではほぼ重なっているが，変更前後ではその差異が現れる．特に，上場変更前の期間については，上場変更企業経営者が利益増加型の利益調整に傾倒している様子がよくわかる．上場変更後の 2 年間についても，コントロールファームよりも高い裁量的会計発生高を示しているが，その程度が上場変更前ほどではないのは，表 3 のｔ値が示すとおりである．

サンプル全体の分析結果をまとめると，上場変更企業は明らかに上場変更前から利益増加型の調整をしようとしており，上場変更が完了してからも利益増加型の調整を行っている．しかし，上場変更以前ほどの顕著さは見られず，Post-Listing Positive Drift が発生している原因が，利益調整であると断定する証拠としては弱い．これだけでは仮説 2 が支持されたとは言い切れない．

4-2-2. 規制緩和を基準に分類したサンプル

岡田/山崎[2005]で報告したように，規制緩和を境にして Post-Listing Return は対称的となる（岡田/山崎[2005]の表 4 参照）．規制緩和以前のサンプルでは，非常に強い Post-Listing Positive Drift を示しているが，規制緩和以後のサンプルでは超過リターンは消滅してしまうのである．その原因を特定しようと，規模，簿価・時価比率，業種，一株当たりの収益（EPS）などでコントロールしてみたが，規制緩和前後の超過リターンの差異は説明できなかった．規制緩和が何らかの影響を与えていることは推測できるが，その原因についてははっきりしなかったのである．そこで，本稿では企業経営者の利益調整の観点から分析を試みる．

表 4 は，全体サンプルを規制緩和前と後に分類し，表 3 と同じ分析をおこなったものである．ここに示されているように，規制緩和前のサンプルでは，上場変更前から顕著な利益増加型の調整を行っているばかりか，上場変更後 2 年間も顕著な利益増加型の調整を継続している．一方，規制緩和後のサンプルにおいては，上場変更前年こそ利益増加型調整をするものの，上場変更後についてはまったくそのような傾向は見られない．むしろ変更を果たした 2 年目から増加型利益調整の反動が現れている．Sloan[1996]が指摘しているように，投資家は会計発生高と将来キャッシュフローの区別ができていないとするならば，上場変更企業が Post-Listing Positive Return を示すのも，ナイーブな投資家が利益増加型調整を行う上場変更企業の将来キャッシュフローを過大評価しているプロセスだと考えることが

できる．これについては次節以降で詳説する．

図 2-a は規制緩和前のサンプルに限って裁量的会計発生高の時系列推移とコントロールファームのそれを，各々実線と点線で表したものである．図 2-b の規制緩和後の時系列推移と比較するとその差は一目瞭然である．規制緩和前においては，上場変更企業が積極的に利益増加型の調整に勤しみ，上場変更後も増加型の利益調整を継続している．一方，規制緩和後の上場変更企業については，上場変更前年に多少の増加型の利益調整は行うものの，継続性はなく，それほど熱心ではないといえる．規制緩和の内容には，1 株当たりの収益率（EPS）基準などの客観的基準や，当該企業の成長性などの質的基準の緩和が含まれている．規制緩和後の上場変更企業数の急増という事実から，東京証券取引所側の，上場変更に対する態度の変化を伺うことができる．つまり，規制緩和後は上場変更のハードルが低くなり，利益調整の必要性も薄れているのではないかと考えられるのだ．またハードルの低さゆえに，上場変更完了後についても，積極的な利益調整をせずとも不自然ではなく，結果的に増加型調整へのインセンティブが低下しているのではないかと推察できる．

4-3. 裁量的会計発生高と超過リターン

前節までの分析から，上場変更企業の裁量的会計発生高は，上場変更年前後 3 年間を含む計 7 年間の期間のほとんどにわたって平均的に利益増加型の利益調整をしていることが明らかになった．特に，規制緩和前のサンプルでその傾向が強く，規制緩和後のサンプルにおいては，変更完了後に反転が起きることがから，Post-Listing Return と利益調整の強い関係をうかがわせるものであった．そこで，本稿の仮説 1 から仮説 4 を検証するために，以下では裁量的会計発生高と Post-Listing Positive Return の関係について述べる．

4-3-1. 全体サンプル

表 5 は，サンプル企業とコントロールファームの累積超過リターンを比較したものである．コントロールファームは上場変更時点においてサンプル企業と類似の企業規模，簿価・時価比率，裁量的会計発生高をもっていることは既に述べた．また，前節の分析から，上場変更企業の利益増加型調整の継続性が確認された．従って，サンプル企業とコントロールファームの差異は，t＝1 年以降に利益増加型調整を継続するかどうかであり，2 つの企業グループの累積超過リターンに差が認められれば，仮説 2 が支持されよう．

表 5 のパネルAは，上場変更後の 1 年，2 年，3 年の累積超過リターンを算出したものである．累積超過リターンは Buy and Hold Abnormal Return （BHAR）と Cumulative Abnormal Return （CAR）の二つの方法で算出した．定義式は以下の通りである．

i 企業の τ ヶ月の BHAR は

$$BHAR_{i\tau} = \prod_{t=1}^{\tau}[1+R_{it}] - \prod_{t=1}^{\tau}[1+E(R_{it})] \tag{12}$$

i 企業の期待リターンを算出するためのベンチマークとしては, 全上場銘柄を規模で 5 分割, 更に，簿価・時価比率で 5 分割した 25 のレファレンスポートフォリオを用いている.

i 企業の τ ヶ月の CAR は

$$CAR_{i\tau} = \sum_{t=1}^{\tau} AR_{it} \tag{13}$$

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \tag{14}$$

BHAR と同様に，（14）式に代入する i 企業の期待リターンの算出には，レファレンスポートフォリオを用いた[12].

表 5 のパネル B は，上場変更後のパフォーマンスを 1 年毎に累積したものである．1 年目はパネルＡとおなじであるが, それ以降は, 13 ヶ月目から 24 ヶ月までの 1 年間の $BHAR_{13-24}$ を,Annual Buy and Hold Return（ABHR）からその期待リターン（E(ABHR)）を差し引く形で求める．定義式は以下の通りである.

$$BHAR_{13-24} = ABHR_{13-24} - E(ABHR_{13-24}) \tag{15}$$

但し,

$$ABHR_{13-24} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\prod_{t=13}^{24}(1+R_{it})-1\right] \tag{16}$$

$$E(ABHR_{13-24}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\prod_{t=13}^{24}(1+E(R_{it}))-1\right] \tag{17}$$

i 企業の期待リターンを算出するためのベンチマークとしては, 全上場銘柄を規模で 5 分割, 更に，簿価・時価比率で 5 分割した 25 のレファレンスポートフォリオを用いている点は,（12）（14）式とおなじである．3 年目（25m-36m）についても同様に，25 ヶ月目から 36 ヶ月までを累積して求める．CAR については，累積期間をそれぞれの期間に応じて合計するだけである.

表 5 のパネルＡで示されているように, サンプル企業の Post-Listing Return は BHAR･CAR ともにいずれの期間でもプラスであるが，コントロールファームのそれはマイナスになっている．その差は，24 ヶ月と 36 ヶ月の BHAR において 10%で有意となるものの，CAR では有意な差異は認められない．一方，パネル B では 2 年目（13m-24m）が BHAR・CAR 共に 1%，5%の水準で有意である．これらの結果から，サンプル企業のプラスの超過リターンは各年ともに発生しているものの, その程度が最も顕著なのは 2 年目であることがわかる.

---

12 レファレンスポートフォリオの詳細な構築方法については，岡田/山崎[2005]を参照いただきたい.

上場変更後のプラスの裁量的会計発生高がプラスの超過リターンに伴われているこの結果は，仮説 2 と整合的である．

4-3-2. 規制緩和を基準に分類したサンプル

規制緩和前のサンプル企業は，上場変更前から利益増加型の調整を行い,上場変更後も利益調整を継続することは 3 節で確認した．Sloan[1996]の指摘するように，投資家が利益そのものの数値に目を奪われ，企業価値を推定する過程でキャッシュフローと会計発生高の区別がつけられないのであれば，利益増加型の調整を行うサンプル企業の超過リターンは，コントロールファームの超過リターンを上回るはずである．一方，上場基準の緩和により，変更完了後も利益調整する必要がない環境下におかれたサンプル企業の超過リターンは，コントロールファームとの差異は生じないと考えられる．

表 6 のパネルAは，表 5 と同じく，12,24,36 ヶ月の累積超過リターンを BHAR と CAR で示し，パネル B は各年毎の累積超過リターンを示している．規制緩和前のサンプルとそのコントロールファームの超過リターンを比較すると，BHAR と CAR 共にサンプル企業の超過リターンが 24 ヶ月，36 ヶ月で有意に高くなっている．一方，規制緩和後のサンプルではコントロールファームとの差異は認められない．各年毎の超過リターンをサンプル企業とコントロールファームで比較した場合は，2 年目（13m-24m）の超過リターンの大きさが際立っている．全体サンプルでも，そうであったが，規制緩和後のサンプルがコントロールファームと差異がないことから，規制緩和前サンプルの超過リターンに引っ張られていたといえるだろう．

このように，2 年目の超過リターンが最も強く発生する背景には，上場変更翌年（t=1）においても，上場変更企業が利益増加型の調整を行っていることが影響していると考えられる．表 4 が示すように，上場変更翌年（t=1）は，変更完了後も積極的に利益増加型の調整に勤しんでいる．更に，上場変更 2 年後（t=2）においても，その程度は若干減じるものの，有意にプラス裁量的会計発生高が検出されている．こういう会計発生高の動向と足並みをそろえるように，2 年目（13m-24m）の BHAR は 1%の有意水準で，3 年目（25m-36m）の BHAR も 10%の有意水準でコントロールファームを上回っているのである．

以上の結果から，仮説 4 が支持されるといえるだろう．

5. 結論

岡田/山崎[2005]の実証結果が米国の Dharan/Ikenberry [1995]のそれと全く逆の結果となったため，Managers Opportunism が上場変更企業経営者に蔓延しているという仮説に対しては，日本市場では当てはまらないのではないか，という疑問があった．しかし岡田/山崎[2005]の結果からは，企業経営者の行動に違いがあるから（日本の経営者に Managers Opportunism

がないから)，日米の株価動向に差異が存在するのか，その他未知の原因の反映であるのかが判然としない．そこで本稿では会計学のモデルを援用することで，直接企業経営者の行動を検証することにした．

まず会計学で用いられている 4 つのモデルで上場変更企業の裁量的会計発生高を推定した．そして，日本市場で当てはまりが良いとされ，先行研究によって絞りこまれた 2 つのモデルから,第 2 種の誤りのリスクが最も少ないとされる CFO 修正 Jones モデルを選択し，詳細な分析を進めることにした．上場変更企業の利益調整は，変更を企画した時点から始まる可能性が高いため，変更の数年前に遡って観察する必要がある．このため，上場変更の 3 年前から変更後 3 年間の期間で観察することにした．その結果，上場変更企業は有意に利益増加型の利益調整を変更前から行い，変更後数年間も継続的に同様の利益調整を行っていることが判明した．更に，規模，簿価・時価比率，上場変更直近の裁量的会計発生高の 3 つの基準で選択したコントロールファームと比較しても，上場変更以前から利益増加型の利益調整を行っていることがわかった．また，上場基準の緩和以前と以後のサンプルで分類して観察したところ，規制緩和以前のサンプル企業は，上場変更後も利益増加型の利益調整を継続させていることがわかった．

次に，利益調整と Post-Listing Return の関係を見るために，サンプル企業とコントロールファームの超過リターンを比較してみた結果，BHAR と CAR ともに 24 ヶ月と 36 ヶ月で有意にプラスのリターンを示した．各年毎に超過リターンの発生を調査したところ，2 年目の超過リターンの発生の程度が最も大きく，コントロールファームとの差も大きいことが明らかとなった．3 年目の超過リターンの発生は 2 年目よりその程度は小さいものの有意であった．この超過リターンの発生パターンは，裁量的会計発生高のそれと一致する．上場変更 1 年後の裁量的会計発生高はコントロールファームのそれを大きく上回っており，2 年後は上回っているもののその程度は小さい．Sloan[1996]が指摘するように，投資家がキャッシュフローと会計利益の区別が出来ていないとするならば，上場変更企業の Post-Listing Positive Drift が利益調整によってもたらされていると考えることができる．このことは，Post-Listing Negative Drift を示す Dharan/Ikenberry[1995]の用いたサンプルで利益調整の有無を調べることによって，より確定的になるだろう．

結論として，日本の上場変更企業経営者にも Managers Opportunism は存在する．米国との株価反応の違いの原因は，上場変更後もしばらく増加型の利益調整を継続する点にある可能性が高い．

[2006.12.25 752]

参考文献

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

須田一幸[1999],『財務会計の機能』，白桃書房

須田一幸，首藤昭信[2001],「経営者の利益予測と裁量的会計行動」*産業経理*，61 (2), 46-57

中村忠[1999],『新稿　現代会計学　3 訂版』，白桃書房

Dharan, B., and D.Ikenberry [1995],"The Long-Run Negative Drift of Post-Listing Stock Returns," *Journal of Finance* 50 (5), 1547-1674.

Grammatikos, T., and G. J. Papaioannou [1986], "The Informational Value of Listing on the New York Stock Exchange," *Financial Review* 21 (4), .485-499.

Healy, P. [1985],"The Effect of Bonus Scheme on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics* 7, .85-107

Healy, P., and J. Wahlen[1999], "A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting," *Accounting Horizons* 13 (4), .365-383

Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen [1995], "Market Underreaction to Open Market Share Repurchases," *Journal of Financial Economics* 39 (2-3), .181-208.

Jones, J.[1991],"Earnings Management during Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research* 29 (3), .193-228

Kasznik, R. [1999],"On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research* 37 (1), .57-81

Papaioannou, G. J., N. G. Travlos, and K. G. Viswanathan [2003], "The Operating Performance of Firms That Switch Their Stock Listings," *Journal of Financial Research* 26 (4), .469-486.

Ritter, J. [1991], "The Long-Run Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Finance* 46 (3), 3-27

Sloan, R.[1996],"Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?," *Accounting Review* 71 (3), 289-315

Suda, K., K. Kubota and H. Takehara [2005], "Pricing of Accounting Accruals Information and the Revision of Analyst Earnings Forecasts: Evidence from Tokyo Stock Exchange Firms," *Waseda University Working Paper*

Teoh, S. H.,I.Welch and T.J.Wong [1998], "Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Finance* 53 (6), .1935-1974

表1 ユニバースの業種別分布

業種	企業数	業種	企業数
食品	176	建設	289
繊維	92	商社	510
パルプ・紙	46	小売業	325
化学	258	銀行	150
医薬品	62	証券	38
石油	17	保険	22
ゴム	29	その他金融	112
窯業	110	不動産	123
鉄鋼	74	鉄道・バス	35
非鉄金属	167	陸運	52
機械	297	海運	31
電気機器	361	空運	8
造船	9	倉庫	47
自動車	101	通信	43
輸送用機器	27	電力	11
精密機器	70	ガス	13
その他製造	146	サービス	754
水産	14	その他	126
鉱業	15	合計	4760

（注）業種別分類は日経NEEDS社の業種分類コード（日経業種コード）に従った

表2　4つのモデルによる裁量的会計発生高

パネルA：全サンプル（n=539)	Jones モデル	修正 Jones モデル	CFO Jones モデル	CFO修正Jonesモデル
平均	0.0036	0.0053	0.0048	0.0057
メジアン	0.0013	0.0014	0.0021	0.0009
最大	0.6681	0.6933	0.6685	0.6932
最小	-0.4654	-0.4766	-0.4597	-0.4804
標準偏差	0.0958	0.0985	0.0939	0.0960
t値	0.9760	1.3904	1.3246	1.5360
パネルB：規制緩和前（1990年1月から1999年7月までのサンプル　n=265)				
平均	0.0051	0.0087	0.0057	0.0084
メジアン	0.0026	0.0037	0.0030	0.0034
最大	0.4319	0.5290	0.4294	0.5244
最小	-0.2111	-0.2232	-0.2017	-0.1993
標準偏差	0.0708	0.0737	0.0700	0.0715
t値	1.3043	2.1505**	1.4762	2.1408**
パネルC：規制緩和後（1999年8月から2002年12月までのサンプル　n=274)				
平均	0.0031	0.0040	0.0019	0.0022
メジアン	-0.0019	0.0009	-0.0025	-0.0031
最大	0.6932	0.6685	0.6933	0.6681
最小	-0.4804	-0.4597	-0.4766	-0.4654
標準偏差	0.1154	0.1128	0.1181	0.1155
t値	0.4826	0.6428	0.2986	0.3460

（注）裁量的会計発生高がゼロであるという帰無仮説をt統計量で検定する．＊＊は5%の有意水準で帰無仮説を棄却することを意味する．

表3　裁量的会計発生高（DAC）の上場変更前後3年の推移

相対年	-3	-2	-1	0	1	2	3
n	494	505	535	539	529	470	357
サンプル企業	0.0161	0.0200	0.0287	0.0241	0.0197	0.0004	-0.0078
コントロールファーム	0.0101	0.0027	0.0090	0.0236	0.0108	-0.0053	-0.0028
t値（平均値の差）	0.822	2.409***	3.050***		1.020	0.716	-0.481

（注）a. 相対年0は上場変更年の直近の財務データから作成したDACである．.b. コントロールファームはサンプル企業の上場変更年時において，①規模②簿価時価比率③DACの3つを基準で最も近い1社を全4760社から選択した．従って，t=0年はDACの水準も似通った企業である．c. サンプル企業数が変化するのは，上場変更前には上場していなかった企業が存在することや，上場変更後の観察期間にもう一度上場変更を実施した企業はサンプルから除いているからである．d. t値はサンプル企業のDACの平均値＝コントロールファームのDACの平均値を帰無仮説とするt検定量である．***は1%の有意水準で帰無仮説を棄却することを意味する．

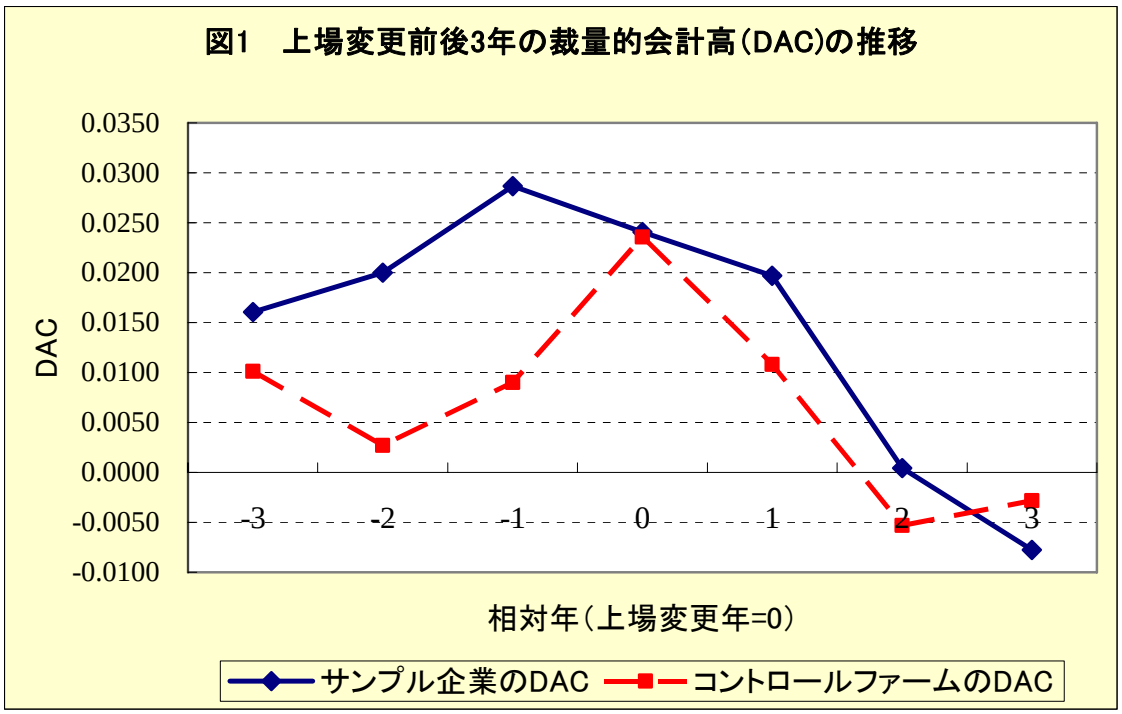
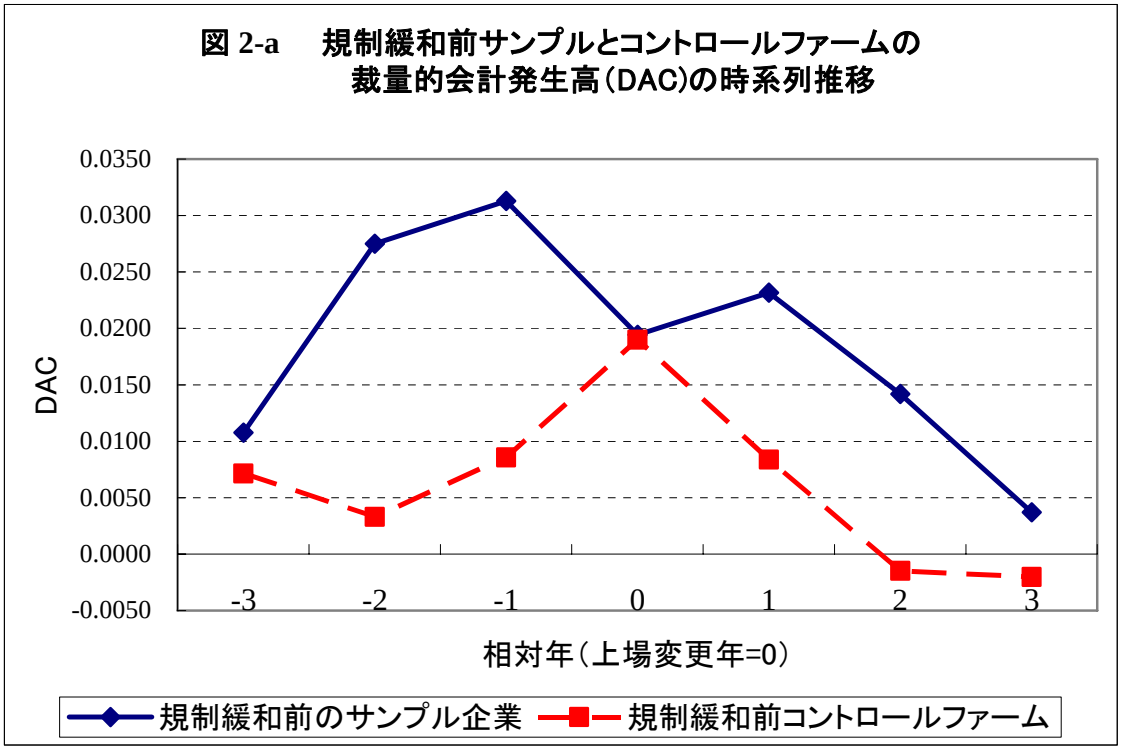


図 1: 上場変更年（ｔ＝０）前後 3 年の DAC の時系列推移．CFO 修正 Jones モデルで求めたサンプル企業の裁量的会計発生高（実線）と規模，簿価・時価比率，裁量的会計高の 3 つの基準で選択したコントロールファームの裁量的会計発生高（点線）．上場変更年の DAC でコントロールするため，ｔ＝０時点では両 DAC の値は近くなる．

表4　規制緩和前後で分類した裁量的会計発生高（DAC）の上場変更前後3年の推移

相対年	-3	-2	-1	0	1	2	3
パネルA（規制緩和前）							
n	207	217	247	265	272	272	272
サンプル企業	0.0107	0.0275	0.0313	0.0194	0.0232	0.0142	0.0037
コントロールファーム	0.0071	0.0033	0.0086	0.0190	0.0084	-0.0015	-0.0020
t値（平均値の差）	0.467	2.927***	2.827***		2.004**	1.878*	0.653
パネルB（規制緩和後）							
n	287	288	288	274	257	198	85
サンプル企業	0.0199	0.0143	0.0264	0.0286	0.0160	-0.0185	-0.0445
コントロールファーム	0.0122	0.0023	0.0094	0.0280	0.0134	-0.0106	-0.0054
t値（平均値の差）	0.686	1.103	1.737*		0.162	-0.524	-1.201

（注）　a. 相対年0は上場変更年の直近の財務データから作成したDACである．　.b. コントロールファームはサンプル企業の上場変更年時において，①規模②簿価時価比率③DACの3つを基準で最も近い1社を全4760社から選択した．従って，t=0年はDACの水準も似通った企業である．　c. サンプル企業数が変化するのは，上場変更前には上場していなかった企業が存在することや，上場変更後の観察期間にもう一度上場変更を実施した企業はサンプルから除いているからである．　d. t値はサンプル企業のDACの平均値＝コントロールファームのDACの平均値を帰無仮説とするt検定量である．*,**,***は各々10 %, 5%, 1%の有意水準で帰無仮説を棄却することを意味する．



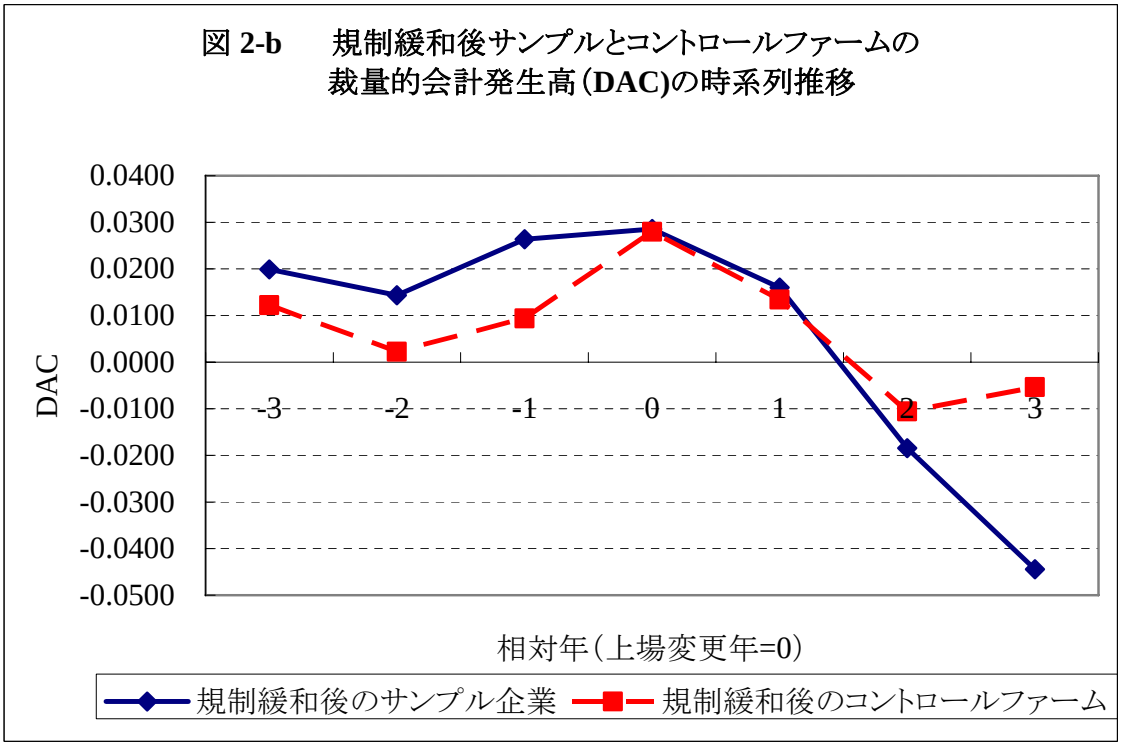


図 2-a（規制緩和前サンプル），図 2-b（規制緩和後サンプル）は，それぞれ 上場変更年（ｔ＝０）前後 3 年の DAC の時系列推移を現した．CFO 修正 Jones モデルで求めたサンプル企業の裁量的会計発生高（実線）と規模，簿価・時価比率，裁量的会計高の 3 つの基準で選択したコントロールファームの裁量的会計発生高（点線）．上場変更年の DAC でコントロールするため，ｔ＝０時点では両 DAC の値は近くなる．

表 5 上場変更企業とコントロールファームの超過リターンの比較

	BHAR			CAR		
パネルA	1m-12m	1m-24m	1m-36m	1m-12m	1m-24m	1m-36m
n	539	486	468	539	486	468
サンプル企業	6.70%	12.87%	5.78%	2.02%	3.16%	2.74%
コントロールファーム	2.64%	-0.49%	-3.55%	0.38%	-2.65%	0.31%
t値	0.996	1.939*	1.647*	0.634	1.474	0.537
パネルB	1m-12m	13m-24m	25m-36m	1m-12m	13m-24m	25m-36m
サンプル企業	6.70%	8.47%	2.29%	2.02%	4.13%	0.79%
コントロールファーム	2.64%	-3.32%	0.47%	0.38%	-2.15%	1.47%
t値	0.996	2.924***	0.491	0.634	2.379**	-0.265

(注) コントロールファームはサンプル企業の上場変更年時において，①規模，②簿価時価比率，③DACの3つの基準で最も近い1社を4760社から選択した．パネルAはそれぞれ1年，2年，3年の累積超過リターンを比較したもの．パネルBは1年目（0から12ヶ月目），2年目（13ヶ月目から24ヶ月目），3年目（25ヶ月目から36ヶ月目）のそれぞれの部分区間の累積超過リターンをあらわしたものである． t値は，サンプル企業とコントロールファームの累積超過リターンに差がないという帰無仮説を検定するt−検定量である．*,**,***はそれぞれ10%，5%，1%の有意水準をあらわす．

表6　規制緩和前後のサンプル企業とコントロールファームの超過リターンの比較

	BHAR			CAR		
パネルA	1m-12m	1m-24m	1m-36m	1m-12m	1m-24m	1m-36m
規制緩和前						
n	265	233	218	265	233	218
サンプル企業	15.06%	26.06%	11.58%	7.80%	11.51%	13.08%
コントロールファーム	8.38%	1.53%	-5.95%	3.26%	0.36%	-1.07%
t値	0.888	1.993**	2.974***	1.251	2.053**	2.247**
規制緩和後						
n	274	253	250	274	253	250
サンプル企業	-1.38%	0.73%	0.72%	-3.57%	-4.52%	-6.28%
コントロールファーム	-2.90%	-2.44%	-1.34%	-2.41%	-5.56%	1.58%
t値	0.465	0.771	0.218	-0.319	0.183	-1.228
パネルB	1m-12m	13m-24m	25m-36m	1m-12m	13m-24m	25m-36m
規制緩和前						
サンプル企業	15.06%	14.25%	7.49%	7.80%	7.12%	3.57%
コントロールファーム	8.38%	-3.14%	-3.43%	3.26%	-1.23%	-1.15%
t値	0.888	2.717***	1.791*	1.251	2.247**	1.261
規制緩和後						
サンプル企業	-1.38%	3.14%	-2.24%	-3.57%	1.38%	-1.64%
コントロールファーム	-2.90%	-3.49%	4.07%	-2.41%	-3.05%	3.88%
t値	0.465	1.332	-1.439	-0.319	1.181	-1.579

(注) コントロールファームはサンプル企業の上場変更年時において，①規模，②簿価時価比率，③DACの3つの基準で最も近い1社を4760社から選択した．パネルAはそれぞれ1年，2年，3年の累積超過リターンを比較したもの．パネルBは1年目（0から12ヶ月目），2年目（13ヶ月目から24ヶ月目），3年目（25ヶ月目から36ヶ月目）のそれぞれの部分区間の累積超過リターンをあらわしたものである．規制緩和前は，サンプルは1999年7月以前に上場変更した企業とそのコントロールファーム，規制緩和後は，1999年7月以降に上場変更した企業とそのコントロールファームを表す．　t値は，サンプル企業とコントロールファームの累積超過リターンに差がないという帰無仮説を検定するt−検定量である．*,**,***はそれぞれ10%，5%，1%の有意水準をあらわす．