

ISSN 1347-6963

JARDIS

年報 経営ディスクロージャー研究

第16号 / 2017年3月

年報 経営ディスクロージャー研究

第16号

日本ディスクロージャー研究学会



JARDIS

年報
経営ディスクロージャー研究
第16号 / 2017年3月

日本ディスクロージャー研究学会

序文 — 『年報』第16号の発刊にあたって—

乙 政 正 太 (関西大学)

なかなか予定通りという訳にはいきませんが、『年報 経営ディスクロージャー研究』(以下、『年報』) 第16号を発刊することができました。少しは本誌が年報としての役割を取り戻すことができるものになってきたと思っております。会員、学生会員、および賛助会員の皆さまのご協力にこの場を借りてお礼申し上げます。

今号では、特集(1)に、2016年5月に東京経営短期大学で開催された第13回研究大会での特別プロジェクトの最終報告を掲載しています。特別プロジェクトの最終成果としては、学会誌の論文掲載または市販本の発刊が義務となっています。本号では、2つの委員会から合計3本の論文が提出されました。特集(2)では同大学で開催された統一論題「現代社会におけるディスクロージャーの役割」を、特集(3)では2016年12月18日に大阪市立大学で開催された第14回研究大会での統一論題「経営者予想とディスクロージャー」をそれぞれ取り上げています。各報告の内容については当日会場で配布された要旨と後日編集委員会に提出して頂いた要旨の原稿を掲載しています。各研究大会でどのような議論がなされたのかについて様子をお届けできればと思っております。

また、「論稿」セクションには、3つの論文が掲載されています。いずれも各研究大会において自由論題報告が行われたものです。『年報』では今号から査読は実施せず原則としてすべて掲載するように投稿規程が改訂されています。したがって、投稿された論文はすべて査読プロセスを経ることなく掲載したものになります。なお、投稿された論文のなかには『年報』の投稿規定を見過ごしているケースが見受けられました。投稿を予定されている方は投稿規定 (<http://www.jardis.org/publications/jbd/contribution.html>) をチェックしてから提出のほどよろしくお願い申し上げます。

さらに、「その他」の区分では、編集委員会において執筆依頼をした原稿(研究ノート)を掲載しています。これは会員の情報交換の場を提供することを目的としています。今号では、現在価値恒等式に関する研究のサーベイであります。椎葉 淳氏(大阪大学)にご寄稿いただきました。企業価値評価の新たな方向性について会計研究の領域を広げることに寄与するものと思われる。具体的な数値例を使用したケースについては次号に掲載する予定にしています。

最後に、次号『年報』第17号においても、発行スケジュールの正常化を維持できるよう努力してまいります。会員の皆さまも奮って学会報告等をしたうえで投稿してくださればと願っています。

年報 経営ディスクロージャー研究

No.16 2017年3月

日本ディスクロージャー研究学会

目 次

序 文

—『年報』第16号の発刊にあたって— 乙政 正太

特 集

特集（1）特別プロジェクト最終報告

1. 負債と資本の中間項目の開示

1) 最終報告書 特別プロジェクト代表 野口 晃弘 (5)
(名古屋大学)

2) ストック・オプションの公正価値評価における
インプット情報の裁量的な操作 田澤 宗裕 (13)
(名城大学)

2. 日本企業のディスクロージャーにおける利益の平準化とその抑制

1) 会社法配当規制と利益平準化行動の抑制 市原 啓善 (35)
(小樽商科大学)

2) 群衆的予想改訂による利益平準化効果の抑制 山田 哲弘 (47)
(中央大学)

特集（2）現代社会におけるディスクロージャーの役割

1. 地方自治体による発生主義財務情報開示の意義 大塚 成男 (67)
(千葉大学)

2. 第三セクター方式の鉄道事業会社の

経営とディスクロージャー 鳥塚 亮 (69)
(いすみ鉄道株式会社)

特集（3）経営者予想とディスクロージャー

1. 経営者予想利益の裁量性と市場の評価 首藤 昭信（73）
（東京大学）
2. 経営者予想の修正速度と市場の評価 太田 浩司（74）
（関西大学）

論 稿

1. IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応：
企業間の差異を中心に 金 鐘勲（79）
（一橋大学大学院商学研究科特任講師）
2. ハイブリッド証券に係る市場の反応と会計処理に関して
—現金決済条項付転換社債型新株予約権付社債を題材として—
..... 山田 和宏（101）
（横浜国立大学国際社会科学府）
3. ヘッジ会計適用に関する考察
—一般ヘッジと業種別ヘッジとの比較を中心として—
..... 松山 将之（119）
（株式会社日本政策投資銀行）

その他（研究ノート）

- 会計情報に基づく現在価値関係 椎葉 淳（133）
（大阪大学）

資 料

1. 日本ディスクロージャー研究学会役員一覧 (153)
2. 日本ディスクロージャー研究学会第13回研究大会プログラム (154)
3. 日本ディスクロージャー研究学会第14回研究大会プログラム (156)
4. 第2回JARDISワークショッププログラム (158)

特別プロジェクト最終報告

1. 負債と資本の中間項目の開示

1) 最終報告書

特別プロジェクト代表 野口晃弘（名古屋大学）

2) ストック・オプションの公正価値評価におけるインプット情報の裁量的な操作

田澤宗裕（名城大学）

2. 日本企業のディスクロージャーにおける利益の平準化とその抑制

1) 会社法配当規制と利益平準化行動の抑制

市原啓善（小樽商科大学）

2) 群衆の予想改訂による利益平準化効果の抑制

山田哲弘（中央大学）

2016年5月28日（土）に東京経営短期大学（市川キャンパス）において第13回研究大会が開催され、「特別プロジェクト最終報告」が行われました。黒川行治氏（慶應義塾大学）を司会に、野口委員会（代表：野口晃弘氏（名古屋大学）、委員：小川淳平氏（神奈川大学）、仙場胡丹氏（名古屋大学）、田澤宗裕氏（名城大学）、中條祐介氏（横浜市立大学）、二村雅子氏（小樽商科大学）、向伊知郎氏（愛知学院大学））、國村委員会（代表：國村道雄氏（名古屋市立大学）、主査：吉田和生氏（名古屋市立大学）、委員：吉田 靖氏（東京経済大学）、山田哲弘氏（中央大学）、市原啓善氏（小樽商科大学）、棚橋則子氏（東北学院大学）、加藤千雄氏（大阪経済大学）、久保 暢氏（株）TMMC）の代表者および報告者より、多様な立場から多角的に議論・討議が行われました。

特別プロジェクトの最終報告については、学会誌の論文掲載または市販本の発刊が義務となっています。特集（1）では、各委員会から提出された研究成果を掲載しています。当日会場に来られなかった会員のためにも当日の議論の内容をお伝えすることができることを願っています。なお、村井委員会（代表：村井秀樹氏（日本大学））については次号の掲載を予定しています。

●特集（1）

2014－2015年度特別プロジェクト 「負債と資本の中間項目の開示」最終報告

Report of the Special Project for the FY 2014-2015
“Disclosure of Mezzanine Items between Liabilities and Equity.”

特別プロジェクト代表

野口晃弘（名古屋大学）

委 員

小川淳平（神奈川大学）

仙場胡丹（名古屋大学）

田澤宗裕（名城大学）

中條祐介（横浜市立大学）

二村雅子（小樽商科大学）

向伊知郎（愛知学院大学）

最終報告書

1. プロジェクトの課題と範囲

負債と資本の区分は現在の会計理論・制度・実務が抱える最難問の一つと考えられている（徳賀，2014）。負債と資本の区別は新たな金融商品の開発・普及に伴って、複雑化の様相を呈しており、会計処理そのものの解決が容易でないことから、開示の充実によって対応がなされている部分もあり、会計処理のみならず、開示についても議論すべき点が少なくない。本プロジェクトでは、国際比較及び歴史研究という伝統的な制度会計における研究方法に加え、その成果を検証するための実証研究を行った上で、開示に関する立法論を展開することを意図としている。そのため国際比較と歴史研究を進めると併行して、実証研究についても先行研究の文献調査を進めた。

負債と資本の中間項目としては、連結貸借対照表の純資産のうち株主資本に分類されない、その他の包括利益累計額（その他有価証券評価差額金・繰延ヘッジ損益・土地再評価差額金・為替換算調整勘定・退職給付に係る調整累計額）、新株予約権、非支配株主持分、に加え、わが国の会計基準では負債として表示することができる転換社債型新株予約権付社債と、株主資本に含まれる優先株式についても、研究対象とした。そして、中間報告では、負債と資本の中間項目に関する現行の表示区分を整理・検討した上で、具体的な論点のうち、ストック・オプションと優先株式について、伝統的な制度会計の研究方法を用いて検討した。

最終報告では、まず、譲渡制限付株式報酬制度導入のための平成28年の制度改正について取り上げ、次に、リサイクリング情報の有用性を検証した先行研究の紹介と、ストック・オプションの公正価値評価に関する実証研究の要約を示し、制度会計上の議論に結びつけて論じる。そして中間報告に含まれていなかった非支配持分の開示に関する歴史研究にも言及する。

2. 中間報告の要旨

7つの中間項目について、包括利益計算の要素か否か、リサイクリングの対象か否か、税効果会計の適用対象か否か、に基づいて分類し、整理すると、次の表のようにまとめることができる。

	包括利益	リサイクリング	税効果会計
その他有価証券評価差額金	○	○	○
繰延ヘッジ損益	○	○	○
土地再評価差額金	×	×	○
為替換算調整勘定	○	○	○
退職給付に係る調整累計額	○	○	○
新株予約権	×	△	×
非支配株主持分	×	×	×

ここで明らかなように、土地再評価差額金はその他の包括利益累計額の一項目として表示されるものの、他の項目とは異質であり、新株予約権や非支配株主持分と同列の独立の項目として位置づけられるべきものと考えられる。

次に新株予約権の中のストック・オプションで

あるが、わが国における特徴は、アメリカと比較して経営者報酬に占めるウェイトが低く、かつ、株式報酬型ストック・オプション、すなわち、行使価格を名目額に設定した事実上の譲渡制限付株式が過半数を占めていることにあった。株式報酬型ストック・オプションの普及の結果、貸借対照表に表示されている新株予約権の金額の重要な部分が、事実上、権利行使がほぼ確実に見込まれるという意味で、既にオプションではなく、かつ、その金額も、オプションのプレミアムを示すものではなく、事実上、株式の発行価額を示すものとなっていた。

ストック・オプションに関するもう一つの論点は、権利行使された時点における株価と行使価額の差額、いわゆる行使日差額に関する情報開示となっている。結果的に生じた従来からの株主から権利行使により生まれた新たな株主への富の移転について、どこまで金額の開示が必要かという点である。行使価格と行使時点における株価に関する情報は、わが国の財務諸表等規則第8条の15第1項でも、権利行使価格（7号）と当該事業年度において権利行使されたストック・オプションの権利行使時の株価の平均値（9号）が規定されているので、必要とあれば行使日差額の金額を計算して求めることは可能となっている。この点については、IFRS 2における開示に関する指示の内容（期中の行使数と加重平均行使価格及び権利行使日時点の加重平均株価）と同様となっている（45項）。しかし、アメリカでは、行使日差額そのものの開示が指示されており（ASC 718-10-50-2-d.2）、一歩進んだ開示内容となっている。

中間報告で取り上げた最後の項目は優先株式に関する財務諸表における表示の問題である。わが国の連結貸借対照表・連結株主資本等変動計算書のみならず単体の貸借対照表でも株式の種類別表示は行われておらず、株主資本等変動計算書でも

剰余金の配当について、合計額が表示されるだけで、株式種類別に金額が示される訳ではない。種類株式に関する情報は、注記事項を確認しなければならないようになってきているのが現状である。

福田・曹（2013）によれば、わが国における優先株式による資金調達には1990年代から活発化しており、無視できない金額となっている。かつ、わが国における優先株式の発行事例の多くが一時的な資本注入を意図した第三者割当となっているようである。かつての転換社債と同様の資金調達手段となっているのであれば、貸借対照表等において転換社債に求められている開示の水準と全く異なっている状況については、再検討すべきものと思われる。優先株式の現状からすれば、非支配株主持分よりは負債に近い扱いをする必要があり、少なくとも株主資本の区分ではなく、純資産の部における独立の項目として株式種類別経理を行った上で開示する必要があるように思われる。これは、国際的に求められている優先株式に関する開示水準を満たすためだけでなく、普通株式とは異なる資金調達手段として利用されている優先株式に関する情報を提供するために必要と考えられる。

3. 特定譲渡制限付株式

3.1. 譲渡制限付株式報酬制度導入のための制度改正

平成27年7月24日に経済産業省・コーポレート・ガバナンス・システムの在り方に関する研究会報告書「コーポレート・ガバナンスの実践」（以下、「報告書」と略す。<http://www.meti.go.jp/press/2015/07/20150724004/20150724004-1.pdf>）において、欧米で普及している中長期のインセンティブ報酬の一つとして一定期間の譲渡制限が付された株式報酬（Restricted Stock）が取

り上げられており、それと同様の仕組みをわが国で導入するための手続に関し、金銭報酬債権を現物出資する方法が説明されていた。

平成28年税制改正により、上記報告書で示されていた枠組みに対応して、譲渡制限付株式報酬制度に関する税制上の措置が講じられた。具体的には、法人税法54条が改正されて特定譲渡制限付株式に関する規定が設けられ、役務の対価として譲渡制限付株式が付与された場合、その役務の提供に係る費用は、原則として、その譲渡制限付株式の譲渡制限が解除された事業年度に損金算入されることになった。これは譲渡制限付株式による報酬に対する所得課税が、譲渡制限が解除された時点で行われることと整合している（所得税法施行令84条）。

そして、平成28年4月28日には、経済産業省から『攻めの経営』を促す役員報酬～新たな株式報酬（いわゆる「リストラクテッド・ストック」）の導入等の手引き～が公表され、6月3日に更新されている。それによれば、わが国における譲渡制限付株式報酬制度は、役員が付与された報酬債権を現物出資するという形がとられるため、付与時点では前払報酬等という資産と、資本金等という払込資本を計上することになる。そして役務提供に合わせて、対象勤務期間すなわち譲渡制限期間にわたり、前払報酬等から株式報酬費用に振り替える。なお、譲渡制限解除の条件未達の場合、会社は役員等から当該譲渡制限株式を無償取得することになり、その部分に相当する前払費用等は取崩し、同額を損失計上することになる（25頁）。

このように株式報酬型ストック・オプションが意図していた譲渡制限付株式報酬制度を正面から採用できる環境が整ったことから、わが国の企業が採用する報酬制度の構成にも変化が生じるものと思われる。

3.2. 会計問題

わが国の譲渡株式報酬制度では、金銭報酬を支払い、その払込みを受けて株式を発行するという仕組みであるため、付与時点で前払報酬と資本金が計上されることになる。株主総会の報酬決議等の手続によって、株式が報酬として役員に付与されるという実態にもかかわらず、仮装払込みに該当せず、有効な払込みになるという解釈がとられているようである（「報告書」別紙3 法的論点に関する解釈指針16頁）。ここで問題となるのは、そのような取引の法的形式に従った会計処理が、国際的に通用するか否かである。

米国基準でも、国際基準でも、役務提供が行われるまでは、払込資本の増加は認識されない。アメリカの標準的な教科書で、譲渡制限付株式が報酬として付与された時点の仕訳例で、貸方科目は資本金と額面超過払込資本となっているが、借方科目は未稼得報酬（Unearned Compensation）であり、かつ、それが資産ではなく、繰延報酬費用なので、資本の控除項目として扱うことが明記されている。つまり、役務提供に伴って、払込資本の増加は認識されるのであって、譲渡制限付株式の付与時点で計上される訳ではない（Kieso, Weygandt, Warfield, 2016, 848）。

そもそも労務出資を禁止するという原則をわが国の会社法で維持し続けるのであれば、ストック・オプションの場合と同様に、会社法の本文に特定譲渡制限付株式に関する規定を設けて、対応すべきものと思われる。

4. 実証研究

4.1. リサイクルリングに関する先行研究

Frendy, Semba (2016) では、組替調整額は、金融機関における純利益の価値関連性を高めるものの、組替調整額そのものは増分情報価値、営業

キャッシュフロー、あるいは純利益の予測力を高めることにはなっていないという実証結果が得られている。さらに、リサイクリングは純利益の持続性を下げ、かつ、その変動性を高めるという結果も示されている。

リサイクリングについては、さらに研究を積み重ねる必要がある。

4.2. ストック・オプションの公正価値評価における経営者の裁量的な行動

負債と資本の中間項目の情報開示に関する問題の1つに、ストック・オプションの公正価値評価における経営者の裁量的な行動がある。日本においては、ストック・オプションの規模自体は欧米諸国と比べてまだ小さいものの、近年、ストック・オプションを含む株式報酬制度の重要性は高まりつつある（日本経済新聞朝刊2016年6月10日付）。

米国企業を対象としたHodder et al. (2006)などの先行研究では、経営者がストック・オプション評価モデルのインプット情報を操作することで、ストック・オプションの公正価値にバイアスを及ぼしていることが観測されている。他方、日本企業を対象に、ストック・オプションの公正価値評価に関して実証的に分析した研究には、まだ十分な蓄積はない。山下(2014)では、ストック・オプションに関する日本企業の開示実態を調査した上で、評価モデルのインプット情報の信頼性に問題が残されているとの指摘がなされている。

田澤(2017)では、ストック・オプションの公正価値評価において、経営者がどのような裁量を及ぼすかについて、評価モデルのインプット情報（基礎数値）に焦点を当てて検証した。その特長として、株式報酬型のいわゆる1円ストック・オプションが、通常型ストック・オプションと同程度以上に普及している日本特有の状況が考慮されている。ストック・オプションを発行する日本

企業のほとんどが、ブラック・ショールズ型の評価モデルを採用しているが、このモデルを前提とすると、1円ストック・オプションと通常型ストック・オプションとでは、インプット情報が評価額に与える影響が異なることが知られている。すなわち、1円ストック・オプションの評価では、ボラティリティや無リスク利率が通常型とは異なって評価額にほとんど影響しない一方で、予想残存期間と予想配当利回りについては評価額への影響が相対的に大きい。しかも、予想残存期間については、通常型とは逆に、その期間が長いほどオプション価値が小さく評価されるのである。ここから、もし経営者がストック・オプションに係る費用計上額を小さく抑えようとするインセンティブを有し、インプット情報に機会主義的な操作を加えるとすれば、通常型ストック・オプションと1円ストック・オプションとでは、操作の対象とするインプット情報の選択、および、予想残存期間については長短のバイアスの方向が異なることが期待される。

以上の仮説に関し、田澤(2017)は、全上場企業のうち一般事業会社について、2009年3月期から2012年3月期までに付与されたストック・オプションを対象に分析している。その結果、1円ストック・オプションの場合、報酬費用計上額の大きい企業ほど、予想残存期間が長めに設定され、公正な評価単価が小さく見積もられる傾向にあることが示されている。他方、ボラティリティ、無リスク利率および予想配当利回りについては、企業会計基準適用指針11号が裁量の余地を抑制することと整合する結果が得られている。つまり、田澤(2017)では、これら3つのインプット情報について、経営者は適用指針11号に規定された手続通りに、裁量を及ぼすというコストをかけずに、数値を算定ないし選択する一方、予想残存期間についてはその見積もりに裁量を及ぼし

ている可能性を示唆する結果が示されている。

5. 歴史研究

ここでは、アメリカにおいて、今世紀になってやっと会計基準上の決着を見ることとなった非支配持分（少数株主持分）の表示について、取り上げる。

現在のアメリカの会計基準では、非支配持分は連結集団としての持分の一部であり（ASC810-10-45-15）、連結貸借対照表では、持分（純資産）として、親会社の持分（または純資産）とは区別して報告するように指示されている（ASC810-10-45-16）。これは、2007年12月に財務会計基準第160号「連結財務諸表における非支配持分」として公表されていた内容がASCに組み込まれたものである。それまでは、少数株主持分の表示区分に関して会計基準上、明確にされていなかった（FAS 160, par.B6）。そのため、アメリカにおける少数株主持分の表示区分は多様なものとなっており、かつ、負債と資本の間を、振り子のように揺れ動いた様子がうかがえる。

二村（2011）によれば、データベースProQuest Historical Annual Reportsに収録されている連結貸借対照表における「少数株主持分」の表示区分を調べた限りでは、1906年に資本表示1社、1910年に中間的な表示が1社確認できるものの、明確な負債表示は1926年までその事例を確認することができなかったことから、初期の連結貸借対照表では、資本寄りの表示が行われていたと言えることができる。二村（2014）では、「少数株主持分」に限定せず、「親会社に所有されていない子会社の持分」といった表示科目のものも含めた1901年から1910年までの連結貸借対照表の分析が行われており、さらに当時の文献上も、中間的な扱いとしても資本寄りからスタートしていたこ

とが示されている。

1940年代以降のアメリカにおける状況は、*Accounting Trends & Techniques*に掲載されている情報からある程度把握することができる。その初版（1948）47-48頁によれば、調査対象とされた525社中少数株主持分を表示していたのは59社であり、そのうち資本の区分に表示していたのは3社にとどまっていた。損益計算書における少数株主損益の表示場所を見ても（72頁）、表示されていた65社中41社では所得税よりも後、24社では所得税よりも前となっていた。1950年版79頁でも、64社中5社が資本あるいは株主持分の部に表示していただい、他は純資産の部のすぐ上に表示していたことが示されている。1952年版38頁には、損益計算書において、少数株主損益が営業費用に含まれて表示されていた事例が1950年のデータで67社中30社、1951年でも64社中27社となっていたことが示されており、20世紀初頭の資本寄りの状況とは一変し、負債寄りの表示となっていたことがわかる。少数株主損益の損益計算書における表示の推移を見ても、1960年代には所得税の下の表示と、その他の費用としての表示が拮抗していた状況から、1971年には、63社がその他の費用の中で表示し、所得税の下に表示した57社を数の上で逆転したものの、その翌年からは減少に転じ再逆転されている（第28版、299頁）。その頃が潮目だったように思われる。

その後、負債の定義の明確化や経済的単一体説の展開によって、少数株主持分は非支配持分として、会計基準上、株主持分の中で区分して表示されるようになった。しかし、親会社株式の価値を評価する上で、対応する資本概念は非支配持分を含まない株主持分であり、非支配持分を含む株主持分に対応する株式の価値となると、評価する対象は親会社株式の価値だけではなく、非支配株主が保有する子会社株式の価値を含むものとなって

しまい、通常想定している株式の価値とは異なるものになってしまう。現代の状況も、1971年と同様、振り子の振り戻しが始まる時期に近づいているように思われる。

6. 総括：制度設計上の示唆

先行研究のレビューからも、純利益と包括利益の二重計算・開示にはそれなりの合理性が認められる。損益計算ごとに貸借対照表には負債と資本の区別が必要となるため、純利益と包括利益の二つの利益を計算するためには、貸借対照表の貸方側に二つの境界線が引かれることになり、それが負債と資本の中間項目として表示されることになる。

経済的単一体説に関する実証研究の結果はミックスの状態にあると考えられ、理論的にも、親会社株式の時価に対応するのは株主資本であり、それに非支配株主持分まで加えてしまったものに対応している訳ではない。したがって、経済的単一体説は財務報告の目的との整合性に問題がある。歴史的な変遷を見てみると、少数株主持分は20世紀の初めは資本寄りスタートし、損益計算が重視されていた20世紀半ば頃には負債寄りに扱われていた。その後、再び資本の側に振り戻しが来て、今世紀初めには株主持分として表示されるまでに至った。現在の極端な状態は、言わば振り子が振り切れた状態にあるように思われる。

情報技術の急速な発展は、従来コストがかかるから、あるいは手間がかかるから不可能と考えられていた会計処理を可能にしつつある。ビッグデータの活用により会計や監査の環境に大きな変化が生じているのである。会計基準によって企業の裁量行動を抑制しなくても、客観性の高い公正価値が安価に入手できるようになれば、有用性と信頼性のバランスにも変化の生じることが期待でき

る。一昔前に出された結論は見直す必要がある。

《参考文献》

- Aboody, D., Barth, M., Kasznik, R., 2006. Do firms understate stock option-based compensation expense disclosed under SFAS 123? *Review of Accounting Studies* 11, 429-461.
- American Institute of Accountants, 1948. *Accounting Trends and Techniques*. Reprinted 2016 by Periodicals Service Company, Hudson, NY, USA.
- American Institute of Accountants, 1950. *Accounting Trends and Techniques*. 1950 Edition. Reprinted 2016 by Periodicals Service Company, Hudson, NY, USA.
- American Institute of Accountants, 1952. *Accounting Trends and Techniques*. 1952 Edition. Reprinted 2016 by Periodicals Service Company, Hudson, NY, USA.
- American Institute of Certified Public Accountants, 1974. *Accounting Trends and Techniques*. 28th Edition. Reprinted 1996 by Periodicals Service Company, Hudson, NY, USA.
- Choudhary, P., 2011. Evidence on differences between recognition and disclosure: A comparison of inputs to estimate fair values of employee stock options. *Journal of Accounting and Economics* 51, 77-94.
- Financial Accounting Standards Board, 2007. *Preliminary Views. Financial Instruments with Characteristics of Equity*. Financial Accounting Standards Board of the Financial Accounting Foundation, Norwalk, CT, USA. http://www.fasb.org/pv_liab_and_equity.pdf
- Financial Accounting Standards Board, 2007. *Statement of Financial Accounting Standards No. 160, Noncontrolling Interests in Consolidated Financial Statements*. Financial Accounting Standards Board Norwalk, CT, USA.
- Financial Accounting Standards Board, *Accounting Standards Codification*. <https://asc.fasb.org/>
- Flood, J., 2015. *Wiley GAAP 2015: Interpretation and application of generally accepted accounting principles*. John Wiley & Sons Ltd., Chichester, UK.
- 秋葉賢一, 2016. 「特定譲渡制限付株式の会計処理(1)」『週刊経営財務』No.3266, 38-41.
- Frendy, Semba, H., 2016. Does recycling improve information usefulness of income? The case of Japan. https://papers.ssrn.com/sol3/papers2.cfm?abstract_id=2697508
- 福田充男・曹菲, 2013. 「日本優先株式発行企業の業績」『京都産業大学論集. 社会科学系列』第30号, 35-49.
- 福田充男, 2014. 「優先株式発行に伴う株価反応と銀行の役割」『京都産業大学論集. 社会科学系列』第31号, 15-28.
- 二村雅子, 2011. 「連結貸借対照表における少数株主持分の表示—連結上の負債と資本の区別に関する源流—」『日本簿記学会年報』第26号, 88-98.
- 二村雅子, 2014. 「初期における少数株主持分の表示および会計

- 処理に関する分析」『日本簿記学会年報』第29号, 107-116.
- Granof, M., Zeff, S., 2008. Research on accounting should learn from the past. *The Chronicle of Higher Education*, 54(28). <http://search.proquest.com/docview/214660096?accountid=12653>
- Hodder, L., Mayew, W., McAnally, M., Weaver, C., 2006. Employee stock option fair-value estimates: Do managerial discretion and incentives explain accuracy? *Contemporary Accounting Research* 23, 933-975.
- 経済産業省・コーポレート・ガバナンス・システムの在り方に関する研究会, 2015. 『コーポレート・ガバナンスの実践～企業価値向上に向けたインセンティブと改革～』
<http://www.meti.go.jp/press/2015/07/20150724004/20150724004-1.pdf>
<http://www.meti.go.jp/press/2015/07/20150724004/20150724004-4.pdf>
- 経済産業省産業組織課, 2016. 『攻めの経営』を促す役員報酬～新たな株式報酬（いわゆる「リストラクテッド・ストック」）の導入等の手引き～（平成28年6月3日時点版）
<http://www.meti.go.jp/press/2016/04/20160428009/20160428009-1.pdf>
- Kieso, D., Weygandt, J., Warfield, T., 2016. *Intermediate Accounting*, 16th Edition. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, NJ, USA.
- 企業会計基準委員会・基本概念ワーキング・グループ, 2004a. 討議資料「財務会計の概念フレームワーク」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/begriff/begriff.pdf
- 企業会計基準委員会・基本概念ワーキング・グループ, 2004b. 討議資料「財務会計の概念フレームワーク」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/begriff/begriff_20041008.pdf
- 企業会計基準委員会, 2006. 企業会計基準適用指針第11号「ストック・オプション等に関する会計基準の適用指針」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/stockop2/stockop2.pdf
- 企業会計基準委員会, 2006. 討議資料「財務会計の概念フレームワーク」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/begriff/begriff_20061228.pdf
- 企業会計基準委員会, 2008. 企業会計基準第10号「金融商品に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/fv-kaiji/fv-kaiji.pdf
- 企業会計基準委員会, 2008. 企業会計基準適用指針第17号「払込資本を増加させる可能性のある部分を含む複合金融商品に関する会計処理」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/cb_cb/cb_cb_s.pdf
- 企業会計基準委員会, 2012. 企業会計基準第26号「退職給付に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/taikyuu-4/taikyuu-4_1.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第2号「1株当たり当期純利益に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/touki/touki_1.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第5号「貸借対照表の純資産の部の表示に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/bs_bs_s.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第6号「株主資本等変動計算書に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/kaikai/kaikai_7.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第8号「ストック・オプション等に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/stockop/stockop_s2.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第22号「連結財務諸表に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/spe-tanki/spe-tanki_1.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準第25号「包括利益の表示に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/hyouji-hokatu_2012/hyouji-hokatu_2012_1.pdf
- 企業会計基準委員会, 2013. 企業会計基準適用指針第8号「貸借対照表の純資産の部の表示に関する会計基準等の適用指針」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/bs_bs2_s.pdf
- 企業会計基準委員会, 2015. 企業会計基準第1号「自己株式及び準備金の額の減少等に関する会計基準」財務会計基準機構. https://www.asb.or.jp/asb/asb_j/documents/docs/kansoka2015/kansoka_2015_1.pdf
- 国際会計基準審議会, 2010. 「財務報告に関する概念フレームワーク」IFRS財団. <http://eifrs.ifrs.org/eifrs/PDFArchive?viewFile=14179&categoryId=481&sidebarCategoryId=1>
- 国際会計基準審議会, 2011. 国際会計基準 第1号「財務諸表の表示」IFRS財団. <http://eifrs.ifrs.org/eifrs/PDFArchive?viewFile=14193&categoryId=481&sidebarCategoryId=1>
- 国際会計基準審議会, 2013. デイスクッション・ペーパーDP/2013/1「財務報告に関する概念フレームワーク」の見直し」IFRS財団. http://www.ifrs.org/Current-Projects/IASB-Projects/Conceptual-Framework/Discussion-Paper-July-2013/Documents/DP-2013-1_JPN.pdf
- 日本経済新聞社, 2016. 「株で役員報酬広がる」『日本経済新聞』6月10日朝刊, 1.
- 日本公認会計士協会編, 2007. 『決算開示トレンド（平成19年版）』中央経済社.
- 日本公認会計士協会会計制度委員会, 2014. 「土地再評価差額金の会計処理に関するQ&A」
http://www.hp.jicpa.or.jp/specialized_field/files/2-11-0a-2a-20140224.pdf
- 野口晃弘, 小川淳平, 仙場胡丹, 田澤宗裕, 中條祐介, 向伊知郎, 二村雅子, 2016. 「特集 2014年度特別プロジェクト・中間報告

- 負債と資本の中間項目の開示」『年報経営ディスクロージャー研究』第14号, 37-50.
- 小形健介, 2000. 「連結基礎概念の機能的展開－資本連結における相違とその影響」『星陵台論集』第32巻第3号, 67-81.
- Ohlson, J., 1995. Earnings, Book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661-688.
- PKF International Ltd, 2015. *Wiley IFRS 2015: Interpretation and application of International Financial Reporting Standards CD-ROM*. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, NJ, USA.
- 畷村剛雄, 1985. 『会計制度史料訳解』白桃書房.
- 杉浦慶一, 2013. 「日本における上場企業のメザニン・ファイナンス」『年報経営分析研究』第29号, 55-69.
- 杉浦慶一, 2014. 「上場企業のメザニン・ファイナンス：ウエストホールディングスの事例を中心として」『年報経営分析研究』第30号, 49-57.
- 竹口圭輔, 2014. 「日本企業によるストック・オプションの費用計上と価値関連性」『会計』第186巻第2号, 207-221.
- タワーズワトソン, 2014. 「ストックオプション付与概況」<http://www.towerswatson.com/ja-JP/Press/2014/12/Towers-Watson-Japan-Summary-on-StPock-Option-Grant>
- 田澤宗裕, 2017. 「ストック・オプションの公正価値評価におけるインプット情報の裁量的な操作」『年報経営ディスクロージャー研究』第16号, 13-32.
- 徳賀芳弘, 2014. 「負債と資本の区分－なぜ解決困難なのか－」『会計基準』第44号, 247-250.
- 山下克之, 2014. 「株式報酬型ストック・オプションに関する一考察」『追手門経済・経営研究』No.21, 19-30.
- 山下克之, 2015. 「種類株式の発行事例に関する考察」(現代資本会計研究会報告論文).

ストック・オプションの公正価値評価における インプット情報の裁量的な操作

Discretion over Inputs for Employee Stock Option Fair-Value Estimates in Japan

田澤 宗裕(名城大学)
Motohiro Tazawa, Meijo University

論文要旨

本稿では、ストック・オプションの公正価値を評価する際に、経営者が評価モデルのインプット情報に裁量的な操作を加えているか否かについて検証する。日本では、株式報酬型の1円ストック・オプションが通常型ストック・オプションと同程度に普及しているという特有の状況にあるが、株式報酬型と通常型とは、インプット情報が評価額に与える影響に異なる部分が存在する。そのため、本稿では、こうした影響の違いを考慮した分析を実施する。分析の結果、報酬の過小報告インセンティブが働きそうな企業ほど、予想残存期間の見積もりを通じて、株式報酬型ストック・オプションの公正価値が小さく見積もられる傾向にあることが明らかになっている。他方、株式報酬型の他のインプットおよび通常型ストック・オプションについては、裁量的な操作を裏付ける結果は得られていない。

Summary

This paper examines whether managers use discretion over inputs of valuation model in estimating employee stock option fair-value. In Japan, restricted stock type stock options, exercise prices of which are 1 yen, spread as wide as conventional employee stock options. Moreover, there is the difference in influence of inputs for stock option fair-value estimates between these two types of stock options. Under these inherent circumstances, this paper carries out analysis on discretion over inputs of the valuation model with considering this difference. As the result, I find that managers with stronger incentive to underreport their compensation are likely to estimate the fair-value of restricted stock type stock options lower through managing an estimation of expected option life. On the other hand, I find no evidence of managerial discretion over the other inputs of restricted stock type stock options and all inputs of conventional employee stock options.

1. はじめに

本稿では、ストック・オプション (SO) の公正価値を評価する際に、経営者が評価モデルのインプット情報 (基礎数値) に裁量的な操作を加えているか否かについて検証する。近年、欧米企業と同じく、日本企業においても業績連動型報酬としてのSO導入が広がりつつある (日本経済新聞

朝刊2016年6月10日付)。日本企業におけるSO導入の特徴としては、退職慰労金制度を廃止する企業が増えるなか、従来の退職慰労金に代えて、権利行使価格を1円とする株式報酬型の1円SO (株式報酬型SO) が設計・付与されてきた経緯がある (野口, 2015)¹⁾。こうした背景から、日本企業においては、株式報酬型SOが通常型SOと同程度以上に普及しているという現状がある。

謝辞：本稿は、2014-2015年度JARDIS特別プロジェクト「負債と資本の中間項目の開示」の研究成果の一部である。本稿の作成に当たっては、当該プロジェクト代表者の野口晃弘先生 (名古屋大学) をはじめ、メンバーの先生方に大変お世話になりました。ここに記して、深く御礼申し上げます。また、本稿はJSPS科研費26380627の助成を受けたものである。本稿に含まれる内容・表現等に関するあり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すものである。

連絡先：田澤 宗裕 〒468-8502 名古屋市天白区塩釜1-501 名城大学経営学部
E-mail: mtazawa@meijo-u.ac.jp

Willis Towers Watson (2016) の調査によると、2015年6月末までの1年間にSOを付与した企業は全上場企業ベースで602社に上るが、そのうち通常型SOが255社、株式報酬型SOが383社（重複あり）で導入されている。後述する本稿のサンプルでも、付与されたSOのうち、約45%を株式報酬型SOが占めている。

このように、日本においても普及が進んでいるSOであるが、その公正価値の評価においては、ほとんどのケースでBlack and Scholes (1973) およびMerton (1973) によるBlack = Scholes = Merton型の評価モデル（BSMモデル）が使用されている²⁾。ここで、SO評価モデルのインプット情報のうち、見積もりが必要な主な項目には、予想残存期間、株価ボラティリティ、無リスク金利および予想配当利回りの4つがあるが、BSMのモデルを前提とすると、通常型SOと権利行使価格が1円の株式報酬型SOとでは、インプット情報が評価額に与える影響に異なる部分が存在する。すなわち、株式報酬型SOの評価では、ボラティリティや無リスク金利が通常型とは異なって評価額にほとんど影響しない一方で、予想残存期間と予想配当利回りについては評価額への影響が相対的に大きい。しかも、予想残存期間については、通常型とは逆に、その期間が長いほどオプション価値が小さく評価されるのである。ここから、もし経営者がSOに係る費用計上額を小さく抑えようとするインセンティブを有し、インプット情報に機会主義的な操作を加えるとするならば、通常型SOと株式報酬型SOとでは、操作の対象とするインプット情報の選択、および、インプット情報に対するバイアスのかけ方が異なることが期待される。

そこで、本稿では、株式報酬型SOが通常型SOと同程度以上に普及している日本特有の状況を踏まえた上で、株式報酬型と通常型とでSOの

公正価値評価におけるインプット情報の影響が異なることを考慮した分析を実施する。具体的には、経営者等に対する報酬金額自体の過小報告または報告利益マネジメントを実施しようとするインセンティブが働きそうな状況下で、経営者が株式報酬型と通常型のSOの公正価値を過小に見積もるために、インプット情報を操作しているかを検証する。分析の結果、報酬の過小報告インセンティブが働きそうな状況においては、株式報酬型SOの公正価値を小さく見積もるために、予想残存期間の見積もりにバイアスが加えられる傾向にあることが明らかになっている。他方、株式報酬型の他のパラメータおよび通常型SOについては、裁量的な操作を裏付ける結果は得られていない。

SOの公正価値評価における経営者の裁量的な行動は、公正価値評価に関わる問題はもとより、負債と資本の中間項目の情報開示に関する問題の1つとしても取り上げられる。本稿の貢献は、それらの問題に関する考察の一助となる知見を提供していることである。また、従来のSOの公正価値評価に関する実証研究に対し、日本特有の状況を踏まえた上で株式報酬型SOと通常型SOを明確に区別するという分析視覚を新規に提案する点も、本稿の貢献の1つと考える。

以降、本稿の構成は、第2節で仮説を導出し、第3節でサンプルとデータを紹介する。第4節でリサーチ・デザインについて説明した後、第5節で分析結果について考察し、第6節でまとめを述べる。

2. 仮説の導出

2.1. 先行研究

これまで、経営者がSO評価モデルのインプット情報を操作するか否かについては、米国企業を対象とした研究が実施されてきた。Yermack

(1998)、Aboody et al. (2006)、Hodder et al. (2006)、Johnston (2006)、Bartov et al. (2007)、Choudhary (2011) などでは、経営者がSO評価モデルのインプット情報を操作し、SOの公正価値を過小あるいは過大に評価することが観測されている³⁾。とりわけ、Hodder et al. (2006) では、経営者が機会主義的にインプット情報を操作し、SOの公正価値を過小に評価する一方、SOの公正価値を過大に評価することで事業リスクに関する私的情報を伝達するケースも存在するという興味深い証拠が得られている。

他方で、日本企業を対象に、SOの公正価値評価に関して実証的に分析した研究には、まだ十分な蓄積がない。その1つである山下(2014)では、ストック・オプションに関する日本企業の開示実態を調査した上で、評価モデルのインプット情報の信頼性には問題が残されているとの指摘がなされている。本稿では、経営者が報酬の過小報告または報告利益マネジメントに関するインセンティブを有することを想定し、SO評価モデルのインプット情報に裁量的な操作が加えられるか否かについて検証を行う。その際に、株式報酬型SOと通常型SOが同程度に普及している日本特有の状況を踏まえ、インプット情報に対する裁量的な操作が公正価値評価に及ぼす影響が2つのSOで異なることを考慮する。

2.2. Black=Scholes=Mertonモデルと株式報酬型ストック・オプション

SOの公正価値を評価する際、多くの企業で採用されているモデルがBSMモデルである。後述するが、本稿のサンプルにおいても、9割を超えるSOプログラムがBSMモデルで評価されている。このモデルを前提とするとき、権利行使価格を1円とする株式報酬型SOと、権利行使価格がおよそ付与日近辺の株価として設定される通常型

SOとでは、インプット情報が評価額に与える影響が異なることが知られている（例えば、杉山・渡部 (2007)、税理士法人AKJパートナーズ (2012) など）。すなわち、権利行使価格が著しく低い1円に設定されている株式報酬型SOの評価では、ボラティリティや無リスク金利が通常型とは異なって評価額にほとんど影響しない一方で、予想残存期間と予想配当利回りについては評価額への影響が相対的に大きい。しかも、株式報酬型SOにおいては、通常型とは逆に、予想残存期間が長いほどオプション価値が小さく評価されるのである。以下では、そのメカニズムについて説明する⁴⁾。

まず、BSMモデルでは、コール・オプション価格Cが次式のように表される。

$$C = S_0 e^{-qT} N(d_1) - K e^{-rT} N(d_2) \quad (1)$$

$$\text{ただし、} d_1 = \frac{\ln(S_0/K) + (r - q + \sigma^2/2) T}{\sigma\sqrt{T}},$$

$$d_2 = \frac{\ln(S_0/K) + (r - q - \sigma^2/2) T}{\sigma\sqrt{T}} \\ = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

S_0 は現在の株価、 K は権利行使価格、 σ は株式のボラティリティ（年率）、 r は無リスク金利（連続複利による年率）、 q は配当利回り（連続複利による年率）、 T は満期までの期間（年）、 $N(d)$ は標準正規分布の累積確率密度関数である。

上式の第1項である $S_0 e^{-qT} N(d_1)$ は、イン・ザ・マネー（ITM）のときに S_T 、それ以外のときに0となる変数の期待値の現在価値と解釈される。第2項の $K e^{-rT} N(d_2)$ は、ITMのときに K 、それ以外のときに0となる変数の期待値の現在価値と解釈される。

ここで、 $e^{-qT} N(d_1)$ は、オプション価格の感応度に関するデルタであり、原資産価格の変化に対

するコール・オプション価格の変化の割合を表している。\$K=1\$ のときには、原資産価格が行使価格から極端に離れるため、デルタを構成する \$N(d_1)\$ は限りなく1に近づき、原資産価格の変化のほとんどがオプション価格に反映される。\$N(d_2)\$ は、リスク中立確率の下で、コール・オプションが満期にITMとなる確率を表しており、\$K=1\$ のときには、この確率はほぼ1となる。ゆえに、通常型SOと比べて、\$K=1\$ である株式報酬型SOの場合には、\$N(d_1) \approx 1\$、\$N(d_2) \approx 1\$ であり、さらに \$Ke^{-rT}N(d_2)\$ は1円に満たない値となるので、(1)式第1項における \$q\$ と \$T\$ の影響が相対的に大きくなる。

次に、インプット・パラメータの変化がオプション価格に及ぼす影響をみるために、予想残存期間 \$T\$、株価ボラティリティ \$\sigma\$、無リスク金利 \$r\$、配当利回り \$q\$ のそれぞれに関してコール・オプション価格 \$C\$ を偏微分する⁵⁾。なお、\$n(d)\$ は標準正規分布の確率密度関数 (\$=N'(d)\$) である。

$$\frac{\partial C}{\partial T} = \frac{S_0 e^{-qT} n(d_1) \sigma}{2\sqrt{T}} - qS_0 e^{-qT} N(d_1) + rKe^{-rT} N(d_2) \leq 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial C}{\partial \sigma} = S_0 e^{-qT} n(d_1) \sqrt{T} > 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial C}{\partial r} = TKe^{-rT} N(d_2) > 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial C}{\partial q} = -TS_0 e^{-qT} N(d_1) < 0 \quad (5)$$

まず、(2)式および(3)式について、\$K=1\$ のとき、\$N(d_1) \approx 1\$、\$N(d_2) \approx 1\$ より \$n(d_1) \approx 0\$、\$n(d_2) \approx 0\$ となる。これらと \$K=1\$ であることから、株式報酬型SOでは \$\partial C/\partial T < 0\$ および \$\partial C/\partial \sigma \approx 0\$ となる。これに対して、通常型 (\$K \gg 1\$) では、

\$\partial C/\partial T > 0\$ および \$\partial C/\partial \sigma > 0\$ である。次に、(4)式の \$\partial C/\partial r\$ については、他の条件が同じならば、通常型 (\$K \gg 1\$) に対して、株式報酬型SO (\$K=1\$) ではかなり小さくなる。そして、(5)式の \$\partial C/\partial q\$ では、他の条件が同じならば、通常型 (\$N(d_1) < 1\$) よりも株式報酬型SO (\$N(d_1) \approx 1\$) の方が負の方向に小さくなるのが分かる。

以上を図1によって視覚的に確認しよう。図1のPanel Aをみると、通常型 (\$K=1,200\$円) の場合には予想残存期間が長くなるほどオプション価値が高くなるが、株式報酬型 (\$K=1\$円) では、逆に、予想残存期間が長くなるほどオプション価値が低くなるのが分かる。また、予想配当利回りの上昇に対するオプション価値の変化については、株式報酬型の方が通常型よりも相対的に負の方向に急になっている。Panel Bをみると、通常型 (\$K=1,200\$円) では、無リスク金利とボラティリティの上昇ないし増大に伴って、オプション価値はそれぞれ高まっているが、株式報酬型 (\$K=1\$円) では、無リスク金利とボラティリティの変化に対してオプション価値はほとんど変化せず、ほぼフラットであることが確かめられる。

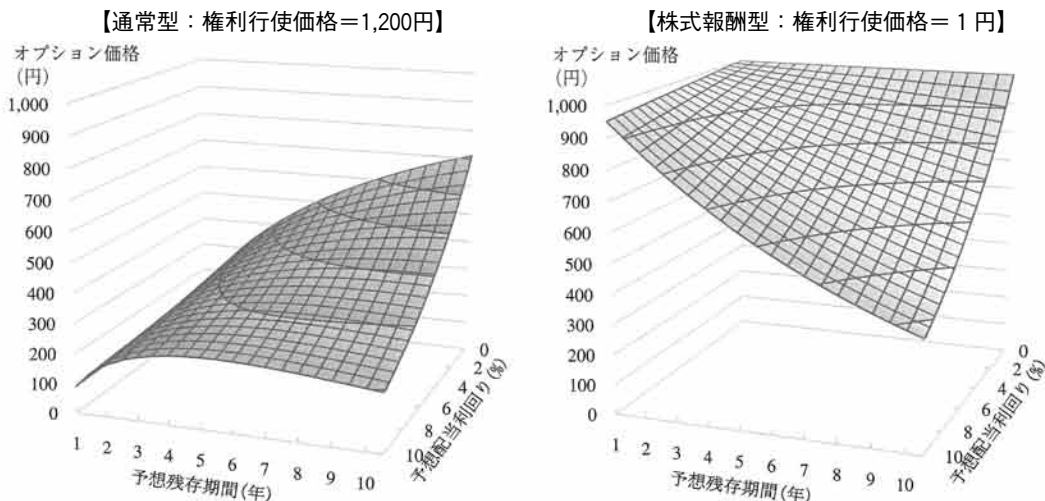
2.3. 仮説

それでは、どのような状況のときに経営者はインプット情報にバイアスを及ぼそうとするであろうか。本稿では、経営者等に対する報酬金額自体の過小報告インセンティブと報告利益マネジメント・インセンティブの2つを想定する。

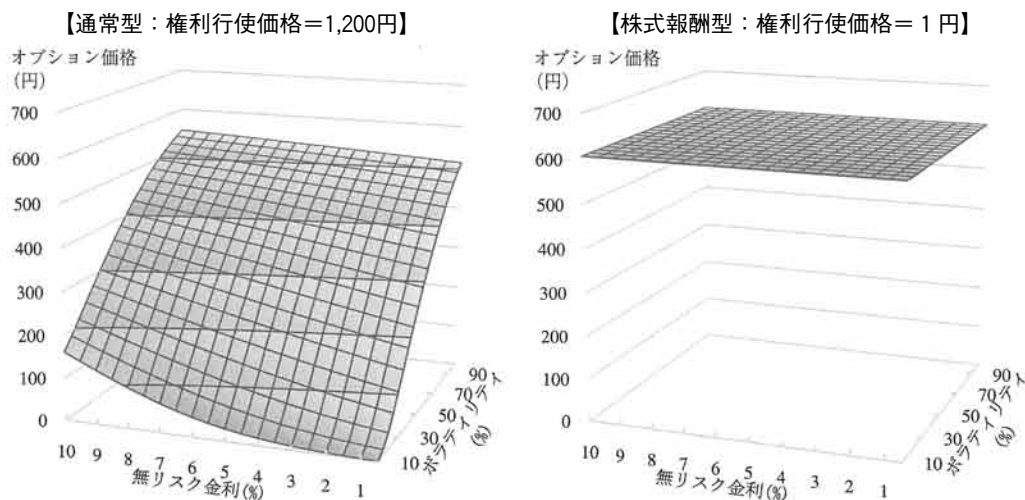
まず、報酬金額自体の過小報告インセンティブ (例えば、Balsam et al., 2003; Hodder et al., 2006) は、高額な報酬の支払いに対する株主・債権者等からの批判を避けたいとするものである⁶⁾。とくに取締役や執行役員等の経営幹部に対する報酬金額の妥当性は、株主総会での議決権行使基準の対象にもなり得るし、また、極端な場合には株主代

図1 インプット情報とSO価格の関係：通常型SOと株式報酬型SOの比較

Panel A： 予想残存期間および予想配当利回りとSO価格（基準株価=1,000円、ボラティリティ=60%、無リスク金利=5%）



Panel B： 無リスク金利およびボラティリティとSO価格（基準株価=1,000円、予想配当利回り=5%、予想残存期間=10年）



表訴訟に繋がる可能性もある（日本経済新聞朝刊2016年2月21日付を参照）。さらに、SOの場合には希薄化の問題もつきまとう。そのため、報酬を過小にみせたい経営者は、株式報酬であるSOの公正価値を小さく抑えるために、インプット情

報にバイアスを及ぼす可能性がある。ただし、日米のCEOの報酬を比較すると、日本は米国の約10分の1程度（Willis Towers Watson, 2016）といわれており、このインセンティブがどの程度強く経営者の判断に影響を及ぼすかという点には留

意が必要であろう。

次に、報告利益マネジメント・インセンティブ（例えば、Burgstahler and Dichev, 1997; 首藤, 2014）は、ゼロ利益や経営者予想利益などの特定の利益数値を達成したいとするインセンティブである。このインセンティブが働くとき、経営者は特定の利益数値を達成するために株式報酬費用を小さく抑えようとして、SO評価モデルのインプット情報に操作を加えるかもしれない。ただし、報告利益マネジメント・インセンティブについても、全体として報酬金額が小さいなか、どの程度、利益金額に影響を及ぼすのか、その経済的重要性に注意が必要である。

以上の2つのインセンティブのどちらについても、もしそれらが働くならば、経営者は株式報酬の金額を少なめに見積もりたいと考えるであろう。つまり、SO公正価値を過小に報告するために、インプット情報を調整しようとするのである。ここに、次の仮説を定立する。

<仮説>

経営者がSOの公正価値を評価する際、報酬の過小報告インセンティブまたは報告利益マネジメント・インセンティブが強くなるほど、

- (i) 予想残存期間については、通常型SOでは短めに見積もられるのに対して、株式報酬型SOでは長めに見積もられる。
- (ii) ボラティリティについては、通常型SOでは小さめに見積もられるのに対して、株式報酬型SOではそうした傾向は観測されない。
- (iii) 無リスク金利については、通常型SOでは低めに見積もられるのに対して、株式報酬型SOではそうした傾向は弱い。
- (iv) 予想配当利回りについては、通常型SOも株式報酬型SOも、ともに高めに見積もられる。

3. サンプルとデータ

本稿では、金融・保険業を除く全上場企業のうち、日本基準採用の3月期決算企業を対象に、2009年3月期から2012年3月期にわたる4年間に付与されたSOプログラムのデータを手作業で収集した⁷⁾。その中から、BSM（ないしBS）モデルに基づいて公正価値が評価されたプログラムが抽出されている。サンプルの抽出過程は表1のPanel Aの通りであるが、延べ1,248件の付与件数のうち、93.4%がBSMモデルで評価されていた。加えて、データの整備においては、次のような処理を施している。(1) 時間の経過に伴って段階的に権利行使できるなどの条件により、インプット・パラメータが、条件達成ごとの数値、あるいは、幅で開示されているプログラムは除外する。(2) 付与対象者が異なるなどの理由でプログラムとして区別されているが、評価に関係する各種の条件等が等しい、すなわち、報告された公正な評価単価が等しいプログラムはそれらを統合する。(3) 報告されていないパラメータがあるプログラムは除外する（ただし、配当利回りについてはゼロに置き換える）。(4) その他、分析に必要なデータが入手できないプログラムは除外する。(5) 計測された株価ボラティリティが100%を超えるものは異常値として除外する。

最終的なサンプルは、346社において付与された合計916件のSOプログラムとなった。サンプルの内訳は、表1のPanel Bの通りであり、東証1部に続いて、新興市場であるJASDAQがプログラムの付与件数が比較的多い市場となっている。

以上のサンプルに関するデータについて、有価証券報告書に関してはプロネクサス『eol』を利用して収集している。また、SOの発行データについては日本経済新聞社『NEEDS企業ファイナンス関連データ』、財務データについては日本経

表1 サンプル選択

Panel A：評価モデルの選択に関する分布とサンプルの処理過程				
延べ付与件数		1,248		100.0%
Black=Scholes=Merton (BSM) モデル		1,166		93.4%
モンテカルロ・シミュレーション		34		2.7%
二項モデル		18		1.4%
Hull=White修正二項モデル		8		0.6%
三項モデル		1		0.1%
平均株価		4		0.3%
不明		17		1.4%
Black=Scholes=Merton (BSM) モデル		1,166		
段階的権利行使条件等		-66		
評価条件同一プログラムの統合		-144		
パラメータ不明		-4		
その他の分析データ入手不可		-23		
異常値		-13		
サンプルとなるプログラム件数		916		(346社)
Panel B：上場場部の分布				
上場場部	プログラム件数		企業数	
東証1部	650	71.0%	209	60.4%
東証2部	44	4.8%	24	6.9%
大証1部	28	3.1%	13	3.8%
大証2部	13	1.4%	8	2.3%
名証2部	7	0.8%	3	0.9%
小計	742	81.0%	257	74.3%
東証マザーズ	34	3.7%	18	5.2%
名証セントレックス	3	0.3%	2	0.6%
札幌アンビシャス	1	0.1%	1	0.3%
JASDAQ	125	13.6%	60	17.3%
ヘラクレス	11	1.2%	8	2.3%
小計	174	19.0%	89	25.7%
合計	916	100.0%	346	100.0%

済新聞社『NEEDS-Financial QUEST』、株式データについては金融データソリューションズ『日本上場株式 日次リターンデータ』から採録している。

4. リサーチ・デザイン

4.1. インプット・パラメータに係るバイアスの測定

本稿では、SO評価モデルのインプット情報に

係るバイアスを分析するが、Hodder et al. (2006)などの先行研究では、いわゆる異常アクルーアルの計測モデル（例えば、DeAngelo, 1986; Dechow and Sloan, 1991; Jones, 1991など）と同様の発想で、当期の報告インプットを過去のインプット、および、インプットの産業平均値に対して回帰した残差として計測している。しかしながら、日本企業に関しては、企業会計基準適用指針第11号（以下、適用指針11号）にインプット・パラメータの具体的な算定手続きが示されていることか

ら、以上の方法では、バイアスの測定誤差をかえって大きくしてしまう可能性が危惧される。そこで、本稿では、適用指針11号における具体的な算定手続きを踏まえてインプット・パラメータに係るバイアスを測定する。以下に、4つのインプット・パラメータに係るバイアスの測定方法について説明する。

第1に、予想残存期間については、適用指針11号13項において、権利行使に関する従業員等の行動傾向などを考慮するが、合理的に見積もることができない場合には、算定時点から権利行使期間の中間点までの期間として推定する旨の規定がある。この規定を踏まえて、以下の *D_Reported_Life* では、予想残存期間に係るバイアスをSO付与日から権利行使期間の中間点を基準とすることで測定する。ただし、SO報酬の過小報告インセンティブがSOの設計段階から働いている可能性もある。そこで、この点を考慮し、SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間について、株式報酬型か通常型かのSOの種類別、および、年度別に算出したサンプル企業の平均値を基準にした *D_Midpoint_Life* も定義する。

D_Reported_Life

= 報告予想残存期間
- SO付与日から権利行使期間の中間点
までの期間 (6)

D_Midpoint_Life

= SO付与日から権利行使期間の中間点
までの期間
- SO種類別・年度別に算出した中間点
までの期間の平均値 (7)

第2に、ボラティリティについては、適用指針11号10項において、予想残存期間に対応する直近のヒストリカル・ボラティリティを基礎とする旨

が定められており、価格観察の頻度としては、日次、週次または月次のいずれを用いてもよいこととされている。ただし、同一企業の同一期間に算定した日次、週次および月次ベースの各ボラティリティについて、どのデータ頻度のときに値が大きくなるか、あるいは、小さくなるかは、株価の振る舞い方により異なることが知られている(新井ほか, 1999)。そこで、日次、週次、月次ベースで算出した各ヒストリカル・ボラティリティの平均値を基準とする。ボラティリティに関するバイアス (*D_Volatility*) は次のように計測される。

D_Volatility

= 報告ボラティリティ - SO付与日において、報告予想残存期間に対応する期間にわたる過去の株価から日次、週次、月次ベースで算出した各ヒストリカル・ボラティリティの平均値⁸⁾ (8)

第3に、無リスク金利は、適用指針11号15項で、予想残存期間に対応する期間の国債等の利回りに基づくものとされている。ここでは、SO付与日における報告予想残存期間に対応する期間の国債利回りについて、証券業協会の公社債店頭売買参考値を利用した財務省金利情報から得られた利回りに、3次スプライン関数による補間を施した値を基準とする⁹⁾。その基準値と報告無リスク金利の差異として、無リスク金利に係るバイアス (*D_Riskfree_Rate*) を測定する。

D_Riskfree_Rate

= 報告無リスク金利 - SO付与日における報告予想残存期間に対応する期間の国債利回り (9)

第4に、予想配当利回りのバイアス (*D_*

Dividend_Yeild) については、適用指針11号16項に、原則として、過去の実績に基づくよう定められていることから次のように定義する。

$$\begin{aligned}
 & D_Dividend_Yeild \\
 & = \text{報告配当利回り} - \text{前期の1株当たり} \\
 & \quad \text{配当実績値} / \text{SO付与日の株価終値} \\
 & \hspace{15em} (10)
 \end{aligned}$$

4.2. 検証モデル

以上のように定義された報告パラメータのバイアスを被説明変数とし、次のモデルによって仮説を検証する。

$$\begin{aligned}
 & \text{Dependent Var.} \\
 & = a_0 + a_1 SO_Type + a_2 Payment_Pre \\
 & + a_3 Payment_Pre \times SO_Type \\
 & + a_4 SO_Shares + a_5 SO_Shares \\
 & \times SO_Type + a_6 Avoid_Loss \\
 & + a_7 Avoid_Loss \times SO_Type \\
 & + a_8 Beat_Forecast \hspace{10em} (11) \\
 & + a_9 Beat_Forecast \times SO_Type \\
 & + a_{10} ROA + a_{11} Loss + a_{12} Size \\
 & + a_{13} Book_to_Market \\
 & + \sum_k b_k Industry_Dummy_k \text{ (or Firm_Dummy}_k \text{)} \\
 & + \sum_j c_j Year_Dummy_j + \varepsilon
 \end{aligned}$$

ただし、*Dependent Var.*

$$\begin{aligned}
 & = D_Reported_Life, D_Midpoint_Life, \\
 & \quad D_Volatility, D_Riskfree_Rate \text{ or} \\
 & \quad D_Dividend_Yield.
 \end{aligned}$$

ここで、*SO_Type* は、株式報酬型SOのときに1、通常型SOのときに0をとるダミー変数であり、ストック・オプションの種類を捉える。*Payment_Pre* と *SO_Shares* は報酬の過小報告インセンティブを捕捉する変数である。*Payment_*

Pre は、前期の役員報酬・人件費を前期の販売費及び一般管理費で除して算定する。*SO_Shares* は、付与されたSOの目的となる株式数をSO付与日の発行済み株式総数で除した値である。他方、報告利益マネジメント・インセンティブについては、*Avoid_Loss* と *Beat_Forecast* で捕捉する。*Avoid_Loss* は、当期利益/前期末総資産が0以上0.01未満のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数である。*Beat_Forecast* は、(当期利益実績値-期初当期利益予想値)/前期末総資産が0以上0.005未満のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数である。

仮説の検証に際しては、インプット情報の操作インセンティブに関して単独で組み込まれている4つの変数の係数が通常型SOに係るバイアスを捉える。そして、株式報酬型ではそのバイアスがどの程度異なるかが、各インセンティブ変数と *SO_Type* との4つの交差項の係数によって捉えられることになる。

以上の変数に加えて、モデルにはコントロール変数が組み込まれる。*ROA* は当期経常利益/前期末総資産、*Loss* は当期純利益が負のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数、*Size* は期末株式時価総額の自然対数、*Book_to_Market* は期末自己資本の簿価・時価比率である。

モデルの推定にあたっては、(1) 全サンプル・ベースで推定する方法と、(2) 制限サンプル・ベースで推定する方法の2つを採用する。制限サンプルの推定では、3本以上の付与プログラムがある企業に限定して固定効果モデルで推定し、企業ごとの傾向ないし特性をコントロールする。全サンプルで推定する場合には、業種ダミー (*Industry_Dummy*) を、制限サンプルで推定する場合には、企業ダミー (*Firm_Dummy*) をモデルに組み込む。また、いずれの場合においても年度ダミー (*Year_Dummy*) が組み込まれる。

5. 分析結果

5.1. 記述統計量

変数の記述統計量は表2の通りである。まず、本稿の分析では、株式報酬型SOと通常型SOとでインプット情報に対する裁量の影響が異なることに主眼をおいているが、それぞれが本稿のサンプルに含まれる割合は、*SO_Type*の平均値が0.45であることから、45%が株式報酬型であり、残る55%が通常型であることが分かる。

次に、インプット情報の実際の報告値について

みていく。第1に、報告予想残存期間は平均で5.77年となっている。これをSOの種類別にみると、株式報酬型では平均7.69年であるのに対して、通常型では平均4.21年となっている。第3四分位点が6.71年であることからすると、長期の予想残存期間が報告されているプログラムのほとんどが株式報酬型であることが分かる。第2に、報告ボラティリティの平均値は約42%であるが、これを種類別にみると、通常型は約44%であり、株式報酬型よりも5ポイントほど高い傾向にある。第3に、報告無リスク金利については、報告予想残存

表2 記述統計量

変数	全サンプル					<i>SO_Type</i>	
	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	= 1 平均値	= 0 平均値
報告予想残存期間 (年)	5.77	3.38	3.50	4.50	6.71	7.69	4.21
報告ボラティリティ (%)	41.95	15.75	31.60	39.01	48.73	38.91	44.42
報告無リスク金利 (%)	0.73	0.47	0.32	0.61	1.05	0.91	0.59
報告配当利回り (%)	2.10	1.36	1.27	1.98	2.80	2.21	2.01
<i>D_Reported_Life</i> (年)	-2.00	4.03	-2.51	-0.01	0.00	-4.60	0.09
<i>D_Midpoint_Life</i> (年)	0.12	2.78	-1.14	-0.07	1.92	0.02	0.00
<i>D_Volatility</i> (%)	-2.72	12.25	-2.66	-0.14	2.13	-0.58	-4.46
<i>D_Riskfree_Rate</i> (%)	0.02	0.13	-0.01	0.00	0.02	0.00	0.03
<i>D_Dividend_Yield</i> (%)	-0.08	0.99	0.00	0.00	0.00	-0.03	-0.13
<i>SO_Type</i>	0.45	0.50	0.00	0.00	1.00	1.00	0.00
<i>Payment_Pre</i>	0.35	0.14	0.26	0.36	0.45	0.34	0.36
<i>SO_Shares</i> (%)	0.83	2.98	0.06	0.19	0.68	0.14	1.38
<i>Avoid_Loss</i>	0.11	0.32	0.00	0.00	0.00	0.13	0.10
<i>Beat_Forecast</i>	0.12	0.33	0.00	0.00	0.00	0.15	0.11
<i>ROA</i>	0.05	0.10	0.02	0.05	0.09	0.05	0.06
<i>Loss</i>	0.20	0.40	0.00	0.00	0.00	0.16	0.23
<i>Size</i>	10.71	1.96	9.19	10.78	12.16	11.14	10.36
<i>Book_to_Market</i>	1.18	0.73	0.70	1.05	1.47	1.24	1.12
観測数	916					410	506

D_Reported_Life = 報告予想残存期間 - SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間。*D_Midpoint_Life* = SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間 - SO種類別・年度別に算出した中間点までの期間の平均値。*D_Volatility* = 報告ボラティリティ - SO付与日において報告予想残存期間に対応する期間にわたる過去の株価から日次、週次、月次ベースで算出した各ヒストリカル・ボラティリティの平均値。*D_Riskfree_Rate* = 報告無リスク金利 - SO付与日における報告予想残存期間に対応する期間の国債利回り。*D_Dividend_Yield* = 報告配当利回り - 前期の1株当たり配当実績値/SO付与日の株価終値。*SO_Type* = 株式報酬型SOのときに1、通常型SOのときに0をとるダミー変数。*Payment_Pre* = 前期の役員報酬・人件費/前期の販売費及び一般管理費。*SO_Shares* = 付与されたSOの目的となる株式数/SO付与日の発行済み株式総数。*Avoid_Loss* = 当期利益/前期末総資産が0以上0.01未満のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数。*Beat_Forecast* = (当期利益実績値 - 期初当期利益予想値)/前期末総資産が0以上0.005未満のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数。*ROA* = 当期経常利益/前期末総資産。*Loss* = 当期利益が負のときに1、それ以外のときに0をとるダミー変数。*Size* = 期末株式時価総額の自然対数。*Book_to_Market* = 期末自己資本の簿価・時価比率。

期間の長さと呼応して、株式報酬型の方が若干高い利率になっている。ただし、全体でも無リスク金利は0.73%とかなり低い¹⁰⁾。これに対して、報告配当利回りは平均で2%程度の水準である。

続いて、インプット情報のバイアスを目を向ける。予想残存期間に関する $D_Reported_Life$ をみると、全体としては平均値が-2年であり、SO付与日から権利行使期間の中間点までの期間よりも短めの期間が見積もられている傾向にある。さらに、第3四分位点から第3四分位点にかけての値がゼロであることからすると、予想残存期間として中間点よりも短い期間を報告するケースが多いことが分かる。これをSOの種類別にみると、通常型では中間点までの期間と概ね一致する期間が使用される傾向にあるが、株式報酬型では平均-4.6年となっており、中間点までの期間よりも短い期間がインプットとして使用される傾向にある。一方、 $D_Midpoint_Life$ は、SO種類別・年度別の平均値を基準にしていることに対応し、平均値がほぼゼロであることが確認される。

$D_Volatility$ は、平均的には負の方向へのバイアスがかかっているが、その傾向は通常型において顕著にみられる¹¹⁾。 $D_Riskfree_Rate$ は、第1四分位点から第3四分位点にかけて、-0.01%から0.02%の値をとり、バイアスはほとんど認められない。 $D_Dividend_Yield$ は、平均-0.08%で負の方向へのバイアスを受けている。また、第

1四分位点から第3四分位点にかけての値がすべてゼロという、極端な分布になっている。これは、サンプルの大半において、前期配当額に基づく配当利回りがインプットとして用いられていることを意味している。

以上では、インプット情報に係るバイアスの概要を把握したが、補足として、予想残存期間、ボラティリティおよび予想配当利回りについて、それぞれの特徴をさらにみていきたい。

まず、表3には、報告予想残存期間とSO付与日から権利行使期間の中間点までの期間との差異 ($D_Reported_Life$) に関して、さらに詳細に調べた結果が表示されている。有価証券報告書においては、報告予想残存期間が小数点以下第1位までの数値で開示されるケースも多い。そのため、仮に中間点までの期間を報告予想残存期間としていたとしても、四捨五入による丸め誤差の影響により、計算で求めた中間点と報告値とに僅かな差異が生じてしまう可能性がある。そこで、ここでは1/24 (≒0.04) 年未満、すなわち0.5ヶ月未満の誤差は無視し得るものとして取り扱う。

表3の結果をみると、全体の約6割に当たる538件のプログラムで、中間点までの期間との差異が0.5ヶ月未満に収まる期間が報告予想残存期間とされていることが分かる。次いで、約3割に当たるプログラムでは、中間点よりも短い期間が残存期間として報告されている。以上のように、

表3 報告予想残存期間とSO付与日から権利行使期間の中間点までの期間との差異 ($D_Reported_Life$)

報告予想残存期間が中間点までの期間よりも0.5ヶ月以上短い： $D_Reported_Life \leq -1/24$	282件	30.8%
報告予想残存期間と中間点までの期間との差異が0.5ヶ月未満： $ D_Reported_Life < 1/24$	538件	58.7%
報告予想残存期間が中間点までの期間よりも0.5ヶ月以上長い： $D_Reported_Life \geq 1/24$	96件	10.5%
合 計	916件	100.0%

半数以上の企業が、合理的に見積もることができない場合には、予想残存期間を権利行使期間の中間点までの期間とする、適用指針11号13項の規定を適用している可能性が高いことが明らかになった。一方で、この結果は、*D_Reported_Life*がゼロ近辺で顕著に尖った分布になることを示している。これに対処するため、後述の回帰分析においては、順序ロジスティック回帰による分析も実施する。

続いて、ボラティリティの報告値については、適用指針11号15項に規定されるように月次、週次、日次のいずれのデータ頻度を選択することも可能であるが、経営者はどのデータ頻度を使用してボラティリティを計測しているであろうか。表4には、実際の報告ボラティリティと本稿で計測したボラティリティとの差異の絶対値について表示している。結果をみると、興味深いことに、週次データに基づくボラティリティで計測誤差が最も小さくなっていることが分かる。経営者は、高頻度の日次でも、簡易な月次でもなく、週次データでボラティリティを計測しているようである。

最後に、予想配当利回りについても補足しておきたい。周知の通り、日本では、適時開示の一環として、業績予想情報が開示されているが、そこには配当予想額も含まれている。そうであるならば、インプットを計算するための配当額として、予想配当額が用いられるのか、あるいは、そうし

た情報が用いられることなく、適用指針11号16項の単純な適用形態として、前期の配当額が用いられるのかは、興味の湧くところである。表5のPanel Aには、サンプルのうち、予想配当データが入手できたケースについて、インプット情報としての報告配当額が前期配当額または予想配当額と一致するかどうかを調べている。ただし、注意すべき点として、報告配当額が前期配当額と一致しているとしても、それが直ちに予想配当額が採用されていないという結論にはならないということである。なぜなら、前期配当額と予想配当額が一致するケースが考えられるからである。

そこでまず、報告配当額が前期配当額と等しいケースをみると、前期配当額と予想配当額が等しいケースは、全体の52%に上ることが分かる。対して、予想配当額ではなく、前期配当額を用いているケースは21%の割合で存在している。次に、報告配当額が前期配当額と異なるケースのうち、予想配当額が用いられているのは、全体の8%程度に留まっている。予想配当額と前期配当額が等しい先述のケースでは、予想情報が積極的に活用されたか否かは定かではないが、このケースでは予想情報が積極的に採用されているといえる。そして、報告配当額が前期配当額とも予想配当額とも異なるケースが19%ほど存在している¹²⁾。総じて、6割近くのケースが予想配当額と等しい値を報告配当額として用いているが、残る4割につい

表4 ボラティリティの計測誤差

ボラティリティの計測誤差 = | 報告ボラティリティ - 計測ボラティリティ | (%)

計測ボラティリティ	平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	観測数
月次ボラティリティ	7.57	10.99	1.65	4.72	8.85	916
週次ボラティリティ	5.46	11.23	0.14	1.49	4.60	916
日次ボラティリティ	6.44	11.95	0.42	2.55	6.25	916
月次、週次、日次による 各ボラティリティの平均値	5.85	11.09	0.94	2.32	4.74	916

表5 予想配当利回り

Panel A：予想配当額、前期配当額および報告配当額の関係

サンプルのうち、予想配当データが入ってきたケース	884件	100.0%
報告配当額が前期配当額と等しいケース	648件	73.3%
内訳：前期配当額と予想配当額が等しい	460件	52.0%
前期配当額と予想配当額が異なる	188件	21.3%
報告配当額が前期配当額と異なるケース	236件	26.7%
内訳：報告配当額と予想配当額が等しい	72件	8.1%
報告配当額と予想配当額が異なる	164件	18.6%

太字は予想配当額に一致する配当額を利用しているケース。

Panel B：配当利回りの報告値と予想値の差異 = |報告配当利回り - 予想配当利回り| (%)

平均値	標準偏差	第1四分位	中央値	第3四分位	観測数
0.76	1.03	0.16	0.40	1.03	352

いずれの配当利回りとも、付与日の株価終値で除して計算している。

では、予想配当情報があるにもかかわらず、そうではない数値（たとえば、過去の配当額）に基づいている。この4割のケース（352件）については、報告配当額と予想配当額とが異なるわけであるが、表5のPanel Bをみると、報告配当利回りと予想配当利回りの差異の絶対値は平均で0.76%ほどに留まっていることが分かる。

さらに、表5のPanel Aでは、報告配当額が前期配当額と等しいケースが73%にも上るが、これらのケースでは、表2でも確認されたように、*D_Dividend_Yield*がすべてゼロになっている。このように、*D_Dividend_Yield*は極端にゼロに集中した分布になっていることから、*D_Reported_Life*と同様に、順序ロジスティック回帰による分析も実施する。

5.2. 回帰分析の結果

仮説の検証モデルである(11)式の回帰結果は、表6および表7の通りである。第3節でも述べたように、本稿では全サンプル・ベースでの推定と、制限サンプル・ベースでの推定を実施するが、表6には前者の結果が、表7には後者の結果が表示されている。

表6の全サンプル・ベースでの推定結果をみると、全体として係数推定値の有意性が低い傾向になっている。*Aviod_Loss*や*Beat_Forecast*といった報告利益マネジメントに関連する変数の係数については、予測符号通りに有意に推定されているものがほとんどない。これに対して、報酬の規模に関する*Payment_Pre*や*SO_Shares*については、所々ではあるが、係数が有意に推定されているものがある。

まず、予想残存期間のバイアスに関する*D_Reported_Life*を被説明変数とするモデルでは、交差項*SO_Shares* × *SO_Type*の係数が有意な正值に推定されている。この結果は、株式報酬型SOでは、付与対象となる株式数が多いほど、予想残存期間が長めに見積もられることを示唆している。他方、*D_Midpoint_Life*を被説明変数とするモデルでは、*Payment_Pre*の係数が有意な負値に推定されており、通常型SOでは前期の役員報酬・人件費が多いほど、権利行使期間が短く設計されている（つまり、その中間点として予想残存期間を見積もるときには、それも短くなる）。しかし、株式報酬型SOについては、*Payment_Pre* × *SO_Type*と*SO_Shares* × *SO_Type*のいずれ

れの係数も有意な負値になっており、仮説に反して、報酬の規模が大きいほど、権利行使期間に短期化のバイアスがかかっていることを示す結果となっている。また、 $D_Midpoint_Life$ を被説明変数とするときには、予想利益達成インセンティブに関して、株式報酬型SOでは $Beat_Forecast \times SO_Type$ の係数が有意な正値に推定されている。

続いて、ボラティリティに目を向けると、 $D_Volatility$ を被説明変数とするときには、 SO_Shares の係数が有意な負値となっており、付与対象となる株式数が多いほど、通常型SOでボラティリティが小さめに見積もられている。無リスク金利のバイアスに関する $D_Riskfree_Rate$ については、 $Payment_Pre \times SO_Type$ の係数が有意な負値に、 $Payment_Pre \times SO_Type$ の係数が有意な正値に推定されており、前期の役員報酬・人件費が多いほど、通常型では無リスク金利が低めに見積もられるが、株式報酬型ではそうした傾向が弱められていることが分かる。そして、配当に関する $D_Dividend_Yeild$ を被説明変数とするモデルでは、損失回避インセンティブに関する $Avoid_Loss$ の係数が、期待に反して有意な負値になっている。一方、株式報酬型SOでは、 $Avoid_Loss \times SO_Type$ の有意な正の係数によって、それが弱められているものの、これら2つの係数を合計しても -0.07 ($=-0.552+0.545$)であり、予想配当利回りが高めに見積もられたとは判断し難い。

全サンプル・ベースでの推定結果は以上の通りであり、かなり部分的にはあるが、仮説と整合する結果も存在していた。では、次のステップとして、これらの結果の頑健性を高めるために、表7の制限サンプル・ベースによる推定結果を確認しよう。ここでの推定では、企業および年度についての固定効果モデルを採用することにより、SO付与時におけるインセンティブの程度に応じた企業内の変化を捉えることになる。推定結果を

全サンプル・ベースの表6と比較すると、予想残存期間に関する $D_Reported_Life$ を被説明変数とするモデルの $SO_Shares \times SO_Type$ の係数推定値で正の符号が保たれている。さらに、 $Payment_Pre \times SO_Type$ の係数についても、正に有意に推定されている。これらは、株式報酬型SOについて、報酬の規模が大きいほど、予想残存期間の見積もりが長めに設定されるとの仮説を裏付ける結果である。他方で、表7の残りの推定結果については、残念ながら、表6で仮説を支持した結果に確証を与えるものは見受けられない。

最後に、表3および表5で確認された通り、 $D_Reported_Life$ と $D_Dividend_Yeild$ の分布が特異な形になっていることから、これらを被説明変数とするモデルについては順序ロジスティック回帰を用いて再推定する。ここで、 $Cate_D_Reported_Life$ は、 $D_Reported_Life \leq -1/24$ のときに -1 、 $|D_Reported_Life| < 1/24$ のときに 0 、 $D_Reported_Life \geq 1/24$ のときに 1 をとる順序カテゴリ変数である(表3を参照)。また、 $Cate_D_Dividend_Yeild$ は、 $D_Dividend_Yeild < 0$ のときに -1 、 $D_Dividend_Yeild = 0$ のときに 0 、 $D_Dividend_Yeild > 0$ のときに 1 をとる順序カテゴリ変数である(表5を参照)。

これらの変数を用いた順序ロジスティック回帰の推定結果は表8の通りである。注目すべきは、予想残存期間のバイアスに関する $Cate_D_Reported_Life$ であるが、順序ロジスティック回帰によっても交差項 $Payment_Pre \times SO_Type$ および $SO_Shares \times SO_Type$ の係数が有意な正値に推定されている。株式報酬型SOの予想残存期間の見積もりに裁量が及んでいる可能性があることが、繰り返し確認された。

以上のように、4つの入力情報に係るバイアスについて回帰分析を実施したが、株式報酬型SOについてのみ、報酬の過小報告インセンテ

表6 回帰分析の結果：全サンプル・ベース（観測数：346社による916件）

説明変数	D_Reported_Life			D_Midpoint_Life			D_Volatility			D_Riskfree_Rate			D_Dividend_Yield		
	予測符号	係数	係数	係数	係数	係数	予測符号	係数	係数	予測符号	係数	係数	予測符号	係数	係数
切片		-3.037** (-2.27)	3.637** (3.25)		-15.38** (-3.15)						0.193*** (3.61)				-0.493 (-1.27)
SO_Type	?	-5.288*** (-8.12)	0.735 (1.35)	?	-0.881 (-0.37)	?					-0.084** (-3.20)	?			-0.000 (-0.00)
Payment_Pre	-	-0.880 (-0.74)	-2.174** (-2.20)	-	1.970 (0.46)	-					-0.156** (-3.29)	+			0.358 (1.04)
Payment_Pre × SO_Type	+	1.158 (0.67)	-2.406* (-1.65)	+	7.108 (1.12)	+					0.146** (2.10)	0			0.043 (0.08)
SO_Shares	-	0.00720 (0.18)	-0.0120 (-0.37)	-	-0.526*** (-3.67)	-					-0.001 (-0.66)	+			-0.002 (-0.17)
SO_Shares × SO_Type	+	1.353** (2.50)	-1.205** (-2.66)	+	0.640 (0.32)	+					0.018 (0.83)	0			-0.109 (-0.69)
Avoid_Loss	-	-0.039 (-0.08)	-0.180 (-0.43)	-	1.811 (0.99)	-					0.013 (0.66)	+			-0.552*** (-3.81)
Avoid_Loss × SO_Type	+	-0.137 (-0.20)	0.903 (1.59)	+	-1.429 (-0.58)	+					0.003 (0.11)	0			0.545** (2.76)
Beat_Forecast	-	0.018 (0.04)	0.008 (0.02)	-	-1.745 (-1.01)	-					-0.025 (-1.31)	+			0.063 (0.46)
Beat_Forecast × SO_Type	+	0.289 (0.44)	0.995* (1.81)	+	1.213 (0.51)	+					0.027 (1.02)	0			-0.085 (-0.45)
ROA		-0.474 (-0.36)	1.263 (1.15)		6.181 (1.29)						-0.068 (-1.28)				-0.330 (-0.86)
Loss		0.041 (0.12)	-0.301 (-1.05)		1.380 (1.10)						0.029** (2.13)				-0.045 (-0.45)
Size		0.163** (2.12)	-0.100 (-1.56)		0.944*** (3.39)						-0.008** (-2.71)				0.028 (1.26)
Book_to_Market		0.430** (2.18)	-0.066 (-0.40)		1.270* (1.76)						-0.024** (-3.07)				0.026 (0.46)
業種ダミー		Yes	Yes		Yes						Yes				Yes
年度ダミー		Yes	Yes		Yes						Yes				Yes
R ²		0.401	0.119		0.131						0.077				0.153
adj. R ²		0.371	0.075		0.088						0.032				0.111

() 内は業種クラスターによって補正された標準誤差に基づいて算定されたt値である。*はp<0.10、**はp<0.005、***はp<0.001であることを示す。

表7 回帰分析の結果：制限サンプル・ベース（観測数：163社による676件）

説明変数	D_Reported_Life			D_Midpoint_Life			D_Volatility			D_Riskfree_Rate			D_Dividend_Yield		
	予測符号	係数	数	予測符号	係数	数	予測符号	係数	数	予測符号	係数	数	予測符号	係数	数
切片		-3.494 (-0.54)	-3.319 (-0.56)		-30.320 (-1.43)		-0.362 (-1.14)								
SO_Type	?	-4.104*** (-6.22)	-0.968 (-1.57)	?	-2.933 (-1.35)		-0.038 (-1.16)		?				?	-0.112 (-0.71)	
Payment_Pre	-	-3.431 (-1.14)	5.680** (2.03)	-	2.076 (0.21)		-0.194 (-1.31)		-				+	-1.071 (-1.50)	
Payment_Pre × SO_Type	+	3.348* (1.78)	-7.713*** (-4.40)	+	18.710** (3.08)		0.040 (0.44)		+				0	0.461 (1.05)	
SO_Shares	-	-0.155 (-0.68)	0.004 (0.02)	-	2.920*** (3.84)		0.003 (0.26)		-				+	0.039 (0.70)	
SO_Shares × SO_Type	+	1.806** (2.72)	5.789*** (3.66)	+	-4.151 (-0.75)		0.041 (0.50)		+				0	-0.552 (-1.37)	
Avoid_Loss	-	-0.029 (-0.07)	0.171 (0.47)	-	0.685 (0.53)		0.001 (0.06)		-				+	-0.273** (-2.93)	
Avoid_Loss × SO_Type	+	-0.014 (-0.03)	-0.266 (-0.57)	+	-0.939 (-0.57)		0.012 (0.48)		+				0	0.219* (1.85)	
Beat_Forecast	-	-0.312 (-0.94)	0.017 (0.05)	-	0.383 (0.35)		0.012 (0.76)		-				+	-0.059 (-0.74)	
Beat_Forecast × SO_Type	+	0.306 (0.70)	-0.021 (-0.05)	+	-2.531* (-1.76)		-0.006 (-0.26)		+				0	0.130 (1.25)	
ROA		-0.279 (-0.18)	0.365 (0.25)		-21.930*** (-4.17)		0.198** (2.52)							0.011 (0.03)	
Loss		-0.379 (-1.42)	0.108 (0.43)		0.670 (0.76)		0.019 (1.45)							-0.102 (-1.60)	
Size		0.314 (0.57)	0.269 (0.53)		2.117 (1.16)		0.038 (1.41)							0.106 (0.81)	
Book_to_Market		0.509 (1.34)	0.139 (0.39)		0.735 (0.58)		0.025 (1.32)							-0.151* (-1.66)	
企業固定効果		Yes	Yes		Yes		Yes							Yes	Yes
年度固定効果		Yes	Yes		Yes		Yes							Yes	Yes
R ²		0.884	0.785		0.823		0.666							0.664	
adj. R ²		0.842	0.709		0.760		0.547							0.544	

() 内は業種クラスターによって補正された標準誤差に基づいて算定されたt値である。*はp<0.10、**はp<0.005、***はp<0.001であることを示す。

表8 順序ロジスティック回帰の結果（観測数：346社による916件）

説明変数	<i>Cate_D_Reported_Life</i>		<i>Cate_D_Dividend_Yield</i>	
	予測符号	係数	予測符号	係数
<i>Intercept</i>		3.919 *** (4.20)		1.997 ** (2.05)
<i>SO_Type</i>	?	-4.090 *** (-8.63)	?	-0.304 (-0.64)
<i>Payment_Pre</i>	-	-1.353 (-1.63)	+	0.618 (0.72)
<i>Payment_Pre</i> × <i>SO_Type</i>	+	3.316 ** (2.77)	0	1.097 (0.88)
<i>SO_Shares</i>	-	0.001 (0.04)	+	0.010 (0.37)
<i>SO_Shares</i> × <i>SO_Type</i>	+	0.768 ** (2.07)	0	0.093 (0.24)
<i>Avoid_Loss</i>	-	-0.113 (-0.33)	+	-0.342 (-0.98)
<i>Avoid_Loss</i> × <i>SO_Type</i>	+	-0.127 (-0.27)	0	0.197 (0.41)
<i>Beat_Forecast</i>	-	0.246 (0.74)	+	0.432 (1.24)
<i>Beat_Forecast</i> × <i>SO_Type</i>	+	-0.159 (-0.35)	0	-0.568 (-1.20)
コントロール変数		Yes		Yes
業種ダミー		Yes		Yes
年度ダミー		Yes		Yes
Pseudo R ²		0.241		0.061
LR χ^2		402.9 (p<0.001)		82.5 (p<0.001)

コントロール変数はROA、Loss、SizeおよびBook_to_Marketである。()内はz値である。*はp<0.10、**はp<0.005、***はp<0.001であることを示す。Cate_D_Reported_Life: D_Reported_Life ≤ -1/24のときに-1、|D_Reported_Life| < 1/24のときに0、D_Reported_Life ≥ 1/24のときに1をとる順序カテゴリー変数である。Cate_D_Dividend_Yield: D_Dividend_Yield < 0のときに-1、D_Dividend_Yield = 0のときに0、D_Dividend_Yield > 0のときに1をとる順序カテゴリー変数である。

イプに関する仮説が支持される証拠を得た。それ以外のインプット情報については、本稿で取り上げた報酬の過小報告ないし報告利益マネジメントの側面から裁量が及んでいることを裏付ける証拠は得られなかった。

6. おわりに

本稿では、SOの公正価値を評価する際に、経営者が評価モデルのインプット情報に裁量的な操作を加えているか否かについて、経営者等に対す

る報酬の過小報告および報告利益マネジメントの視点から分析した。分析の結果、株式報酬型SOの評価においては、株式報酬の規模が大きい企業ほど、予想残存期間が長めに設定され、公正な評価単価が小さく見積もられる傾向にあることが明らかになった。株式報酬型SOの他のパラメータおよび通常型SOについては、経営者がインプット情報を裁量的に操作することを裏付ける証拠は得られなかった。

このような結果から、ボラティリティ、無リスク金利、予想配当利回りについては、計測方法に

関する明示的な原則規定が適用指針11号にあるため、企業はそれらに忠実に依拠した数値を算定する傾向にあるものと推察される。事実、本稿ではインプット情報のバイアスを適用指針11号の規定を基準として計測したが、記述統計量などにおいては、そこからの差異が僅かであるケースの存在が確認されている。こうした傾向は、適用指針11号が裁量の余地を抑制することと整合しているとも解釈できよう。あるいは、これら3つのインプット情報について、経営者は適用指針11号に規定された手続きを簡便に実施し、裁量を及ぼすというコストをかけずに数値を算定ないし選択しているのかもしれない。さらに、このように指針の原則規定に則るがゆえに、適時開示制度における予想配当情報が存在するにもかかわらず、それが活用されていないケースがあることも本稿の分析で確認されている。

他方で、予想残存期間の見積もりについては、合理的見積もりが困難な場合は、付与日から権利行使期間の中間点までの期間とする規定が適用指針11号に存在し、大半の企業がこの期間を選択している一方、一部の企業では裁量的な操作が加えられている可能性が示唆された。ただし、SOの条件の一つである権利行使期間について、その設計段階で実体的な調整を加えてまで、中間点までの期間を操作することはしないようである。

以上の結果については、公正価値ヒエラルキーの考え方からも眺めることができよう。ただし、市場で売買されないSOの公正価値について、市場参加者の観点から考察することには限界がある点には注意が必要である（田代、2014）。まず、4つのインプットのうち、予想残存期間の見積もりについては、まさにレベル3に該当するものであり、本稿でも裁量的な調整の対象となっていることが確認されている。これに対して、ボラティリティ、無リスク金利については、所与ないし前

提とされる予想残存期間がレベル3である点を除けば、基本的にはレベル2に該当するケースが多いインプットであり、これらについては恣意性の介入は確認されていない。また、予想配当利回りについては、レベル3に該当するけれども、指針通りの簡便な算定手続きが採用されていると解釈されよう。

最後に、本稿では、報酬の過小報告インセンティブおよび報告利益マネジメント・インセンティブの2つの側面からSOの公正価値評価に対する裁量行動の検証を行ったが、証拠が析出されたのは、報酬の過小報告インセンティブに関するものだけであった。日本においては、ストック・オプションの規模自体は欧米諸国と比べてまだ小さく、利益に対するインパクトはそれほど大きくないため、報告利益マネジメントの側面からは証拠が得られにくいものと推察される。その点、主に取締役や執行役員などの経営幹部に付与されることの多い株式報酬型SOについてのみ、裁量行動の証拠が析出されたことは、株主等からの批判回避を目的とする報酬の過小報告インセンティブと首尾良く合致している。

《参考文献》

- Aboody, D., Barth, M.E., Kasznik, R., 2006. Do firms understate stock option-based compensation expense disclosed under SFAS 123? *Review of Accounting Studies* 11, 429-461.
- 新井富雄・渡部茂・太田智之, 1999. 『資本市場とコーポレート・ファイナンス』, 中央経済社.
- Balsam, S., Mozes, H.A., Newman, H.A., 2003. Managing pro forma stock option expense under SFAS No. 123. *Accounting Horizons* 17, 31-45.
- Bartov, E., Mohanram, P., Nissim, D., 2007. Managerial discretion and the economic determinants of the disclosed volatility parameter for valuing ESOs. *Review of Accounting Studies* 12, 155-179.
- Black, F., Scholes, M., 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81, 637-659.
- Burgstahler, D.C., Dichev, I.D., 1997. Earnings management to

- avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24, 99-126.
- Choudhary, P., 2011. Evidence on differences between recognition and disclosure: A comparison of inputs to estimate fair values of employee stock options. *Journal of Accounting and Economics* 51, 77-94.
- DeAngelo, L., 1986. Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review* 61, 400-420.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., 1991. Executive incentives and the horizon problem: An empirical investigation. *Journal of Accounting and Economics* 14, 51-89.
- Haug, E.G., 2007. *The Complete Guide to Option Pricing Formulas*, 2nd Edition. McGraw-Hill Education.
- Hodder, L., Mayew, W.J., McAnally, M.L., Weaver, C.D., 2006. Employee stock option fair-value estimates: Do managerial discretion and incentives explain accuracy? *Contemporary Accounting Research* 23, 933-975.
- 伊藤敬介・荻島誠治・諏訪部貴嗣, 2009. 『新・証券投資論 [II] 一実務篇一』, 日本経済新聞出版社.
- Johnston, D., 2006. Managing stock option expense: The manipulation of option-pricing model assumptions. *Contemporary Accounting Research* 23, 395-425.
- Jones, J., 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- 小林啓孝, 2003. 『デリバティブとリアル・オプション』, 中央経済社.
- 草野真樹, 2013. 「公正価値評価の拡大と会計の契約支援機能」, IMES Discussion Paper Series No. 2013-J-9.
- Luenberger, D.G., 2014. *Investment Science*, 2nd Edition. Oxford University Press. (邦訳 今野浩・鈴木賢一・批々木規雄, 2015. 『金融工学入門』, 第2版, 日本経済新聞出版社.)
- Merton, R.C., 1973. Theory of rational option pricing. *Bell Journal of Economics and Management Science* 4, 141-183.
- 野口晃弘, 2015. 「ストック・オプションの新たな展開」『企業会計』第67巻第9号, 4-5.
- 椎葉淳・瀧野一洋, 2010. 「ストック・オプションの評価誤差：理論・実証研究からの示唆」, NUCB *Journal of Economics and Information Science* 54, 89-107.
- 首藤昭信, 2014. 「公正価値情報の実証的評価」, 北村敬子『財務報告における公正価値測定』, 中央経済社, 277-294.
- 杉山正樹・渡部潔, 2007. 『ストック・オプションの評価実務』, 中央経済社.
- 田代樹彦, 2014. 「資本金計における公正価値測定」, 北村敬子『財務報告における公正価値測定』, 中央経済社, 227-236.
- Willis Towers Watson, 2016. 「株式報酬の導入状況 主流は株式報酬型ストックオプションへ」<https://www.willistowerswatson.com/ja-JP/press/2016/01/Towers-Watson-Japan-StPock-option-implementation-status> (2016年1月5日付).
- 山下克之, 2014. 「株式報酬型ストック・オプションに関する一考察」『追手門経済・経営研究』第21号, 19-30.
- Yermack, D., 1998. Companies' modest claims about the value of CEO stock option awards. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 10, 207-226.
- 税理士法人AKJパートナーズ, 2012. 『立場別・ステージ別ストック・オプションの活用と実務』, 第2版, 中央経済社.

《注》

- 1) ただし、2016年度の税制改正および会社法解釈の整理を受けて、現在では、我が国でも譲渡制限株式 (restricted stock) の導入が解禁されている。そもそも日本企業において株式報酬型SOが発行されているのは、現物株式を報酬として直接交付することに関して、従来、会社法上の解釈が定まっていなかつたため、それと同等の効果を持つものとして、権利行使価格を1円とするSOの発行という手段が実務的に取られていたからである。
- 2) Black and Scholes(1973)のモデルは、Merton(1973)によって配当利回りを組み込んだモデルへと拡張されている。
- 3) SOの公正価値評価に関する実証研究のレビューについては、椎葉・瀧野(2010)および草野(2013)に詳しい。
- 4) 小林(2003)、Haug(2007)、伊藤ほか(2009)、Luenberger(2014)を参考にしている。
- 5) (2)式から(5)式はそれぞれ、オプション価格の感応度に関するグリークス(Greeks)におけるマイナスのシータ、ベガ、ロー、ファイに相当する。なお、これらオプションに関する公式については、Haug(2007)が極めて参考になる。
- 6) ここでは、実質的な報酬金額は所与とした上で、ただし開示される金額自体は小さく抑えたいと経営者が考えるものと想定している。
- 7) 2012年迎りを過ぎてから持続している顕著な低金利(ゼロ金利)が分析結果に及ぼす影響を考慮して、本稿では2009年から2012年までを分析期間としている。
- 8) ただし、上場から間もない企業で、上場後の期間よりも報告予想残存期間が長い場合には、上場後の期間に対応する期間のヒストリカル・ボラティリティに基づいている。
- 9) 3次スプライン関数による補間を用いてイールドカーブを形成する際には、2年、5年、10年、20年、30年、40年を結節点としている。
- 10) 本稿ではゼロ金利の影響をなるべく緩和するよう2010年前後を調査期間としているが、それでも、かなり低い水準であると云わざるを得ない。
- 11) ただし、別の可能性として、企業で実際にボラティリティが計測される際に、異常値を除くなどの調整がなされたり、上場後、間もない企業では、類似企業のボラティリティで代用されたりすることもあるが、本稿ではSO発行企業の過去の利用可能な株価データから一律にヒストリカル・ボラティリティを計算していることが考えられる。
- 12) 例として、過去数期間の配当額の平均値や前々期の配当額を用いるなどのケースがある。

付記

本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。

2014－2015年度特別プロジェクト 「日本企業のディスクロージャーにおける利益 の平準化とその抑制」最終報告

Report of the Special Project for the FY 2014-2015
“Income Smoothing and Disclosure Policy in Japan”

特別プロジェクト代表

國村道雄（名古屋市立大学）

主査

吉田和生（名古屋市立大学）

委員

吉田靖（東京経済大学）

山田哲弘（中央大学）

市原啓善（小樽商科大学）

棚橋則子（東北学院大学）

加藤千雄（大阪経済大学）

久保暢（(株)TMMC）

会社法配当規制と利益平準化行動の抑制

Does Dividend Restriction Drive Earnings Smoothing? Empirical Evidence from Japan

市原 啓 善 (小樽商科大学准教授)

Ichihara Hiroyoshi (Associate Professor, Otaru University of Commerce)

論文要旨

企業経営者による利益平準化行動の動機の一つとして、株主からの信頼の獲得を目的とした安定配当の実現が指摘されている。本稿は、配当行動と利益平準化行動の関係性について分析するものである。これまでの実証研究では、減配を回避したい企業経営者は、わが国会社法配当規制で規定される配当財源を確保するべく、利益増加型の報告利益管理を行っていることが指摘されている。そこで本稿では、國村(2014)の分析モデルを拡張して、会社法配当規制がもつ利益平準化行動の抑制効果について分析を行う。分析の結果、前期配当の維持に必要な配当財源が不足した企業では、安定配当を目的とした利益平準化行動を積極的にやっていることを示す結果が析出されている。ただし配当財源が不足した企業のうちでも、配当規制の遵守(配当維持を諦め減配の実施)を決定した企業においては、利益平準化行動が有意に減少する結果が析出されている。

Summary

This paper examines the earnings-smoothing behavior affected by dividend policy. Hepworth (1953) contends that the stable dividend policy which level earnings facilitate does nothing to lessen satisfactory stockholder relations. In prior studies which empirically analyze Japanese firms, managers who want to avoid dividend cuts engage earnings management for meeting the expected distributable-amount under Companies Act. To examine the relationship between dividend policy and earnings-smoothing behavior, this study uses the model developed by Kunimura (2014) which investigates the factor of interfering with earnings-smoothing. As a result, I find that managers who want to maintain the level of DPS, in response to distributable-amount shortfall, smooth earnings aggressively. In addition, when managers must cut dividends required by Companies Act as a consequence of distributable-amount shortfall, earnings-smoothing behavior is interfered.

1. はじめに

本稿は國村(2014)で提起された検証仮説「行き過ぎた利益調整は、広義の制度(enforcement)、つまり法律(law)や自己規律(self-disciplining)により抑制される」に基づき、配当行動の観点から利益平準化行動の抑制要因について分析を行うものである¹⁾。

Brav et al. (2005)による配当行動に関するサ

ーベイ調査では、多くのCFOが「1株当たり配当額を低下させないようにする(93.8%)」、「減配はネガティブな結果をもたらすと考えている(88.1%)」、「新規の投資計画を行うためには、減配を行うよりも、新たな資金調達を行いたい(65.4%)」と回答し、減配の回避を強く意識している事実が報告されている。わが国におけるサーベイ調査でも同様の結果が得られている。企業経営者が、安定配当を志向する理由としては、株式市場

謝辞：本稿は日本ディスクロージャー研究学会2014年度特別プロジェクト「日本企業のディスクロージャーにおける利益の平準化とその抑制(國村道雄委員会)」における研究成果の一部であり、第13回研究大会(2016年5月28日)における報告論文になります。あわせて本件研究は、(独)日本学術振興会科学研究費補助金(課題番号15K17154)の支援を受けて実施しています。ここに記して心より感謝申し上げます。なお本稿に含まれる内容・表現等あり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すものであります。

連絡先：市原 啓 善 〒047-8501 北海道小樽市緑三丁目5番21号 小樽商科大学商学部
電話：0134-27-5340 Email: ichihara-h@res.otaru-uc.ac.jp

への影響を考慮したものと考えられている。これまでの実証研究では、減配公表時に株価が大幅に下落すること、さらに、増配時の反応度とは非対称であり、増配よりも減配に対して株価は大きく下落することが一貫して析出されている。減配に対する株式市場のこうした反応は、企業経営者に配当を平準化させるインセンティブを与えていると考えられている。

Watts and Zimmerman (1986) は、減配回避を志向する企業経営者には、利益増加型の報告利益管理を行う動機を有していることを指摘している。会社法配当規制や債務契約における配当制限条項がある場合、当期の業績の悪化等により前期と同額の配当を支払うために必要な配当財源を有していない際には、企業経営者は減配の実施を要求されることとなる。ここに減配回避を目的として配当原資の捻出を行おうとする報告利益管理の誘因が生じると考えられている。実際に、Daniel et al. (2008) などでは、有配企業において当期利益が目標配当額に達するように、裁量的会計発生高を増加させていることを示唆する証拠が析出されている。

またHepworth (1953) では、安定配当の志向が利益平準化行動の動機の一つになりうることを指摘している。須田・花枝 (2008) のサーベイ調査では、利益平準化を行う効果として「配当を安定的に維持できる」と考える企業が62.51%にものぼり、利益平準化を行うにあたり、配当行動が強く意識されていることが明らかになっている。ただしあわせて「日本企業の経営者は、米国企業よりも利益平準化について消極的である」ことも指摘しているが、その原因についてはいまだ解明されていない。

本稿の構成は以下のとおりである。まず2.においてこれまでの先行研究を概観し、3.において利益平準化行動の抑制要因に関する検証仮説を提起する。つぎに4.において仮説検定の為の分

析方法を説明する。そして5.において分析結果を提示し、最後に6.において結語と本稿の課題について言及する。

2. 先行研究と検証仮説

2.1. 利益平準化行動を抑制する要因に関する研究

利益平準化行動を抑制する要因に関する研究として、富田 (2004)、國村 (2014) があげられる。まず富田 (2004) は、利益平準化行動を抑制する要因を規制要因と呼び、通常状態で発生するような一般的な規制要因として監査制度をあげ、強引な利益平準化行動を抑制させることを説明している。またこの他にも、個々の企業がある特定の状況になった時にのみ発生するような個別事情的な規制要因として、ビッグバスや損失回避、財務制限条項への抵触回避をあげ、利益平準化行動が抑制された結果生じる行動の一つであることを説明している。さらに1979年から1991年までのわが国主要5業種6,032企業・年において、小規模な監査人が監査不能な大規模被監査会社に対して、大規模監査法人が一定の監査品質を保っていることを示し、意図的な利益平準化行動にとって監査制度（法律-law）が抑制要因となっていることを明らかにしている。

次に國村 (2014) では、経営者による業績予想制度が利益平準化行動に及ぼす影響について、操作前実績利益変化額、予想利益の改訂、両者の交差項の3要素をベースに抑制型利益平準化モデルを構築し、自己規律（self-disciplining）の観点から抑制要因についての検証がなされている。2003年から2010年までの金融業を除くわが国一般事業会社を対象とした分析の結果、操作前実績利益変化額と裁量的会計発生高との間に負の関係がある一方で、予想利益の改訂と裁量的会計発生高との間に正の関係があることを析出している。

すなわち、経営者予想改訂が利益平準化を補完するという抑制効果が働いていることが析出されている。

2.2. 配当行動と報告利益管理行動に関する研究

配当行動と報告利益管理行動に関する初期の実証研究は、債務契約において配当制限条項を有している企業を対象として行われてきた。配当制限条項では一般的に、配当金累計額が配当可能資金有高等を超えるような配当を禁止している(Kalay, 1982)。DeAngelo et al.(1994)では、配当制限条項に抵触し減配を強いられたと思われる企業において、負の会計発生高が析出されている。これを発展させDeFond and Jiambalvo(1994)では、Jonesモデルを用いて、会計発生高から裁量的会計発生高を抽出し、検証の結果、配当制限条項抵触の前年度から抵触年度にかけて、正の裁量的会計発生高、すなわち利益増加型の報告利益管理行動を示唆する証拠を析出している。ところが近年では、起債時に財務制限条項を設定する企業はほとんど見られなくなっているだけでなく、中村(2011)によると、融資契約における財務制限条項の抵触コストは減少していることも指摘がされている。

そこで、株式市場の観点から配当行動と報告利益管理行動の関係を検証した研究がなされ主なものにKasanen et al. (1996)、Daniel et al. (2008)、Liu and Espahbodi (2014)などがある。まず、Kasanen et al. (1996)は、1970年から1989年におけるフィンランド企業722企業・年サンプルについて裁量的会計発生高を測定したところ、企業は配当を維持するための目標利益を達成するために利益増加型の報告利益管理を行っていることを示唆する結果を得ている。ここでは支配的株主である銀行の意志によって、企業は配当維持を行っている」と指摘している。Daniel et al. (2008)では、1992年から2005年にかけて配当を実施した米国

企業7,872企業・年を対象として、当期の報告利益が前期配当額（なお留保利益からの配当は考慮されていない）に達するように、利益増加型の会計的裁量行動が行われていることが析出されている。損失回避、減益回避、利益予想値未達回避といった利益ベンチマークの達成を目的とした利益増加型の報告利益管理研究において、減配回避という4つ目の動機の存在を指摘した研究となる。Liu and Espahbodi (2014)では、1992年から2009年における米国企業13,826企業・年を対象として、裁量前利益で増益（減益）となる有配企業では、その他の企業よりも利益減少型（増加型）の報告利益管理を行う傾向があることが析出されている。企業の配当行動が利益平準化行動に影響を及ぼしていることを指摘した研究となる。ただし、配当行動の観点から利益平準化行動を抑制する要因について検証した実証研究は米国やわが国ではまだ行われていない状況である。

3. 検証仮説

Hepworth (1953)は、安定配当の志向が利益平準化行動の動機の1つになりうることを指摘している。企業経営者にとって、報告利益が変動した場合、配当水準の維持を志向すれば配当性向の変動を受け入れなければならない、他方で配当性向の維持を志向すれば配当水準の変動を受け入れなければならない。このことから、配当水準や配当性向のボラティリティを抑えたい有配企業では、報告利益の平準化は行われやすいと考えられている(Liu and Espahbodi, 2014)。また、利益のボラティリティが高い場合、企業経営者が高配当を志向しても、配当水準を低めに抑えざるを得なくなることから、報告利益の平準化が好まれることも指摘されている(Gorden, 1964、Beidleman, 1973)。これまでの実証研究では、

Beattie et al. (1994), Gassen et al. (2006) において、高配当企業では利益平準化の程度が高いことを、Skinner and Soltes (2011) において、有配企業では利益の持続性が高いことも明らかとされている。

会社法配当規制があるわが国では、当期の業績の悪化等により、前期と同額の配当を支払うために必要な分配可能額を有していない場合には、企業経営者は減配の実施を要求されることになる。しかしこれまでの先行研究で指摘されているとおり、企業経営者は減配の実施に対して強い抵抗感をいただいていると考えられている。そこで、会社法配当規制への抵触が予期される場合に、企業経営者は減配を実施するのではなく、前期と同額の配当を支払うのに不足する配当財源を捻出するために、利益増加型の報告利益管理を行おうとする動機をもつことが考えられる。そしてその手段として、裁量的会計発生高を利用していることが推測される。そこでまず次の仮説を設定する。

仮説1：企業経営者は、前期配当の維持が可能となる配当財源（分配可能額）が不足した場合、裁量的会計発生高を増加させ利益平準化を行う。

一方で、前期配当の維持が可能となる配当財源が不足した企業のうちでも、会社法配当規制を遵守するために、配当維持をあきらめ、減配の実施を決定した企業においては、報告利益管理のインセンティブを強く有さなくなることが考えられる。会社法配当規制は、個々の企業の個別事情や各利害関係者間との個別の契約関係を考慮せず、一律すべての企業にその遵守を要求するというものである。すなわち、配当財源が不足した企業のうち、減配予定の企業においては、利益平準化行動が抑制され、裁量的会計発生高が減少すること

が考えられる。そこで次の仮説を設定する。

仮説2：減配実施という配当行動の決定は、裁量的会計発生高の計上額を減少させ利益平準化行動を抑制させる。

4. 分析方法

4.1. サンプルの選択

本稿の分析対象期間は、2000年度から2007年度（2001年3月から2008年3月期決算）までの8年間である。分析対象企業は、金融・保険業を除いた東京証券取引所上場企業で、決算月数が12カ月の3月決算企業である。なお、株式分割等による実質増配の影響等を緩和するために、石川（2007）に依拠し、発行済株式数の変化率が直近の配当異動公表時点と比べて±20%未満の企業に限定している。また、各情報変数すべてについて標準偏差基準法により外れ値を除外している（除外基準値は平均値±3標準偏差）。以上のことから、最終的な分析サンプルは、1,405社の延べ10,259企業-年となっている。分析に必要なデータは、日経財務データ DVD版（一般事業会社）から収集している。なお、本分析は配当データを利用するため、親会社単独個別財務諸表データによる分析を行っている。

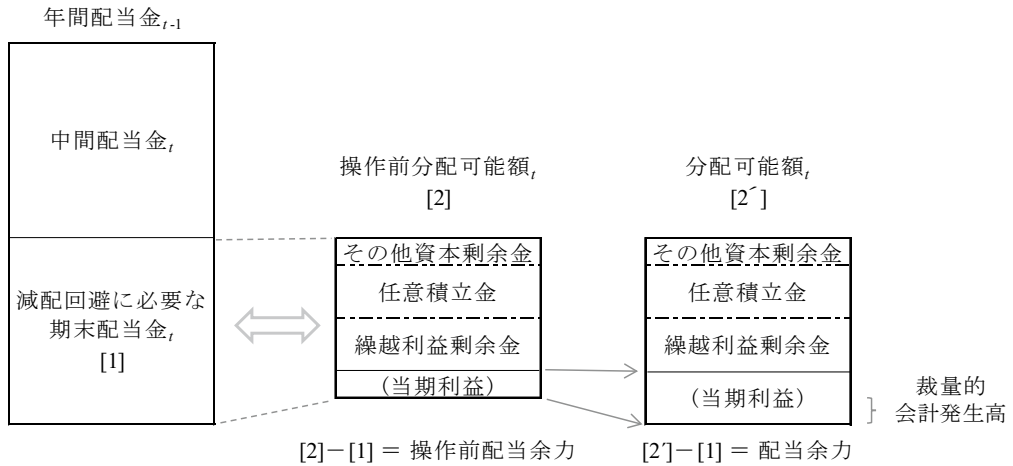
4.2. 変数の説明

Kalay (1982) に依拠し、減配回避を目的とした報告利益管理のベンチマーク指標（前期配当の維持が可能となる分配可能額）を、配当余力（dividend slack）として次のように定義する。

$$\text{配当余力}_t = \text{分配可能額}_t - (\text{年間配当金}_{t-1} - \text{中間配当金}_t) \quad (1)$$

右辺の（ ）部は、前期の年度総配当から、当

図1 減配回避を目的とした報告利益管理行動



期中に既に支払い済みの中間配当金を差し引いた金額であり、前期配当を維持するために必要とされる期末配当金の最低水準額を示している。わが国では、配当支払いは会社法（旧商法）配当規制により、分配可能額（配当可能利益）の範囲内でそれが認められていることから、この（ ）部の金額に、当期末の分配可能額が満たない場合（すなわち（1）式が負値となる場合）には、前期配当の維持ができないこととなる（図1）。しかし、企業経営者は減配の実施に対して強い抵抗感をいっていると考えられている。そこで、減配回避を志向する企業経営者は、減配を実施するのではなく、（1）式の値が0以上になるよう、前期配当の維持が可能となる配当原資の捻出を行うことが考えられる。そしてその手段としては、裁量的会計発生高を計上し、当期利益を増加させることが考えられる。本稿では、有配企業のうち、操作前配当余力（pre-managed dividend slack）が正值であった企業と負値であった企業とで、市場の評価に差異が生じるか否かの検証を行う。なお、操作前配当余力は、次の（2）式のように、配当余力から、報告利益管理の代理変数となる裁量的会計発生高を差し引いたものと定義される。

$$\begin{aligned} \text{操作前配当余力}_t &= \text{配当余力}_t \\ &\quad - \text{裁量的会計発生高}_t \end{aligned} \quad (2)$$

なお、分配可能額は、当該年度の会社法第461条第2項（旧商法第290条第1項）に基づき算定している。例えば（3）式は、2006年会社法創設時の分配可能額の算定式にあたる²⁾。

$$\begin{aligned} \text{分配可能額} &= \text{その他資本剰余金} \\ &\quad + \text{その他利益剰余金} \\ &\quad - \text{自己株式の帳簿価額} \\ &\quad - \text{のれん等調整控除額} \\ &\quad - \text{その他有価証券評価差額金} \\ &\quad \quad (\text{評価損}) \\ &\quad - \text{土地再評価差額金} (\text{評価損}) \\ &\quad - \text{純資産額の300万円規制に基づく控除額} \\ &\quad - \text{連結配当規制に基づく控除額} \\ &\quad - \text{準備金積立額} \end{aligned} \quad (3)$$

本稿では利益平準化行動を、報告利益ボラティリティを報告利益管理行動によって本来のボラティリティよりも低下させるような会計行動と定義し、利益平準化の程度を示す代理変数を次

のように算定する。まず Hunt et al. (2000) などにに基づき、当期利益 (NI) のボラティリティを、操作前利益 (PNI) のボラティリティで除した値 (σ_{NI}/σ_{PNI}) を算定する。この値が小さいほど利益が平準化されていることを意味する。次に Tucker and Zarowin (2006)、Takasu and Nakano (2012) に基づき、産業効果と年次効果の影響をコントロールするため、産業・年別に観測値を上記の変数によって降順に順位付けし、その順位を産業・年別の観測数で除した値を算定する。当該値を利益平準化尺度とし、値が大きいほど利益が平準化されていることを意味する。なおボラティリティは、当期を含む過去5年間の標準偏差を用いる。裁量的会計発生高は、Kasznik (1999) で提示された CFO 修正 Jones モデルに基づき、(4) 式を年度別産業別に推定してその残差として定義する³⁾。なお推定に必要となる会計発生高は (5) 式のように定義する⁴⁾。

$$\begin{aligned}
 TA_t/A_{t-1} = & a_0(1/A_{t-1}) \\
 & + a_1\Delta ADJREV_t/A_{t-1} \\
 & + a_2PPE_t/A_{t-1} \\
 & + a_3\Delta CFO_t/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)
 \end{aligned}$$

会計発生高 (TA)

$$\begin{aligned}
 = & (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金・預金} - \Delta \text{投資・財務活動に関する流動資産項目}) \\
 & - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{投資・財務活動に関する流動負債項目}) \\
 & - \Delta \text{固定資産から控除される貸倒引当金} \\
 & - \Delta \text{固定負債から控除される引当金} \\
 & - \text{減価償却費実施額} - \text{繰延資産償却額} \quad (5)
 \end{aligned}$$

4.3. 分析モデル

本稿の仮説の検証には、國村 (2014) の分析モデルを拡張した次の回帰モデルを用いる。

利益平準化尺度

$$\begin{aligned}
 = & a_0 + a_1 \text{操作前配当余力} \\
 & + a_2 \text{減配実施ダミー} \\
 & + a_3 \text{減配実施ダミー} * \text{操作前配当余力} \\
 & + \text{Controls}(\Delta \text{操作前利益, 収益性, 規模, 負債, 年度, 産業}) + \varepsilon \quad (6)
 \end{aligned}$$

まず(6)式の第1項 (操作前配当余力) の係数の符号についてである。操作前配当余力が負値となった場合、減配の実施に対して強い抵抗感をいんでいる企業経営者は、配当余力が0以上になるよう、利益増加型の報告利益管理を行い、前期配当の維持が可能となる配当原資の捻出を行うと考えられる。すなわち操作前配当余力が負値になると、利益平準化のための裁量的会計発生高が増えるという関係があり、 a_1 の符号は負になることが期待される。

次に第2項 (減配実施ダミー) は、減配・無配実施企業を1、それ以外を0とするダミー変数である。有配企業に対して減配実施企業や無配企業については、配当財源の確保を目的とした報告利益管理のインセンティブを強くは有していないと考えられる。そのため、当該企業では利益平準化のための裁量的会計発生高が減少するという関係があり、 a_2 の符号は負になることが期待される。

そして第3項 (交差項) の係数の符号についてである。操作前配当余力が負値となった企業のうちでも、会社法配当規制を遵守し、配当維持をあきらめ減配を実施すると決めた企業においては、報告利益管理のインセンティブを強くは有していないと考えられる。すなわち減配予定の企業においては、利益平準化行動が抑制され、裁量的会計発生高が減少するという関係があり、 a_3 の交差項の符号は正になることが期待される。これが会社法配当規制の持つ利益平準化行動への抑制効果である。

この他に利益平準化行動に影響を及ぼすと考え

られる要因をコントロールするため、操作前利益変化額、収益性、企業規模、負債、年度、産業を示す変数を含めている。操作前利益変化額については、操作前利益変化額が負値（正值）、すなわち減益（増益）となると、利益平準化のための裁量的会計発生高が増加（減少）するという関係があることから、係数の符号は負になることが期待される。この事実は、國村・久保（2013）などこれまでの多くの実証研究においてすでに確認されている⁵⁾。

5. 分析結果

5.1. 基本統計量

表1は各変数の基本統計量を、表2は分析サンプルを配当動向・配当余力別に分割したものである。

表2(1)は、1株当たり年間配当金額(Dividend Per Share)に基づいて、当期の配当の支払い有無と前期配当水準額との比較から分類したもので

表1 基本統計量

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル
利益平準化尺度	0.5122	0.5105	0.2891	0.0063	1.0000	10,259
裁量的会計発生高	-0.0014	-0.0006	0.0356	-0.2785	0.3044	10,259
当期利益	0.0185	0.0179	0.0512	-0.7694	0.4795	10,259
分配可能額	0.2243	0.2002	0.2140	-2.2379	1.2027	10,259
配当余力	0.2191	0.1952	0.2119	-2.2379	1.1926	10,259
操作前配当余力	0.2181	0.1933	0.2121	-2.4644	1.0770	10,259

(注) 各変数は前期総資産で基準化している(利益平準化尺度は除く)。

表2 配当動向別での分類

(1) 配当動向別分類

	増配	配当維持		減配		合計
		有配	無配	有配	無配	
サンプル数	3,790	4,245	1,079	911	234	10,259
	(36.9%)	(41.4%)	(10.5%)	(8.9%)	(2.3%)	(100.0%)
利益平準化尺度	0.511	0.570	0.349	0.489	0.338	0.512

(2) 利益変化別分類

	増益		利益維持		減益		合計
	黒字	赤字	黒字	赤字	黒字	赤字	
サンプル数	5,613	336	5	0	2,976	1,329	10,259
	(54.7%)	(3.3%)	(0.0%)	(0.0%)	(29.0%)	(13.0%)	(100.0%)

(3) 平均値の差の検定

	有配維持・増配 企業群	減配・無配 企業群
サンプル数	8,035	2,224
利益平準化尺度	0.542	0.405
t値	(20.11 ***)	

(注) ***は1%で有意あることを示している。

ある。全体に占める有配企業は8,946企業・年(87.2%)にのぼっている。米国の有配企業割合が約2割から3割で推移していることと比較しても、わが国企業が配当支払いを重視していることがわかる。また、有配企業の中で最も多いのは配当維持企業であり、減配企業は最も少なく11.1%にとどまっている。一方で表2(2)の利益変化別の分類で示す減益企業数は41.9%も占めている。このことから、減配企業数は非常に少なく、企業経営者は減配の実施に対して強い抵抗感を抱いていることが示唆されている。本稿分析サンプルから観察される配当動向の特徴は、日米におけるこれまでの先行研究と整合したものとなっている。

表2(3)は、減配・無配企業群とその他の企業

群との利益平準化尺度について平均値の差の検定結果を示すものである。有配企業に対して、減配実施企業や無配企業については、配当財源の確保を目的とした報告利益管理のインセンティブを強くは有していないと考えられる。そのためこれらの企業では、利益平準化のための裁量的会計発生高が減少することが考えられる。検定結果からも、減配・無配企業群の利益平準化尺度は、その他の企業群と比べ統計的に有意に小さな値となっていることがわかる。

5.2. 多変量回帰モデルの検証

表3は、本稿の仮説の検証に用いる分析モデル(6)式についての推定結果である。分析1では仮

表3 多変量回帰分析の推定結果

	期待符号	分析1		分析2	
		係数	t値	係数	t値
定数項		0.6598 ***	(12.62)	0.6610 ***	(11.35)
操作前配当余力	(-)	-0.0445 **	(-2.38)	-0.0402 **	(-2.05)
減配・無配企業ダミー	(-)	-0.1708 ***	(-20.40)	-0.1713 ***	(-19.42)
D*操作前配当余力	(+)	0.2424 ***	(8.12)	0.2424 ***	(8.10)
操作前利益変化額	(-)			-0.0952 *	(-1.92)
当期利益	(+/-)			-0.0266	(-0.34)
総資産	(+/-)			-0.0002	(-0.07)
負債	(+/-)			-0.0001 **	(-2.37)
年度ダミー		yes		yes	
産業ダミー		yes		yes	
決定係数		0.052		0.053	
自由度修正済み決定係数		0.049		0.049	
F値		13.766		12.678	
確率(F値)		0.000		0.000	
サンプル		10,259		10,259	

(注) t値はWhite(1980)のロバスト検定結果を示す。***,**,*はそれぞれ1%,5%,10%で有意であることを示す。

説の検証に用いる主要な変数のみでの推定結果を、分析2では利益平準化行動に影響を及ぼすと考えられるその他の要因をコントロールした上での推定結果を示している⁶⁾。

まず、操作前配当余力の係数は、期待通り負値であり統計的に有意な結果を示している。これは、操作前配当余力が負値となった場合、減配の実施に対して強い抵抗感をいだいている企業経営者は、配当余力が0以上になるよう、利益平準化のための裁量的会計発生高を増加させ、前期配当の維持が可能となる配当原資の捻出を行っていることを示唆するものである。仮説1と整合的な結果である。

次に減配実施ダミーの係数も、期待通り負値であり統計的に有意な結果を示している。これは、有配企業に対して減配実施企業や無配企業については、配当財源の確保を目的とした報告利益管理のインセンティブを強くは有しておらず、利益平準化のための裁量的会計発生高が減少することを示唆する結果である。

そして交差項の係数についても、期待通り正値であり統計的に有意な結果を示している。これは、配当財源（分配可能額）が不足した企業のうち、会社法配当規制を遵守し、配当維持をあきらめ減配を実施すると決めた企業においては、利益平準化のための裁量的会計発生高が減少することを示唆する結果である。会社法配当規制が持つ利益平準化行動への抑制効果に関する仮説2と整合的な結果である。なお分析2に示すように、利益平準化行動に影響を及ぼすと考えられるその他の要因をコントロールした分析モデルの推定においても、係数は期待通りの値であり統計的に有意な結果が得られた。

6. おわりに

本稿では、國村(2014)で提起された検証仮説、すなわち「行き過ぎた利益調整は、広義の制度(enforcement)、つまり法律(law)や自己規律(self-disciplining)により抑制される」に基づき、配当行動の観点から利益平準化行動の抑制要因について仮説を提起し、我が国企業を対象に実証分析を行った。分析の結果、前期配当の維持に必要な配当財源が不足した企業では、安定配当を目的とした利益平準化行動を積極的に行っていることを示す結果が析出された。ただし配当財源が不足した企業のうちでも、会社法配当規制を遵守するために配当維持を諦め減配の実施を決定した企業においては、利益平準化行動が有意に減少することを示唆する結果が析出された。

米国では各州において異なる配当規制が規定されているのに対して、わが国会社法配当規制では、個々の企業の個別事情や各利害関係者間との個別の契約関係を考慮せず、一律すべての企業にその遵守が要求されるという点に特徴がある。会計基準の国際的収斂化が起きる中、わが国固有の会計制度が企業経営者の会計行動に与える影響を明らかにする研究は、ディスクロージャー制度のあり方に何らかの示唆を与えるものとなり得ることが期待されている。本研究の今後の展開としたい。

更に残された課題として、本稿では実体的裁量行動の分析は行われていない。これまでの先行研究では、企業経営者は固定資産の売却や販売費及び一般管理費の削減等を通して、配当財源の捻出を行っていることを示唆する証拠が析出されている。企業の志向する配当政策が、実体的裁量行動も含めた包括的な利益平準化行動に与える影響については、今後の研究課題として稿を改めて検証したい。

《注》

- 1) 報告利益管理の抑制要因に関しては、法の観点から検証したものにCohen et al. (2008) や市原 (2013) がある。Cohen et al. (2008) は、会計不正の防止・検出を目的としたSarbanes-Oxley Act成立後に、裁量的会計発生高が減少したことを、市原 (2013) では、わが国会社法における配当規制の緩和により、減配回避を目的とした裁量的会計行動が減少したことを検出している。
- 2) 分配可能額は、配当規制の改正を反映して年度毎に次の通りに算定している。
2000-2002年度：任意積立金+当期末処分利益-利益準備金要積立額-繰延資産超過額-自己株式-時価評価に伴う純資産増加額、2003-2006年度：その他資本剰余金+任意積立金+当期末処分利益-利益準備金要積立額-繰延資産超過額-自己株式-時価評価に伴う純資産増加額、2007年度：(3)式、なお臨時決算書作成日までに生じた剰余金変動事象の調整計算は、データの制約上含まれておらず、期末時点における分配可能額のみ計算している。
- 3) 産業分類は、東証業種分類(34業種)を基本にして、類似した業種をまとめ、20業種に分類している。回帰式の推定は、2000年度から2007年度までの各年度8期-20業種からなる全160ポートフォリオについて行っている。
各変数の定義は次のとおり。TA：会計発生高、CFO：営業活動によるキャッシュ・フロー=(当期利益+特別損失-特別利益)-TA、ADJREV：REV-REC、REV：売上高、REC：受取手形・売掛金+(一)流動資産から控除される貸倒引当金、PPE：償却対象有形固定資産+無形固定資産+投資不動産+繰延資産、A：総資産
- 4) 会計発生高は、短期発生高(運転資本発生項目)と長期発生高との合計であらわされることから、これらの個別項目を加減算し、さらにわが国独自の引当金項目等を加減して算定される。なお(5)式の左辺中にある各変数の定義は次のとおりである。
投資・財務活動に関する流動資産項目：有価証券+短期貸付金+自己株式+金銭の信託、投資・財務活動に関する流動負債項目：短期借入金+CP+一年内返済の長期借入金+一年内償還の社債・転換社債+設備関係支払手形+設備関係未払金、固定負債から控除される引当金：退職給付(与)引当金+役員退職慰労引当金+その他の長期性引当金、減価償却費実施額：有形固定資産、無形固定資産、投資その他の資産の普通償却実施額
- 5) 収益性(当期利益)については、Archibald (1967)、White (1970)によると、利益の変動は、収益性の低い企業ほど、資本コストや株価に重大な影響を及ぼすため、利益平準化とは負の関係性が析出される。しかし一方でCarlson and Bathala (1997)、Grant et al. (2009)では、収益性の高い企業ほど、利益平準化を行う手段を多く有しており、正の関係性が析出されている。
企業規模(総資産額の対数値)については、Moses (1987)、Beattie et al (1994)、Herrmann and Inoue (1996)、

Jung et al.(2012)によると、政治コストの観点から、企業規模と利益平準化とは正の関係性が析出される。しかし一方でAlbrecht and Richardson (1990)、Kwak and Lee (2008)では、政府・公衆によるモニター、訴訟コストの観点から、利益平準化とは負の関係性が析出されている。

負債(負債比率)については、Trueman and Titman (1988)により、経営者は債務不履行の確率を低め、負債コストを低く抑えたい動機を持つため、負債が多い企業は利益平準化を行うことが指摘されており、Carlson and Bathala(1997)、LaFond et al. (2007)、Jung et al. (2012)など米国企業を対象とした検証において正の関係を析出している。これに対して日本企業では、Kwak and Lee (2008)において、利益平準化とは負の関係性が析出され、銀行によるモニターが働いていることが指摘されている。産業効果(産業ダミー)については、Belkaoui and Picur (1984)、Ahmed et al. (2006)において、環境の不確実性・競争・製品の耐久性の程度等、産業の特性と利益平準化に関係性があることが析出されている。

- 6) 不均一分散に対処するため、ダミー変数、負債比率、総資産の対数値を除く各説明変数を前期総資産で基準化している。さらに回帰係数のt値は、White (1980)の方法によるロバスト検定結果を示している。また、多変量回帰分析におけるVIF (variance inflation factor) 値は、基準値の10を大きく下回っており、推定において多重共線性も重大な問題となっていない。

《参考文献》

- Ahmed, A., Lobo, G., Zhou, J., 2006. Job security and income smoothing: An empirical test of the Fudenberg and Tirole (1995) Model. Working Paper.
- Albrecht, W. D., Richardson, F. M., 1990. Income smoothing by economy sector. *Journal of Business Finance & Accounting* 17, 713-730.
- Archibald, T. R., 1967. The return to straight-line depreciation: An analysis of a change in accounting method. *Journal of Accounting Research* 5, 164-180.
- Beattie, V., Brown, S., Ewers, D., John, B., Manson, S., Thomas, D., Turner, M., 1994. Extraordinary items and income smoothing: A positive accounting approach. *Journal of Business Finance & Accounting* 21, 791-811.
- Beidleman, C. R., 1973. Income smoothing: The role of management. *The Accounting Review* 48, 653-667.
- Belkaoui, A., Picur, R., 1984. The smoothing of income numbers: Some empirical evidence on systematic differences between core and periphery industrial sectors. *Journal of Business Finance & Accounting* 11, 527-545.
- Brav, A., Graham, J. R., Harvey, C. R., Michaely, R., 2005. Payout policy in the 21st century. *Journal of Financial Economics* 77, 483-527.

- Carlson, S. J., Bathala, C. T., 1997. Ownership differences and firms' income smoothing behavior. *Journal of Business Finance & Accounting* 24, 179-196.
- Cohen, D. A., Dey, A., Lys, T. Z., 2008. Real and accrual-based earnings management in the pre-and post- Sarbanes Oxley Periods. *The Accounting Review* 83, 757-787.
- Daniel, N. D., Denis, D. J., Naveen, L., 2008. Do firms manage earnings to meet dividend thresholds? *Journal of Accounting and Economics* 45, 2-26.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., Skinner, D. J., 2008. Corporate payout policy. *Foundations and Trends in Finance* 3, 95-287.
- DeFond, M. L., Park, C. W., 2001. The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprises. *The Accounting Review* 76, 375-404.
- Gassen, J., Fülbier, R. U., Sellhorn, T., 2006. International differences in conditional conservatism - The role of unconditional conservatism and income smoothing. *European Accounting Review* 15, 527-564.
- Gordon, M. J., 1964. Postulates, principles and research in accounting. *The Accounting Review* 39, 251-263.
- Grant, J., Markarian, G., Parbonetti, A., 2009. CEO risk-related incentives and income smoothing. *Contemporary Accounting Research* 26, 1029-1065.
- Hepworth, S. R., 1953. Smoothing periodic income. *The Accounting Review* 28, 32-39.
- Herrmann, D., Inoue, T., 1996. Income smoothing and incentives by operating condition: An empirical test using depreciation changes in Japan. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 5, 161-177.
- Hunt, A., Moyer, S. E., Shevlin, T., 2000. Earnings volatility, earnings management, and equity value. Working Paper.
- 市原啓善, 2013. 「減配回避を目的とした報告利益管理行動と配当規制の改正」『年報経営ディスクロージャー研究』第12巻, 19-34.
- 石川博行, 2007. 「配当政策の実証分析」, 中央経済社.
- Jung, B., Soderstrom, N., Yang, Y. S., 2012. Earnings smoothing activities of firms to manage credit ratings. *Contemporary Accounting Research* 30, 645-676.
- Kalay, A., 1982. Stockholder-bondholder conflict and dividend constraints. *Journal of Financial Economics* 10, 211-233.
- Kasanen, E., Kinnunen, J., Niskanen, J., 1996. Dividend-based earnings management: Empirical evidence from Finland. *Journal of Accounting and Economics* 22, 283-312.
- Kasznik, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- 國村道雄, 2014. 「国際的視座からの会計と企業行動：伊藤・中野(2014)を読んで」『日本ディスクロージャー研究学会第9回研究大会特別講演報告資料』.
- 國村道雄・久保暢, 2013. 「わが国における経営者業績予想の改訂について」『彦根論叢』第395号, 34-46.
- Kwak, W., Ho-Young, L., 2008. Income smoothing using reserve accounts by Japanese companies. *Journal of Applied Business Research* 24, 43-54.
- LaFond, R., Lang, M. H., Skaife, H. A., 2007. Earnings smoothing, governance and liquidity: International evidence. Working Paper.
- Liu, N., Espahbodi, R., 2014. Does dividend policy drive earnings smoothing? *Accounting Horizons* 28, 501-528.
- Moses, O. D., 1987. Income smoothing and incentives: Empirical tests using accounting changes. *The Accounting Review* 62, 358-377.
- 中村亮介, 2011. 「融資契約における財務制限条項抵触企業の会計行動」『會計』第179巻第4号, 567-579.
- Skinner, D. J., Soltes, E., 2011. What do dividends tell us about earnings quality? *Review of Accounting Studies* 16, 1-28.
- 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』第46巻第5号, 51-69.
- Takasu, Y., Nakano, M., 2012. What do smoothed earnings tell us about the future? *The Japanese Accounting Review* 2, 1-32.
- 富田知嗣, 2004. 「利益平準化のメカニズム」, 中央経済社.
- Trueman, B., Titman, S., 1988. An explanation for accounting income smoothing. *Journal of Accounting Research* 26, 127-139.
- Tucker, J. W., Zarowin, P. A., 2006. Does income smoothing improve earnings informativeness? *The Accounting Review* 81, 251-270.
- Watts, R., Zimmerman, J. L., 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall, Inc.
- White, G. E., 1970. Discretionary accounting decisions and income Normalization. *Journal of Accounting Research* 8, 260-273.
- White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.
- 付記
 本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。

群衆的予想改訂による利益平準化効果の抑制

Herding behavior of management forecast revisions and restraint of natural smoothing

山田 哲 弘(中央大学)
Akihiro Yamada (Chuo University)

論文要旨

会計プロセスに組み込まれた利益の平準化効果は natural smoothing とよばれており、会計利益の有用性を高める性質として注目されてきた。しかし、利益の平準化効果は常に生じるわけではなく、短期的な利益調整による発生高の反転によって妨げられる可能性がある。そこで本稿では、利益平準化効果が抑制される要因について、日本企業の特徴的な現象である群衆行動（群衆的予想改訂行動）に注目し分析する。分析では直前に予想改訂を行った同業他社との予想改訂の程度の差異から群衆的予想改訂行動を行う企業群とそれ以外の企業群に区分した。また利益平準化の抑制の程度を計測するために、Dechow and Dichev (2002) のモデルに依拠して会計プロセスによって自然に平準化される目標利益を設定し、部分調整モデルを用いてそれぞれの企業群が目標利益を到達する速度を計測した。分析の結果、群衆的予想改訂を行う企業では、そうではない企業に比べて利益平準化効果が大きく抑制されていることが明らかとなった。

Summary

Variations of accounting incomes become smaller than the cash flows, because accounting processes adjust the recognition of cash flows over periods. The feature of this accounting process called "natural smoothing", it improves the usefulness of accounting information. However, temporary earnings managements may be interfering with natural smoothing. In this paper investigates the factor of interfering with natural smoothing by focusing herding behavior which is a feature of Japanese firms. Herding forecasts revisions are distinguished by the difference with rivals' forecasts revisions. To measure the degree of interfering with natural smoothing, I setting target income which estimated by Dechow and Dichev (2002) model, and then I estimate adjustment rates by using the partial adjustment model. The results indicate that herding forecasts revisions firms more interfere with natural smoothing than other firms.

1. はじめに

発生主義に基づく会計利益の計算は、発生高によってその損益の期間配分を行うことで、キャッシュフローに対する利益の変動を小さくする効果を持つ。このように会計処理の過程で自然に生じる利益の平準化効果は natural smoothing とよばれており (Eckel 1981)、キャッシュフローと比べて時系列的な変動が小さい会計利益は、将来キ

ャッシュフローの予想の正確性を高め、会計利益の質や有用性を向上させる性質として注目されてきた。(Dechow et al. 1998, Dechow and Dichev 2002, Goel and Thakor 2003)

本稿では、会計処理のプロセスに組み込まれた利益の平準化効果を抑制する要因について、企業間の関係に注目して分析する。既述のように、会計プロセスによって生じる利益の平準化効果は、複数期間にわたる利益の時系列的な推移の変動を

謝辞：本稿は、日本ディスクロージャー研究学会の特別プロジェクト「日本企業のディスクロージャーにおける利益の平準化とその抑制」による研究成果をまとめたものです。このような研究機会を頂いた関係者の皆様、特に、國村道雄先生、吉田和生先生に感謝いたします。もちろん、本稿に含まれる内容・表現等あり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すものです。なお、本研究はJSPS科研費16K17215の助成を受けています。

連絡先：山田 哲弘 〒192-0393 東京都八王子市東中野742-1
電話：042-674-3511、E-Mail：yamada@tamacc.chuo-u.ac.jp

小さくする。ただし、このような会計プロセスの性質は常に働くわけではないと考えられる。たとえばDechow et al. (2012)は、裁量的発生高による利益調整が行われた場合、裁量的発生高の反転は非裁量的発生高の反転よりも短期的に生じることを指摘している。このため、経営者が長期的な利益の推移を考慮せず、たとえば経営者が完全にコントロールすることが困難な目標利益に向かって短期的な利益調整を行った場合には、裁量的発生高の反転によって利益の変動が大きくなり、会計プロセスに備わっている利益の平準化効果は十分に機能しない可能性がある。

このような利益平準化効果の抑制要因として本稿が注目するのが群衆的な予想改訂行動である。日本企業では経営者の報酬契約において同業他社を考慮する契約が結ばれることがあり、また、経営戦略策定において同業他社の動向を意識していることが指摘されている(浅羽 2002)。この点、利益調整や予想利益の改訂といった経営者の会計行動に関してもライバル企業の動向との関係について着目した研究が進められている(須田・花枝 2008、Yamaguchi 2014、Yamada 2015)。このような同業他社を意識した利益目標は、損失回避や減益回避などとは異なり、同業他社の動向によってその値が変化する。もし、同業他社を意識した予想利益の改訂を行い、その変動する予想利益を達成するための利益調整に迫られるとすれば(國村・久保 2013)、会計プロセスに備わっている利益平準化効果が抑制される可能性がある。そこで、本稿では同業他社に追随するような群衆的な予想改訂を行う企業群と同業他社とは異なる大胆な予想改訂を行う企業群について、それぞれの企業群が $t-1$ 期に計上した当期利益を正常な会計プロセスによる平準化された t 期の当期利益にどれだけ近づけることができるかという調整速度を推定することで、利益平準化効果の抑制要因につ

いて分析する。

分析にあたり、本稿では正常な会計プロセスによって計算される平準化された利益をDechow and Dichev (2002)に依拠して推計し、部分調整モデルを用いて、正常な会計プロセスによって計算される平準化された利益と実際の利益を比較する。また、群衆的な予想改訂(大胆な予想改訂)はYamada (2015)と同様に、直前に予想改訂を行った同業他社の平均値との差によって求める。

分析の結果、同業他社と比較して大胆な予想改訂を行う企業ほど、実際に報告される利益が正常な会計プロセスによって計算される平準化された利益に近いことが明らかになった。この結果は、業績や期間、利益の質に影響するその他要因を考慮した場合にも同様であり、群衆的な予想改訂によって会計プロセスの利益平準化効果が抑制されることを示唆している。

なお、本稿の構成は次のとおりである。第2章では先行研究と本稿の検証課題が示される。第3章では分析方法が示され、第4章ではその分析結果がまとめられる。本稿のインプリケーションは第5章にまとめられる。

2. 先行研究と検証課題

2.1. 利益平準化と正常な会計プロセス

Eckel (1981)によれば、利益の平準化には、経営者の意図的な利益調整による平準化行動(intentional smoothing)と会計処理のプロセスに組み込まれた利益の平準化効果(natural smoothing)の2つがある。

経営者の意図的な利益調整による利益平準化行動(intentional smoothing)は、複数期間の企業利益の変動を減少させるような利益調整行動として考えられており、調整前利益と調整後利益の変動を比較することで分析されてきた(矢内

2013)。経営者による意図的な利益平準化は、Riahi-Belkaoui (2004) や Ronen and Yaari (2008)、矢内 (2013) によれば、資本市場への情報提供・資本コストに関するインセンティブ（たとえば Tucker and Zarowin 2006, Takasu and Nakano 2012）、報酬契約などのエイジェンシー関係から生じるインセンティブ（たとえば Moses 1987）、そして税制などの規制から生じるインセンティブ（たとえば Herrman and Inoue 1996）によって生じると考えられている。このように意図的な利益平準化行動は、将来の業績に関する情報を現在の利益に認識することで、市場に将来情報を与えるというベネフィット（Sankar and Subramanyan 2001、Tucker and Zarowin 2006, Takasu and Nakano 2012）や、シグナルとして利益の平準化が有効である（Chaney and Lewis 1995）といった情報開示の視点で良い面があることが指摘される一方で、シグナル等の市場への情報提供とは関係なく、将来の利益目標を容易に達成するため、あるいは節税行動や報酬最大化の手段として利益平準化が利用されるといった経営者の機会主義的側面が指摘されることもある（Ronen and Yaari 2008、矢内2013）。

一方、会計処理のプロセスには、発生高によってキャッシュフローの認識のタイミングが調整される、利益の平準化効果（natural smoothing）が備わっているとされ、利益の質を高める会計処理の仕組みとして研究が進められてきた。たとえば、Young (1999) は、会計処理では収益費用対応の原則により、発生高によってキャッシュフローの認識が期間配分されるため、本来であれば当該期間の非裁量的発生高とキャッシュフローに負の相関があり、利益が平準化される点について指摘しており、実際に様々なモデルで推定された裁量的発生高がキャッシュフローに対する負の推定誤差を有することを析出している。また、

Dechow and Dichev (2002) はキャッシュフローが会計利益に認識されるタイミングを3期間に区分し会計プロセスをモデル化することで、利益の質について議論している。Dechow and Dichev (2002) のモデルは、発生高がキャッシュフローの認識を期間配分するため、正常な会計プロセスに基づき計算されるt期の利益が複数期間のキャッシュフローの移動平均となることを示しており、発生高の質が高い企業の利益ほど、変動性が小さく、持続性が高いことを析出している。これらの会計プロセスの利益平準化効果について、Goel and Thakor (2003) はモデル分析の結果、利益の変動が小さくなるほど証券の流動性が高まるため、株価が大きくなることを理論的に明らかにしている。また、Dechow et al. (1998) はキャッシュフローを将来キャッシュフローの予想に用いる場合に比べて、発生高を含む利益を将来キャッシュフローの予想に用いるほうが、予想誤差が少ないことを明らかにしている。

それでは会計プロセスの利益平準化効果はどのような場合に抑制されるのだろうか。会計処理の利益平準化効果は、利益調整や利益調整としての利益平準化行動と必ずしも矛盾するわけではない。たとえば、山口 (2009) や首藤 (2013) が指摘しているように、実体的な利益調整は長期間にわたるキャッシュフローに影響を与えるため、その影響が長期間にわたって持続することがある。実際に Bartov (1993) は固定資産の売却が利益の平準化に用いられていることを析出している。

これに対して、発生高には反転する性質があるため（accrual reversal）¹⁾、発生高が利益調整に用いられた場合には利益の変動性が大きくなる、すなわち利益平準化効果が抑制される可能性がある。たとえば、DeFond and Park (2001) は Jones モデルによって求めた裁量的発生高は反転する傾向があるとの予想から裁量的発生高を多く

含む利益と株価の関係を分析しており、裁量的発生高の大きな企業の利益反応係数は小さいことを析出している。また、Moehrle (2002) はリストラによって生じた発生高の反転について手作業で収集したデータを基に分析しており、アナリスト予想利益の達成や減益・損失回避のために発生高の反転が利用されていることを明らかにしている。Baber et al. (2011) では発生高の時系列性に注目したモデルを構築しており、発生高の反転を過去の利益調整によって説明している。さらに、Dechow et al. (2012) では、非裁量的発生高に比べて裁量的発生高は反転しやすい傾向があり、利益調整の分析に反転に関する変数を用いることを提案している。Allen et al. (2013) は発生高の反転についてさらに詳しく調査しており、発生高を構成する要素の将来利益に対する持続性は、将来の成長性やキャッシュフローの変化とは関係しない、発生高の推定誤差 (accrual estimation error) がもっとも小さいことを明らかにしている。これらの結果は、会計プロセスの利益平準化効果が将来の業績を考慮しない“場当たりの”会計的利益調整によって抑制される可能性があることを示唆している。

本稿では、このような利益平準化効果 (natural smoothing) を抑制する利益調整の要因として群衆的な予想改訂行動に注目する。先行研究では、利益平準化効果が利益の質を高めるなどの結果が明らかにされているが、どのような場合に、どの程度、利益平準化効果が抑制されるのかは明らかにされていない。また、企業の会計情報は国・地域の会計実務や背景となる文化的な要素によって異なることが指摘されており (Gray 1988)、利益調整としての利益平準化行動についてもたとえば日本とアメリカではその程度が異なることが指摘されている (Nagy and Neal 2001)。

2.2. 群衆的予想改訂と検証課題

個々企業の意思決定は、他の企業の意思決定に影響されうる。このように個別のエージェント間の相互作用によって生じる同質的な行動を「群衆行動 (herding)」という (Hirshleifer and Teoh 2003)。群衆行動の核となる理論には、ライバル企業を観察することで生じる「情報連鎖」による群衆行動 (informational herding) と、ライバル企業と同様の評価を得ようとすることで生じる「評判」による群衆行動 (reputational herding) がある (Banerjee 1992、Bikhchandani et al. 1992、1998、Scharfstein and Stein 1990)²⁾。

情報連鎖の理論は、Banerjee (1992) や Bikhchandani et al. (1992, 1998) によって提示された。この理論では、企業は他の企業の行動を観察することで、順番に意思決定を行う。まず、最初に行動する企業はリスクがある意思決定について、プライベートなシグナルを受取り、そのシグナルにしたがって意思決定を行う。その後が続いて意思決定を行う企業は、先に意思決定を行った企業の行動から得られる情報と自身が受取るプライベートなシグナルによって意思決定を行う。仮に後から意思決定を行う企業が、先の企業の行動からえられる情報と自身のプライベートなシグナルに同じウエイトをおくとき、順番が後の企業になればなるほど自身のプライベートなシグナルのウエイトが小さくなり、結果として先の企業と同じ行動をとるようになる。

評判に基づく理論は、Scharfstein and Stein (1990) によって提唱された。この理論の特徴は、経営者への報酬が、経営者の行動の結果ではなく、経営者の評判に基づいているという点である。ここで、優れた経営者とそうではない経営者の2つのタイプのエージェントが存在するとする。優れた経営者は意思決定に有用なシグナルを受取ることができるが、そうではない経営者はノイズしか

受取ることができない。しかし、不確実性が存在する世界では優れた経営者も結果として誤った情報を受取ることがあるため、経営者の意思決定だけを観察しても、市場は彼らが優れた経営者か否かを評価することが出来ない。したがって市場はある経営者が優れた経営者か否かを評価するために、彼らの行動を比較することになる。結果として、経営者は自身が受取ったシグナルを無視して、他者の行動を模倣することで優れた経営者であるかのように見せることができる。このような2つの群衆行動の理論に代表される企業の予想開示行動は、米国においてBrown et al. (2006) やTse and Tucker (2010) によって分析されており、ライバル企業の予想開示が経営者の予想開示のタイミングに影響していることが析出されている。

群衆行動の視点は、日本企業の分析においても重要であることが指摘されている (Abeglen and Stalk 1985、浅羽2002)。特に、日本企業では経営者報酬契約の中にライバルの動向が考慮されていることがある。具体的には、トヨタ自動車の取締役の賞与について「毎年の連結営業利益をベースとし、配当、従業員の賞与水準、他社の動向、および中長期業績や過去の支給実績などを総合的に勘案の上、検討しています。」(トヨタ自動車 2015) とされており、資生堂でも役員の報酬は「報酬額の水準については、国内外の同業または同規模の他企業と比較のうえ、当社の業績に見合った水準を設定」するとしている (資生堂 2015)。このように日本企業では同業他社の動向が役員の報酬に影響しているため、会計行動に関してもライバル企業の動向の影響を受ける可能性がある。この点、Yamaguchi (2014) は、日本企業における同業種平均値をベンチマークとする利益調整行動の存在を明らかにしている。また Yamada (2015) は、経営者の予想改訂の程度が同業他社の改訂の程度の影響を受けていることを

析出している。

企業が群衆的な利益目標の変更を行う場合には、他社の予想利益を模倣するため、経営者は自身の経営目標を無視した予想利益の公表を行うことになる。國村・久保 (2013) が示すように、自社の経営状態に合わせた予想改訂を十分に行わなかった企業では、予想利益の達成を目的とした長期的な目標を考慮しない会計的利益調整が行われる可能性があり、会計プロセスの利益平準化効果は抑制されるかもしれない。そこで本稿では次のような検証課題を提起し、分析を行うこととする。

RQ :

群衆的な予想利益改訂を行う企業の利益は、その他の企業の利益に比べて、正常な会計プロセスから計算される平準化された利益への調整速度が遅くなる。

3. 分析方法

3.1. 群衆的予想改訂の程度

Yamada (2015) に依拠して、まず次のように個々の企業の当期利益予想の改訂 (REVISION) を計算する。

$$REVISION_{i,t,q} = \frac{(MF_{i,t,q} - MF_{i,t,q-1})}{abs(MF_{i,t,q-1})} \quad (1)$$

ここで、 $MF_{i,t,q}$ は企業 i が t 期に q 回目に公表した会社発表予想当期利益を表している。 $abs(MF)$ は MF の絶対値である。ただし、1 回目の予想改訂 $REVISION_{i,t,1}$ については、前期の当期利益実績値との差を計算している。なお、予想改訂を表す 1 式の分母について、予想改訂を計算する際には、期首総資産や株式時価総額などが用いられることが多い (たとえば Kato et al. 2009)。しかし、企業は個々に利益目標を定めて

いるため、これらのデフレーターは予想利益の水準が異なる企業間の予想改訂の観察に適さない。少なくとも企業間の改訂幅の比較を行うためには、予想利益の水準を基準化し改訂の大きさを測る必要があると考えられる。このため本稿では Yamada (2015) と同様に、分母を予想改訂前の予想値の絶対値としている。

企業 i の t 期における q 回目の予想改訂の目標値となりうる群衆的予想改訂（改訂の目標値となる同業他社の平均的当期利益予想改訂：HERD）は次のように計算する。

$$HERD_{i,t,q} = \frac{\sum_{n=1}^N REVISION_{n,t,s-1}}{N_{j,t,s-1}} \quad (2)$$

HERDの計算にあたって、同業他社を特定するために、本稿では東京証券取引所の業種分類と日経業種分類（中分類）を用いる。Nは、企業 i と同業種に属する企業のうち、 t 期の同じ日に当期利益の予想を公表した企業の数を表している。また、サブスクリプトの s は企業 i と同業種に属する企業が t 期に行った当期利益予想改訂の順序を表している。たとえば企業 A と企業 B が同じ日

に当期利益予想改訂を行った場合、これらの企業には同じ順序コード s が付される。図 1 は HERD の計算についてまとめている。

次に、企業 i の群衆的な予想改訂の程度を測るために、企業 i の当期利益予想改訂 (REVISION) と直前に行われた同業他社の予想改訂の平均値 (HERD) の差を大胆な予想の程度 (BOLD) としてあらわす。なお、abs は絶対値を示す。

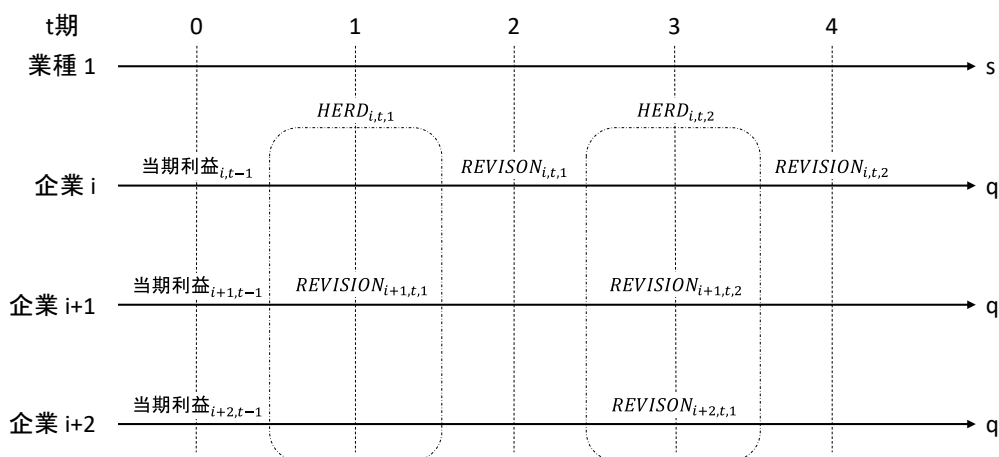
$$BOLD_{i,t,q} = abs(REVISION_{i,t,q} - HERD_{i,t,q}) \quad (3)$$

企業 i の t 期における BOLD の平均値 (AVE_BOLD) を、企業 i の t 期における群衆的な予想の程度として扱う。なお、 Q は企業 i が t 期に行った予想改訂の回数を表す。

$$AVE_BOLD_{i,t} = \frac{\sum_{q=1}^Q BOLD_{i,t,q}}{Q_{i,t}} \quad (4)$$

AVE_BOLD が小さな企業ほど群衆的な予想改訂を行う企業と考えられ、逆に AVE_BOLD が大きな企業ほど独自の予想改訂を行う企業と考えられる。なお、分析では、AVE_BOLD が中央値より小さな企業 - 年 と大きな企業 - 年のグループに

図 1 HERDの計算



Yamada (2015) の Figure 1 を参考に一部修正。

分類することで群衆的な予想改訂を行う企業群と大胆な予想改訂を行う企業群を区分する。

3.2. 正常な会計プロセスによる利益

Dechow and Dichev (2002) に依拠して正常な会計プロセスによる平準化された利益について次のように推計する³⁾。まず、ある企業の3期間の経営活動を考えた場合、t期におけるキャッシュフロー（CF）は、t-1期の利益計算に認識されるキャッシュフロー（CF^{t-1}）、t期の利益計算に認識されるキャッシュフロー（CF^t）、t+1期の利益計算に認識されるキャッシュフロー（CF^{t+1}）からなっている。

$$CF_t = CF_t^{t-1} + CF_t^t + CF_t^{t+1} \quad (5)$$

また、t期の発生高（ACC）は、複数期間のキャッシュフローの認識のタイミングをシフトさせ、調整する機能を持つため、3期間の経営を考えた場合には次のように表すことができる。

$$ACC_t = CF_{t-1}^t - (CF_t^{t+1} + CF_t^{t-1}) + CF_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t - \varepsilon_t^{t-1} \quad (6)$$

ε は発生高の見積もり誤差を表している。また各変数のサブスクリプトは当該変数が生じる期をあらわしており、スーパースクリプトは当該変数が発生高に認識される期をあらわしている。

t期の利益がキャッシュフローと発生高の和であると考え、Dechow and Dichev (2002)のモデルからt期の利益（E）は次のようにあらわすことができる。

$$E_t = CF_{t-1}^t + CF_t^t + CF_{t+1}^t + \varepsilon_{t+1}^t - \varepsilon_t^{t-1} \quad (7)$$

正常な会計プロセスに基づき計算される利益は、複数期間のキャッシュフローを移動平均した値になっていることがわかる。

上記の議論から、企業iの正常な会計プロセス

に基づきキャッシュフローを平準化した利益（E*）は下記の式の推定値として表される。

$$E_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 CFO_{i,t+1} + \varepsilon \quad (8)$$

Eは当該企業の当期利益であり、CFOは営業キャッシュフローをあらわす。(8)式から推定されるE*はt-1期、t期、t+1期のCFOと正の関係があると考えられる。

3.3. 検証モデル

会計プロセスによってキャッシュフローを平準化した利益（E*）に対して、実際の利益（E）をどの程度近づけているかを観察するために、本稿では部分調整モデルを用いる⁴⁾。

$$(E_{i,t} - E_{i,t-1}) = \lambda (E_{i,t}^* - E_{i,t-1}); 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (9)$$

(E_{it}^{*} - E_{it-1})は、t-1期の利益から目標となるE*を達成するために期待される利益の変化を表している。もちろん、短期的な利益調整を行った場合など、すべての企業が実際の利益EをE*へと近づけられるわけではない。λは目標利益までの調整速度を表す係数であり、0から1までの値をとる。λ=1の場合には、目標利益に即座に調整していることを表しており、λ=0の場合には、E_{it} = E_{it-1}となるため会計プロセスの利益平準化効果が全く機能していないことを示している⁵⁾。

ここで(8)式を(9)式に代入して整理すると次の式がえられる。

$$E_{i,t} = \lambda \alpha_0 + \lambda \alpha_1 CFO_{i,t-1} + \lambda \alpha_2 CFO_{i,t} + \lambda \alpha_3 CFO_{i,t+1} + (1 - \lambda) E_{i,t-1} + \lambda \varepsilon \quad (10)$$

(10)式に群衆的な予想改訂を積極的に行う企業群とそうではない企業群を識別するダミー変数(DBOLD)による交差項を加えて整理すると、次の回帰式がえられる。

$$\begin{aligned}
 E_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} \\
 & + \beta_4 E_{i,t-1} + \beta_5 DBOLD_{i,t} \\
 & + \beta_6 DBOLD_{i,t} * CFO_{i,t-1} + \beta_7 DBOLD_{i,t} * CFO_{i,t} \\
 & + \beta_8 DBOLD_{i,t} * CFO_{i,t+1} \\
 & + \beta_9 DBOLD_{i,t} * E_{i,t-1} + \gamma + \eta + \mu \quad (11)
 \end{aligned}$$

サブスクリプトの*i*は企業、*t*は事業年を表しており、各変数の定義は次のとおりである。

E： 当期利益/期首総資産
 CFO： 営業キャッシュフロー/期首総資産
 DBOLD： AVE_BOLDが中央値よりも大きければ1、その他を0とするダミー変数

また、 γ は業種ダミー、 η は年次ダミー、 μ は誤差項を示している。なお、(11)式は企業-年をプールしたOLSにより推定する⁶⁾。

部分調整モデルの仮定より β_4 は0から1までの値をとると予想される。群衆的な予想改訂を行う企業では、短期的に利益の目標となる値が変化するため、会計的な利益調整が行われ、平準化された目標利益(E*)に近づけることが困難になると考えられる。このため仮説より、 β_9 は負値となると考えられる。また(7)式より、 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ の予想符号はすべて正值である。

3.4. サンプルの選択

本稿で用いるデータはすべて連結財務諸表に関する値を用いており、Nikkei NEEDs Financial Questより収集した。本稿の分析

対象となるサンプルの選択基準は以下のとおりである。

1. 2010年から2014年の5年間のデータであること
2. 東京証券取引所の1部市場に上場する一般事
業会社であること
3. 決算日の変更が無く12ヶ月決算であること
4. 分析に必要な変数が欠損していないこと

上記の企業-年から、平均値±3標準偏差を超える値をはずれ値として処理した後に残る最終的なサンプルは7532企業-年となった。

表1 サンプルの業種分類

東証業種分類 (TIC)		n	日経業種分類 (NIC)		n
水産・農林業	50	17	水産	235	17
鉱業	1050	27	鉱業	237	27
建設業	2050	462	建設	241	456
食料品	3050	331	食品	101	327
繊維製品	3100	174	繊維	103	151
パルプ・紙	3150	49	パルプ・紙	105	49
化学	3200	609	化学	107	584
医薬品	3250	178	医薬品	109	178
石油・石炭製品	3300	44	石油	111	40
ゴム製品	3350	50	ゴム	113	55
ガラス・土石製品	3400	156	窯業	115	156
鉄鋼	3450	141	鉄鋼	117	141
非鉄金属	3500	111	非鉄金属製品	119	284
金属製品	3550	166			
機械	3600	582	機械	121	574
電気機器	3650	723	電気機器	123	723
輸送用機器	3700	308	造船	125	16
			自動車	127	257
			輸送用機器	129	37
精密機器	3750	131	精密機器	131	135
その他製品	3800	228	その他製造	133	241
電気・ガス業	4050	76	電力	267	42
			ガス	269	34
陸運業	5050	181	鉄道・バス	255	105
			陸運	257	80
海運業	5100	36	海運	259	35
空運業	5150	12	空運	261	12
倉庫・輸送関連業	5200	100	倉庫	263	97
情報・通信業	5250	508	通信	265	76
卸売業	6050	700	商社	243	730
小売業	6100	746	小売業	245	589
不動産業	8050	193	不動産	253	193
サービス業	9050	493	サービス	271	1091
全体		7532	全体		7532

4. 分析結果

4.1. 記述統計と相関係数

表2のパネルAは各変数の記述統計をまとめている。t期の当期利益(E)の平均値(中央値)は0.031(0.028)であり、t-1期からt+1期までの営業キャッシュフローの平均値よりも低い。これは薄井(2015)などの傾向と同様であり、減価償却費や引当金の影響で発生高の平均値が負値となるためと考えられる。また、他の要因としては、特別損失の影響が考えられる。本稿では東日本大震災の影響を受ける期間が含まれるため、震災による減損損失やその他の特別損失が影響している可能性もある。この点については、追加検証で主な分析への影響を確認する。

本研究で群衆的予想改訂行動の程度を示すAVE BOLD(TIC)(AVE BOLD(NIC))の中央値は0.341(0.325)となっている。ここから、多くの企業では直前に予想改訂を行った企業群と比較して30~35%程度乖離した予想改訂が行われることがわかる。また、AVE BOLD(TIC)(AVE

BOLD(NIC))の最小値はゼロであることから、1年を通して直前に行われた同業他社の予想改訂幅と全く同じ改訂を行っている企業もあることがわかる。なお本稿では、中央値の値から、直前に行われた東京証券取引所業種分類(日経業種分類)の同業他社の予想改訂と比べて自社の予想改訂が約34%(33%)以上異なる場合に大胆な予想改訂を行った企業(DBOLD=1)、それ以下では群衆的な予想改訂を行った企業(DBOLD=0)に分類される。

表2のパネルBは各変数の相関係数がまとめられている。(7)式から予想されるように、t期の当期利益(E)とt-1期からt+1期の営業キャッシュフロー(CFO)には、それぞれ0.434、0.518、0.387と正の相関関係が観察される。ここから会計処理のプロセスによって、会計利益はキャッシュフローを移動平均するように推移し、キャッシュフローに対して会計利益の変動を小さくする標準化効果があることがわかる。

東京証券取引所の業種分類によって群衆的予想改訂を判別するDBOLD(TIC)は、当期利益や営

表2 記述統計と相関係数

Panel A	平均値	標準偏差	最小値	下位5%	中央値	上位5%	最大値
[1] E(t)	0.031	0.039	-0.209	-0.025	0.028	0.096	0.208
[2] CFO(t-1)	0.068	0.059	-0.391	-0.019	0.065	0.166	0.487
[3] CFO(t)	0.069	0.055	-0.272	-0.016	0.067	0.163	0.289
[4] CFO(t+1)	0.067	0.054	-0.272	-0.017	0.065	0.159	0.285
[5] E(t-1)	0.025	0.051	-0.474	-0.045	0.023	0.091	1.938
[6] AVE BOLD(TIC)	0.710	1.103	0.000	0.051	0.341	2.653	10.721
[7] AVE BOLD(NIC)	0.704	1.133	0.000	0.045	0.325	2.744	10.742

Panel B	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
[1] E(t)	1.000	0.434	0.518	0.387	0.554	-0.271	-0.301
[2] CFO(t-1)		1.000	0.358	0.389	0.427	-0.131	-0.156
[3] CFO(t)			1.000	0.418	0.296	-0.126	-0.128
[4] CFO(t+1)				1.000	0.277	-0.092	-0.113
[5] E(t-1)					1.000	-0.199	-0.223
[6] AVE BOLD(TIC)						1.000	0.910
[7] AVE BOLD(NIC)							1.000

観測数：7532 企業-年。

表3 群衆的予想企業と大胆予想企業の比較

	DBOLD(TIC) = 1		DBOLD(TIC) = 0		平均値の差	t値
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差		
E(t)	0.021	0.042	0.042	0.032	-0.021	-24.675***
CFO(t-1)	0.058	0.059	0.077	0.059	-0.019	-13.759***
CFO(t)	0.063	0.055	0.075	0.054	-0.013	-10.134***
CFO(t+1)	0.062	0.056	0.072	0.053	-0.011	-8.408***
E(t-1)	0.012	0.059	0.038	0.039	-0.026	-22.665***
obs.	3766		3766			

	DBOLD(NIC) = 1		DBOLD(NIC) = 0		平均値の差	t値
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差		
E(t)	0.019	0.041	0.043	0.033	-0.024	-27.974***
CFO(t-1)	0.056	0.058	0.079	0.059	-0.023	-16.990***
CFO(t)	0.061	0.054	0.077	0.054	-0.015	-12.157***
CFO(t+1)	0.060	0.054	0.074	0.054	-0.014	-11.387***
E(t-1)	0.010	0.058	0.040	0.038	-0.030	-26.418***
obs.	3766		3766			

業キャッシュフローと負の相関関係が観察される。この傾向は日経業種分類を用いた場合（DBOLD(NIC)）でも同様である。表3は、DBOLDが0となる群衆的な業績予想改訂を行った企業-年と、DBOLDが1となる大胆な予想改訂を行った企業-年の業績を比較している。ここからも、当期利益（E）や営業キャッシュフロー（CFO）の平均値は、大胆な予想改訂を行った企業ほど小さいことがわかる。BOLDの計算の基礎となる予想改訂幅を示す変数REVISIONは、予想改訂幅を測定するために分母が改訂前業績予想値の絶対値となっている。このため、予想利益がゼロに近い企業ほどBOLDが大きく計算される可能性がある。この点について、追加検証によって業績の影響を観察する必要がある。

4.2. 主な分析結果

表4には、主な分析結果がまとめられている。モデル1では東証業種分類に基づき群衆的予想改訂(DBOLD(TIC))の影響を分析している。まず、t-1期からt+1期までの営業キャッシュフロー(CFO)の係数は、それぞれ0.035、0.160、0.055

で正値となっており、すべて統計的に1%水準で有意である。これは(7)式のモデルから予想される符号と整合的であり、会計処理のプロセスにはキャッシュフローの変動を平準化する効果があることが確認できる。

次に群衆的予想改訂行動と利益平準化効果について、t-1期の当期利益(E)の係数は0.487であり、統計的に1%水準で有意である。ここから、同業他社を意識した群衆的な予想改訂を行う企業群の、会計処理のプロセスによる平準化された利益(E*)への調整速度 λ は0.513(1-0.487)であり、t-1期のEからt期のE*への調整は50%程度しかおこなわれていない。一方で、同業他社とは異なる大胆な予想改訂を行う企業では、t-1期の当期利益(E)の係数は-0.317であり、統計的に1%水準で有意である。この結果、大胆な予想改訂を行う企業の調整速度 λ は0.830(1-(0.487-0.317))であり、E*への調整がかなり進んでいるといえる。この傾向はモデル2も同様であり、群衆的な予想改訂を行う企業の調整速度 λ が0.460に対して、大胆な予想改訂を行う企業の調整速度 λ は0.842とかなり大きい。ここから、検証課題とし

表4 主な分析結果

	Model 1		Model 2	
	TIC		NIC	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.010	4.863***	0.005	3.100***
CFO (t-1)	0.035	3.092***	0.029	2.874***
CFO (t)	0.160	16.630***	0.154	16.730***
CFO (t+1)	0.055	4.957***	0.053	5.258***
E (t-1)	0.487	14.970***	0.540	19.000***
DBOLD	-0.014	-7.493***	-0.013	-7.325***
DBOLD * CFO (t-1)	0.061	2.298**	0.064	2.710***
DBOLD * CFO (t)	0.135	7.415***	0.143	7.963***
DBOLD * CFO (t+1)	0.034	1.818*	0.031	1.668*
DBOLD * E (t-1)	-0.317	-5.237***	-0.382	-6.970***
INDS Dummy	yes		yes	
YEAR Dummy	yes		yes	
Adj. R2	0.531		0.541	
obs.	7532		7532	
λ				
BOLD=0	0.513		0.460	
BOLD=1	0.830		0.842	

***、**、*は統計的に1%、5%、10%水準で有意であることを示す。なお、t 値の計算には不均一分散を考慮したWhite(1980)の標準誤差を用いている。

てあげたように、群衆の予想改訂行動は利益平準化効果を抑制する要因として考えることができる。

4.3. 業績の影響

本稿で用いたDBOLDは、業績予想改訂の大胆さを示す変数であるため、改訂前の予想利益がゼロに近い企業では、業績予想改訂幅が大きく計算される可能性がある。実際にサンプルの記述統計や相関係数から、DBOLDが1となる大胆な予想改訂を行う企業のほうが、DBOLDが0となる群衆の予想改訂を行う企業に比べて、当期利益・営業キャッシュフローともに小さくなる傾向が確認できる。

利益の持続性について検証したHayn (1995)によれば、業績の悪い企業では企業の清算を回避するために業績を改善しようとするため、業績の悪い企業ほど利益の持続性が小さくなる。また、

Dechow and Dichev (2002)では赤字企業では異常発生高が大きいことを析出しており、業績の悪い企業では利益の質が悪化することを示している。ここから、相対的に業績が悪い企業の利益の持続性や質の低下が、t-1期のEの係数が小さくなった原因かもしれない。そこで、本節ではt期の当期利益(E)の四分位ごとにポートフォリオを作成することで、主な分析結果の頑健性を確かめる⁸⁾。

表5は、業績ポートフォリオ(PP)ごとの分析結果を示しており、東京証券取引所の業種分類によって大胆予想改訂企業を定義したモデル3からモデル6、日経業種分類によって大胆予想改訂企業を定義したモデル7からモデル10である。最も業績が良いポートフォリオ(上位25%)であるPP1では、Eの平均値が0.079となっており、総資産に対する当期利益は約8%である。これに対して、最も業績が悪いポートフォリオ(下位

表5 業績の影響

	Model 3 PP1 (TIC)		Model 4 PP2 (TIC)		Model 5 PP3 (TIC)		Model 6 PP4 (TIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.035	11.680***	0.033	35.300***	0.019	33.180***	-0.007	-1.519
CFO(t-1)	-0.027	-2.345**	-0.007	-1.632	0.002	0.462	0.009	0.442
CFO(t)	0.119	9.214***	0.022	4.784***	0.005	1.349	0.065	3.293***
CFO(t+1)	0.004	0.253	0.012	2.666***	0.003	1.069	0.039	1.553
E(t-1)	0.524	15.500***	0.096	7.181***	0.044	6.052***	0.095	2.189**
DBOLD	0.026	7.265***	0.003	4.152***	0.000	0.240	-0.022	-8.218***
DBOLD * CFO(t-1)	0.064	2.938***	0.021	3.128***	0.001	0.240	0.014	0.465
DBOLD * CFO(t)	0.013	0.577	-0.025	-3.784***	0.000	-0.045	0.163	5.262***
DBOLD * CFO(t+1)	-0.024	-0.935	-0.003	-0.444	0.002	0.519	0.030	0.862
DBOLD * E(t-1)	-0.416	-9.646***	-0.078	-5.317***	-0.042	-5.024***	-0.020	-0.358
INDS Dummy	yes		yes		yes		yes	
YEAR Dummy	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.470		0.089		0.045		0.212	
obs.	1883		1883		1883		1883	
λ								
BOLD=0	0.476		0.904		0.956		0.905	
BOLD=1	0.893		0.983		0.998		0.905	
E(t)								
mean	0.079		0.037		0.020		-0.011	
s.d.	0.028		0.006		0.004		0.033	

	Model 7 PP1 (NIC)		Model 8 PP2 (NIC)		Model 9 PP3 (NIC)		Model 10 PP4 (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.034	10.160***	0.032	38.600***	0.018	35.330***	-0.011	-3.081***
CFO(t-1)	-0.014	-0.952	-0.007	-1.602	0.002	0.564	-0.006	-0.273
CFO(t)	0.120	9.939***	0.023	5.061***	0.003	0.834	0.072	3.475***
CFO(t+1)	0.015	0.948	0.016	3.584***	0.005	1.361	0.041	2.021**
E(t-1)	0.473	9.396***	0.108	7.320***	0.056	6.150***	0.166	2.995***
DBOLD	0.027	6.369***	0.004	5.384***	0.000	1.059	-0.023	-10.130***
DBOLD * CFO(t-1)	0.060	2.498**	0.020	3.054***	0.001	0.279	0.031	1.092
DBOLD * CFO(t)	0.016	0.666	-0.027	-4.104***	0.003	0.685	0.152	4.881***
DBOLD * CFO(t+1)	-0.050	-1.835*	-0.010	-1.493	0.000	0.106	0.029	0.915
DBOLD * E(t-1)	-0.382	-6.816***	-0.093	-5.832***	-0.053	-5.343***	-0.094	-1.519
INDS Dummy	yes		yes		yes		yes	
YEAR Dummy	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.464		0.103		0.053		0.215	
obs.	1883		1883		1883		1883	
λ								
BOLD=0	0.527		0.892		0.944		0.834	
BOLD=1	0.909		0.985		0.996		0.834	
E(t)								
mean	0.079		0.037		0.020		-0.011	
s.d.	0.028		0.006		0.004		0.033	

当期利益（期首総資産で基準化）の大きにしたがって四分位ごとにポートフォリオを作成し、OLSにより推定している。利益の大きさはPP1が一番大きく、PP4が一番小さい。***、**、*は統計的に1%、5%、10%水準で有意であることを示す。なお、t値の計算には不均一分散を考慮したWhite(1980)の標準誤差を用いている。

25%)であるPP4では、Eの平均値が-0.011であり、赤字企業も含まれている。

モデル3からモデル6について、モデル3のt-1期のEの係数(t値)は0.524(15,500)であり、モデル6の0.095(2,189)よりも大きく、Hayn(1995)の指摘するように、業績が良い企業ほど利益の持続性が高くなっている。しかし、モデル3の業績の良いポートフォリオにおいても、群衆的予想改訂を行う企業の調整速度 λ (0.476)に比べて、同業他社とは異なる大胆な予想改訂を行った企業の調整速度 λ は0.893となっていることが確認できる。その一方で、業績が悪いポートフォリオについて分析したモデル6では、大胆な予想改訂を行う企業と群衆的予想改訂企業の調整速度 λ に有意差は観察されない。この傾向は、モデル7からモデル10でも同様であり、大胆な予想改訂企業と群衆的予想改訂企業の調整速度の差は、業績による利益の持続性の変化とは異なっており、むしろ業績の良い企業で顕著であるといえる。

4.4. 震災の影響

本稿の分析期間には東日本大震災が発生した事業期間が含まれている。このような災害は減損損失や評価損などの特別損失を多くもたすため、これらの項目が利益平準化効果に影響する可能性がある。また、吉田(2015)に示されるように、震災時には業績予想の見直しを行う企業があると考えられる。このため震災時の予想改訂行動はそれ以外の時期に比べて異なる意味を持っているかもしれない。これらの要因について検証するため、本節では2010年から2011年の震災の影響がない、もしくは小さな期間、2012年の震災の影響が大きな期間、2013年から2014年の震災後の期間の3期間に区分し、主な分析結果への影響を観察する。

表6は、震災の前後での回帰分析結果であり、モデル11からモデル13は東京証券取引所の業種分類をもとに群衆的予想改訂を定義したもの、モデル14からモデル16は日経業種分類をもとに群衆的予想改訂を定義したものをまとめている。

モデル11からモデル13を見ると、いずれの期間においても一貫して群衆的予想改訂をした企業よりも大胆な予想改訂を行った企業のほうが調整速度 λ は大きくなっている。また、興味深いことに、群衆的予想改訂企業・大胆予想改訂企業ともに、震災期間に調整速度はやや減少するものの、震災後の期間には、大胆予想改訂企業の調整速度は震災以前よりも速くなっている。ここから大胆予想改訂を行う企業では、震災のような外的要因によるショックが発生した場合にも、即座に利益の平準化効果を回復していることがわかる。

これらの傾向は、日経業種分類により群衆的予想改訂を定義したモデル14からモデル16でも同様であり、震災の影響は主な分析結果に大きな影響を与えていないと考えられる。

4.5. 利益の質に影響するその他の要因

4.3で検証した業績以外にもDechow and Dichev(2002)は、業績の標準偏差が大きいほど、発生高の絶対値が大きいほど、企業規模が小さいほど利益の質が悪化することを示している。Dechow and Dichev(2002)が示すように、当然、利益の質が悪い企業では、利益の持続性が低くなる。このため、これらも利益平準化効果を抑制する要因と考えられる。そこで、これらの要因をコントロールした上で、群衆的予想改訂行動が与える影響について観察することで結果の頑健性を確かめる。

表7は、売上高の標準偏差、発生高の絶対値の大きさ、期末総資産の大きさにしたがって作成したポートフォリオの推定結果をまとめている。い

表6 震災の影響

	Model 11 2010-2011 (TIC)		Model 12 2012 (TIC)		Model 13 2013-2014 (TIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.009	3.609***	0.001	0.466	0.008	2.368**
CFO(t-1)	0.040	2.360**	0.001	0.071	0.034	1.628
CFO(t)	0.165	9.892***	0.134	8.957***	0.157	10.390***
CFO(t+1)	0.056	3.412***	0.048	2.776***	0.060	3.344***
E(t-1)	0.455	9.872***	0.607	15.860***	0.494	9.039***
DBOLD	-0.016	-7.461***	-0.009	-2.694***	-0.014	-4.456***
DBOLD * CFO(t-1)	0.045	1.801*	0.034	1.086	0.081	1.948*
DBOLD * CFO(t)	0.140	5.331***	0.098	2.798***	0.149	4.206***
DBOLD * CFO(t+1)	0.009	0.361	0.075	1.726*	0.034	0.946
DBOLD * E(t-1)	-0.216	-4.093***	-0.322	-4.592***	-0.393	-5.413***
INDS Dummy	yes		yes		yes	
YEAR Dummy	yes		no		yes	
Adj. R2	0.534		0.579		0.510	
obs.	3067		1558		2907	
λ						
BOLD=0	0.545		0.393		0.506	
BOLD=1	0.762		0.715		0.899	

	Model 14 2010-2011 (NIC)		Model 15 2012 (NIC)		Model 16 2013-2014 (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
const	0.001	0.507	0.000	0.084	0.005	2.306**
CFO(t-1)	0.035	2.294**	0.001	0.061	0.033	1.902*
CFO(t)	0.158	10.120***	0.125	9.211***	0.145	9.934***
CFO(t+1)	0.050	3.090***	0.043	2.786***	0.053	3.142***
E(t-1)	0.523	13.910***	0.646	24.510***	0.537	10.150***
DBOLD	-0.015	-7.000***	-0.009	-2.718***	-0.013	-4.469***
DBOLD * CFO(t-1)	0.046	1.959*	0.056	1.734*	0.057	1.496
DBOLD * CFO(t)	0.148	5.792***	0.101	2.820***	0.173	4.888***
DBOLD * CFO(t+1)	0.014	0.577	0.095	2.003**	0.032	0.924
DBOLD * E(t-1)	-0.304	-6.625***	-0.396	-6.298***	-0.441	-6.245***
INDS Dummy	yes		yes		yes	
YEAR Dummy	yes		no		yes	
Adj. R2	0.541		0.590		0.522	
obs.	3067		1558		2907	
λ						
BOLD=0	0.477		0.354		0.463	
BOLD=1	0.781		0.751		0.904	

***、**、*は統計的に1%、5%、10%水準で有意であることを示す。なお、t値の計算には不均一分散を考慮したWhite(1980)の標準誤差を用いている。

表7 利益の質に影響するその他の要因

	Model 17		Model 18		Model 19		Model 20	
	S.D. REV > Median (TIC)		S.D. REV ≤ Median (TIC)		S.D. REV > Median (NIC)		S.D. REV ≤ Median (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
E(t-1)	0.450	10.290***	0.513	14.830***	0.503	13.230***	0.564	17.640***
DBOLD * E(t-1)	-0.304	-4.539***	-0.232	-4.507***	-0.370	-6.170***	-0.297	-6.178***
Other Variables	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.514		0.581		0.525		0.587	
obs.	3764		3768		3764		3768	
λ								
DBOLD=0	0.550		0.487		0.497		0.436	
DBOLD=1	0.854		0.719		0.867		0.733	
	Model 21		Model 22		Model 23		Model 24	
	ABS TA > Median (TIC)		ABS TA ≤ Median (TIC)		ABS TA > Median (NIC)		ABS TA ≤ Median (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
E(t-1)	0.476	9.266***	0.334	12.380***	0.594	17.660***	0.324	7.894***
DBOLD * E(t-1)	-0.201	-3.132***	-0.299	-10.190***	-0.359	-7.516***	-0.290	-6.792***
Other Variables	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.528		0.770		0.543		0.771	
obs.	3766		3766		3766		3766	
λ								
DBOLD=0	0.524		0.666		0.406		0.676	
DBOLD=1	0.725		0.965		0.766		0.966	
	Model 25		Model 26		Model 27		Model 28	
	Assets ≤ Median (TIC)		Assets > Median (TIC)		Assets ≤ Median (NIC)		Assets > Median (NIC)	
	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio	coeff.	t-ratio
E(t-1)	0.471	9.978***	0.479	13.770***	0.585	18.460***	0.450	9.478***
DBOLD * E(t-1)	-0.331	-4.724***	-0.216	-4.450***	-0.460	-8.338***	-0.188	-3.258***
Other Variables	yes		yes		yes		yes	
Adj. R2	0.533		0.544		0.550		0.545	
obs.	3766		3766		3766		3766	
λ								
DBOLD=0	0.529		0.521		0.415		0.550	
DBOLD=1	0.860		0.737		0.875		0.738	

(11) 式のポートフォリオ別推定結果をまとめている。***、**、*は統計的に1%、5%、10%水準で有意であることを示す。なお、t値の計算には不均一分散を考慮したWhite(1980)の標準誤差を用いている。S.D. REVは企業ごとの売上高の標準偏差(期首総資産で基準化)、ABS TAは発生高(当期利益-営業キャッシュフロー)の絶対値(期首総資産で基準化)、Assetsは総資産をあらわしている。

ずれの結果も、群衆的な予想改訂行動を行う企業に比べて、大胆な予想改訂を行う企業の調整速度は速くなっている。このことから、Dechow and Dichev (2002) で示された利益の質を悪化させる要因を考慮しても、群衆的な予想改訂が利益平準化効果を抑制していると言える。

5. おわりに

本稿では、会計処理にもともと備わっている利益の平準化効果 (natural smoothing) を抑制する要因について、群衆的な予想改訂行動の観点から分析した。利益の平準化効果は発生主義に基づく会計処理によって費用を期間配分することで、キャッシュフローに対する利益の変動を小さくする。このような利益平準化効果は、利益の持続性を高め、将来キャッシュフローの予想精度を向上させる、あるいは利益の質を高める会計処理の性質として注目されてきた。しかし、このような会計処理の性質は常に生じるわけではなく、短期的な利益調整によって発生高の大きな反転が生じた場合には、この効果が抑制される可能性がある。短期的なインセンティブをもたらす要因には、契約関係や市場反応に対するインセンティブが考えられるが、本稿では日本企業に特に大きな影響を与える可能性が大きく、かつ経営者自身がコントロールすることが出来ない利益目標の変更要因である、同業他社との群衆的な予想改訂に注目し、部分調整モデルを用いて、利益平準化効果の抑制の程度を分析した。

分析の結果、同業他社と群衆的な予想改訂を行う企業では、同業他社とは異なる大胆な予想改訂を行う企業に比べて平準化された利益への調整速度は遅くなっており、利益の平準化効果が抑制されることが析出された。このような傾向は企業の業績や、利益の質を悪化させるその他の要因を

コントロールした場合も同様であった。さらに、震災のような大きな外部ショックが発生した場合にも、大胆な予想改訂を行う企業では平準化された利益に向かって速やかに調整が行われることが明らかになった。

本稿は、利益の平準化効果の抑制要因に他企業の業績の動向が影響しうることを明らかにした点で貢献があると考えられる。平準化行動や利益の質に関する議論は企業の個別要因に注目したものが殆どであり、日本の企業行動の決定要因として重要なライバル企業との関係は殆ど注意が払われてこなかった。会計情報を読み取る上でこのような同業他社の動向は、個別要因とともに重要であり、多くの分析の蓄積が望まれる。

ただし、本稿の分析には、特に群衆行動の特定化において若干の課題が残されていると考えられる。同業他社の特定について、本稿では東証業種分類や日経業種分類を用いたが、たとえば輸送用機器に属する企業であっても、組み立てメーカーと部品供給メーカーが互いを意識した群衆行動を採用することは無いかもしれない。このような群衆行動のターゲットとなるライバル企業を特定することは容易ではないが、分析の精度を高めるために重要と考える。また、どのような企業が群衆的な行動をとるのかといった点まで特定することが出来れば、会計情報の理解により有用であると考えられる。

〔注〕

- 1) Dechow et al. (1998) は、発生高の反転についても、会計プロセスのモデルを用いて説明している。
- 2) 情報連鎖と評判に基づく群衆行動は互いに排反ではなく、評判による群衆行動が情報連鎖によって生じる場合もある。Hirshleifer and Teoh (2003) はこれらの関係について整理している。
- 3) 先行研究で用いられてきた利益平準化の目標値には、過去の利益水準を目標値とする場合 (たとえば Mose 1987) や、アナリストなどによる将来の予想利益を目標値とする場合

(たとえばDeFond and Park 1997) がある。Dechow and Dichev (2002) のモデルは異常運転資本発生高を推定するための方法だが、(7)式のように変形した場合には、利益がキャッシュフローの移動平均値(利益平準化の目標値)となることを推定するモデルと考えられる。Mose (1987) や DeFond and Park (1997) は、過去・将来のキャッシュフロー(業績)をゼロとしたDechow and Dichev (2002) モデルの特殊ケースと考えられる。

- 4) 利益平準化の程度を検証する方法として、たとえばTakasu and Nakano (2012) に見られるように利益平準化後の利益と利益平準化前の利益(あるいはキャッシュフロー)の標準偏差の比を観察する方法が一般的であるが、この方法では利益平準化の指標に過去の利益の変動が含まれるため、 t 期に利益平準化効果が抑制されているかを観察する指標としては適当ではない。一方で、過去の利益水準との比較を行う方法や(Mose 1987) や当期のキャッシュフローとの負の相関を調べる方法(國村・久保2009)では将来キャッシュフローの変動などを考慮しておらず、利益平準化効果の検証としては不十分である。このため本稿では、目標値への調整速度を観察することができる部分調整モデルを用いている。
- 5) 一見すると $t-1$ 期と t 期の利益が同じ水準となることは利益が平準化されているように見える。しかし、本稿のモデルを前提とした場合、このようなケースは t 期に認識すべき $t+1$ 期のキャッシュフローの変動が利益計算に反映されていない。このとき $t+1$ 期の利益は、キャッシュフローの適切な期間配分を受けないまま計算されるため、 t 期や $t-1$ 期と比較して大きく変動すると考えられる。ここから会計プロセスの利益平準化効果が抑制されているといえる。
- 6) ラグつき変数を説明変数に含む場合には内生性の問題が生じるため、一致推定量がえられない。また、Dechow and Dichev (2002) のモデルは運転資本発生高のみを扱うモデルであるため、本稿のモデルでは長期の発生高が考慮されない。これらの問題に対処するため、 γ に固定効果を用いて長期発生高をコントロールした上で、内生性を考慮したBlundell and Bond (1998) による system GMM (two step) による動学パネル推定も行っている。結果は本稿に示したOLSの結果と同様の傾向を示していた。なお、GMMにより推定した調整速度(λ)は、東京証券取引所の業種分類(TIC)の群衆的予想改訂企業(DBOLD=0)で0.40、大胆予想改訂企業(DBOLD=1)で0.85であり、日経業種分類(NIC)では群衆的予想改訂企業(DBOLD=0)で0.26、大胆予想改訂企業(DBOLD=1)で0.88であった。いずれも群衆的な予想改訂を行う企業において、利益平準化効果が抑制されていることを示している。
- 7) system GMMによる推定では操作変数としてラグつき変数が必要となるため、分析対象となるサンプルは2011年から2014年の5759企業-年となっている。
- 8) t 期の営業キャッシュフロー(CFO)による業種ポートフォリオも作成し、検証している。この場合でも、業績が良いポートフォリオのほうが群衆的予想改訂企業と大胆予想改

訂企業の λ の差が大きくなっていった。

《参考文献》

- Abegglen, J. C. and G. Stalk Jr., 1985. Kaisha: The Japanese corporation. Basic books.
- Allen, E. J., C. R. Larson and R. G. Sloan, 2013. Accrual reversals, earnings and stock returns. *Journal of Accounting and Economics* 56, 113-129.
- 浅羽茂, 2002. 『日本企業の競争原理同質的行動の実証分析』, 東洋経済新報社.
- Baber, W. R., S. Kang and Y. Li, 2011. Modeling discretionary accrual reversal and the balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review* 86, 1189-1212.
- Banerjee A. V., 1992. A simple model of herd behavior. *The Quarterly Journal of Economics* 107, 797-817.
- Bartov, E., 1993. The timing of asset sales and earnings manipulation. *The Accounting Review* 68, 840-855.
- Bikhchandani, S., D. Hirshleifer and I. Welch, 1992. A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades. *Journal of Political Economy* 100, 992-1026.
- Bikhchandani, S., D. Hirshleifer and I. Welch, 1998. Learning from the behavior of others: Conformity, fads, and informational cascades. *The Journal of Economic Perspectives* 12, 151-170.
- Blundell, R. and S. Bond, 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87, 115-143.
- Brown, N. C., L. A. Gordon and R. R. Wermers, 2006. Herd behavior in voluntary disclosure decisions: An examination of capital expenditure forecasts. SSRN id649823, 1-55.
- Chaney, P. K. and C. M. Lewis, 1995. Earnings management and firm valuation under asymmetric information. *Journal of Corporate Finance* 1, 319-345.
- Dechow, P. M., A.P. Hutton, J. H. Kim, and R. G. Sloan, 2012. Detecting earnings management: A new approach. *Journal of Accounting Research* 50, 275-334.
- Dechow, P. M., I.D. Dichev, 2002. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77, 35-59.
- Dechow, P.M., S.P. Kothari, R.L. Watts, 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25, 133-168.
- DeFond, M. L. and C. W. Park, 1997. Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23, 115-139.
- DeFond, M. L. and C. W. Park, 2001. The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprises.

- The Accounting Review 76, 375-404.
- Eckel, N., 1981. The income smoothing hypothesis revisited. *Abacus* 17, 28-40.
- Goel, A. and A. Thakor, 2003. Why do firms smooth earnings? *Journal of Business* 76, 151-192.
- Gray, S. J., 1998. Towards a theory of cultural influence on the development of accounting systems internationally. *Abacus* 24, 1-15.
- Hayn, C., 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20, 125 -153.
- Herrman, D. and T. Inoue, 1996. Income smoothing and incentives by operating condition: An empirical test using depreciation changes in Japan. *Journal of International Accounting, Auditing, and Taxation* 5, 161-177.
- Hirshleifer, D. and S. H. Teoh, 2003. Herd behavior and cascading in capital markets: A review and synthesis. *European Financial Management* 9, 25-66.
- Kato, K., D. J. Skinner and M. Kunimura, 2009. Management forecasts in Japan: An empirical study of forecasts that are effectively mandated. *The Accounting Review* 84, 1575-1606.
- 國村道雄, 久保充, 2013. 「わが国における経営者業績予想の改訂について」『彦根論叢』第395巻, 34-47.
- Moehrlle S. R., 2002. Do firms use restructuring charge reversals to meet earnings targets? *The Accounting Review* 77, 397-413.
- Moses, D. O., 1987. Income smoothing and incentives: Empirical tests using accounting changes. *The Accounting Review* 62, 358-377.
- Nagy, A. L. and T. L. Neal, 2001. An empirical examination of corporate myopic behavior: a comparison of Japanese and U.S. companies. *The International Journal of Accounting* 36, 91-113.
- Riahi-Belkaoui, A., 2004. Accounting theory. South-Western CENGAGE Learning.
- Ronen, J. and V. Yaari, 2008. Earnings management. Springer.
- Sankar, M. R. and K. R. Subramanyam, 2001. Reporting discretion and private information communication through earnings. *Journal of Accounting Research* 39, 365-386.
- Scharfstein, D. S. and J. C. Stein, 1990. Herd behavior and investment. *The American Economic Review* 80, 465-479.
- 資生堂, 2015. 「第115回定時株主総会召集通知」.
- 首藤昭信, 2013. 「利益調整の動機と手法」, 伊藤邦雄, 桜井久勝編『会計情報の有用性』, 中央経済社, 251-293.
- 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』第46巻第5号, 51-69.
- Takasu, Y. and M. Nakano, 2012. What do smoothed earnings tell us about the future? *The Japanese Accounting Review* 2, 1-32.
- トヨタ自動車, 2015. 「コーポレートガバナンス報告書」.
- Tse, S. and J. W. Tucker, 2010. Within-industry timing of earnings warnings: Do managers herd? *Review of Accounting Studies* 15, 879-914.
- Tucker, J. W. and P.A. Zarowin, 2006. Does income smoothing improve earnings informativeness? *The Accounting Review* 81, 251-270.
- 薄井彰, 2015. 『会計制度の経済分析』, 中央経済社.
- Yamada, A., 2015. Do managers mimic rivals forecasts innovations? Evidence from Japan. SSRN id2635935, 1-37.
- 山口朋泰, 2009. 「機会主義的な実体的裁量行動が将来業績に与える影響」『会計プロセス』第10号, 117-137.
- Yamaguchi, T., 2014. Real and accrual-based earnings management to achieve industry-average profitability: Empirical evidence from Japan. SSRN id2492382, 1-40.
- 矢内一利, 2013. 「利益平準化に関する研究の展開」『青山経営論集』第48巻第2号, 249-266.
- 吉田靖, 2015. 「東日本大震災と金融機関のディスクロージャー」『東京経大会誌』第286号, 151-158
- Young, S., 1999. Systematic measurement error in the estimation of discretionary accruals: An evaluation of alternative modelling procedures. *Journal of Business Finance and Accounting* 26, 833-862.
- White, H., 1980. A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct rest for heteroscedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.
- 付記
本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。

現代社会における ディスクロージャーの役割

1. 地方自治体による発生主義財務情報開示の意義

大塚成男（千葉大学）

2. 第三セクター方式の鉄道事業会社の経営とディスクロージャー

鳥塚 亮（いすみ鉄道株式会社）

2016年5月28日（土）に東京経営短期大学（準備委員長：岩渕昭子氏）において第13回研究大会が開催されました。その時の統一論題報告のテーマは「現代社会におけるディスクロージャーの役割」と設定されました。柴 健次氏（関西大学）を司会とし、報告者として、アカデミックな視点から大塚成男氏（千葉大学）、実務の視点から鳥塚 亮氏（いすみ鉄道株式会社）よりテーマにかかわる報告がなされ、会場から寄せられた意見を交えながらディスカッションが行われました。

特集（2）では、当日配布された要旨集より、大塚氏の報告要旨を再掲しています。鳥塚氏についてはいすみ鉄道から提供して頂いた同氏のプロフィールと写真を掲載しています。いすみ鉄道に関しては同社のホームページ（<http://www.isumirail.co.jp/company/history.html>）をご覧ください。

地方自治体による 発生主義財務情報開示の意義

大塚 成 男(千葉大学)

I. はじめに

地方自治体による財務情報の開示は、2001年度以降、「決算カード」という形式で行われてきた。また、2007年に制定された「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」により、すべての地方自治体には財政状況を示す健全化判断比率の開示が義務付けられた。そして、それらの比率の内訳を示す「財政状況資料集」の開示も行われている。

ただし、それらの開示の内容は基本的には現金収支であるに過ぎない。そこで、2014年に総務省から「統一的な基準」が公表され、2015年にはすべての地方自治体に対して「統一的な基準」による財務書類の作成を求める総務大臣通知が出された。

II. 従来の財政指標の限界

これまでも地方自治体の財政分析は行われてきたが、そこで用いられてきたのは現金主義財務情報に基づく指標（財政指標）であった。そのため、財政指標の値と現実の地方自治体の財政状況とに乖離が生じてきている。その典型的な例が、千葉県富津市である。

従来からの財政指標でみる限り、富津市の財政状況は健全である。しかしながら、2014年8月に富津市は、2017年度には収支が大幅な赤字となり、2018年度には財政破綻の状態に陥るという収支予測を公表した。

富津市が悲観的な収支予測を公表したのは、地方税収入の大幅な減少を填補するために用いてきた財政調整基金（過去からの財政上の蓄え）が枯渇寸前になり、投資的経費である普通建設事業費の抑制による収支の黒字化も継続が難しくなったためであった。ただし、過去においては収支のやり繰りができていたため、財政指標は悪化していなかった。富津市の事例は、これまで用いられてきた財政指標が地方自治体の財政に関する将来予測には役立たないことを端的に示している。

少子高齢化・人口減少という社会変化は、地方自治体の財政規模が将来的に縮小していくことを意味している。地方自治体の財政に関する適切な将来予測を行ううえで、発生主義財務情報が果たすべき役割が重要になっている。

Ⅲ. 「統一的な基準」による発生主義財務情報

「統一的な基準」では、現金主義による予算・決算制度を補完することを地方公会計の役割としている。適切な予算案を編成するための情報源として、発生主義財務情報を活用することが求められる。

「統一的な基準」における発生主義のポイントは2つある。1つは収益・費用を認識するタイミングの変更であり、もう1つは資産・負債に関する認識対象の拡大である。そこで本報告では、「統一的な基準」で作成・開示が求められている4つの財務書類のうち、特に行政コスト計算書と貸借対照表を取り上げる。

① 行政コスト計算書

行政コスト計算書には、自治体による活動の実施に基づいて認識された収益・費用が記載される。ただし、「統一的な基準」における収益は、実質的に使用料及び手数料と資産売却益に限定され、税収等を含まない。したがって、「統一的な基準」における収益は費用（コスト）を軽減する項目に過ぎず、開示内容の中心となるのはコスト情報である。

行政コスト計算書で開示される情報には、引当金繰入額と減価償却費が含まれており、発生原因に基づくコストの区分も行われている。

引当金繰入額と減価償却費を計上することは、単年度主義ではなく中長期的に地方自治体の活動を捉え、将来負担の状況を反映した情報を開示することを意味する。引当金繰入額の開示を通じて、当期の活動が生じさせた将来負担が示される。また、減価償却費はその地方自治体の投資的経費の規模と将来負担との関係を判断するための情報として用いることができる。

また、区分されたコスト情報により地方自治体の活動評価を行うことができる。開示される情報ではないが、事業・施設別の行政コスト計算書が作成されれば、活動の実態に基づいた事業や施設の評価を行い、スクラップ・アンド・ビルドを行うことができる。

② 貸借対照表

貸借対照表が作成・開示されることで、地方自治体の資産と負債に関する網羅的な情報が提供される。

「統一的な基準」では、資産は原則として取得原価で評価される。また、固定性配列法が採用されている。すなわち「統一的な基準」の貸借対照表で表示されている資産は、過去の投資的事業の実績として積み上げられてきた社会資本の規模である。そしてその社会資本が今後も維持されていくべきであるとすれば、資産は将来の負担を表すとも言える。

また、貸借対照表における資産の金額が小さいにもかかわらず負債の金額が大きいのであれば、将来世代の実質的な負担は大きい。一方、負債が小さくても資産の金額も小さいのであれば、社会資本の不足が懸念され、将来世代に負担を求めるべき場合もある。この点で、貸借対照表により将来世代の負担としての負債の質を評価する情報も得られる。

IV. おわりに

行政コスト計算書により、事業や施設の継続に関する評価が可能となる。また、貸借対照表により、将来計画の基礎とすべき将来負担に関する情報が得られる。地方自治体の評価基準は投資の回収を目的とする民間企業の評価基準とは異なるが、発生主義財務情報により地方自治体の「身の丈」を判断することが可能になる。

第三セクター方式の鉄道事業会社の 経営とディスクロージャー

鳥塚 亮(いすみ鉄道株式会社)

プロフィール

鳥塚 亮(とりづか あきら)
昭和35年6月 東京生まれ

子供のころから乗り物好き。新幹線の運転士になるのが夢だったが、国鉄赤字による採用中止で断念。大学在学中から航空機の操縦訓練を受け資格取得。ところが航空不況で操縦士としての採用もなく、学習塾講師を務める。27歳の時大韓航空入社。成田空港勤務。30歳でプリティッシュユエアウエイズ（英国航空）入社。20年以上にわたり一貫して成田空港で旅客、運航部門勤務。旅客運航部長。

在職中、32歳で鉄道のDVDを制作する有限会社パシナコーポレーションを設立。現在まで24年間、電車の運転席から前方の風景を撮影した前面展望ビデオを制作出版。DVDの本数は通算600タイトルを超え、日本で一番数多くの鉄道ビデオを販売している。

趣味

スーパーマーケットめぐり、
ドライブ、線路歩き

以上プロフィールと写真はいすみ鉄道より提供



経営者予想と ディスクロージャー

1. 経営者予想利益の裁量性と市場の評価

首藤昭信（東京大学）

2. 経営者予想の修正速度と市場の評価

太田浩司（関西大学）

2016年12月18日（日）に大阪市立大学（準備委員長：石川博行氏）において第14回研究大会が開催され、統一論題報告のテーマは「経営者予想とディスクロージャー」と設定されました。統一論題では、音川和久氏（神戸大学）を司会とし、首藤昭信氏（東京大学）と太田浩司氏（関西大学）よりご報告があり、その後活発なディスカッションが行われました。

特集（3）では、本誌への掲載のために編集委員会に提出して頂いた各報告者の報告要旨を掲載しています。当日会場に来られなかった会員のために、討論の概要をお伝えすることにします。なお、統一論題報告の後、統一論座談会が行われました。座長として神山直樹氏（日興アセットマネジメント）、討論者として小澤大二氏（インベスコ・アセット・マネジメント）に参加して頂き、大いに議論が盛り上がったことをお伝えしておきます。

経営者予想利益の裁量性と市場の評価

首藤 昭 信(東京大学)

1. 報告の目的と背景

わが国の決算短信制度にもとづいて公表される期初の経営者予想利益に注目し、1) 経営者予想利益は、同時に公表される実績利益と比較して、証券市場と契約ではどのように評価されているのか、2) 経営者予想利益に裁量性が存在する場合、市場ではどのように評価されているのか、ということ調査する。

経営者予想利益の評価は、期末における正確度(悲観的 or 楽観的)によって議論されることが多い。しかし予想利益は、その公表時点で経済的帰結を生む可能性がある。また経営者はそのような経済的帰結を意識して、予想値を裁量的に操作するかもしれない。①期初の予想利益の有用性と②その裁量性の影響を検証することは、わが国の経営者予想利益の開示システムを検討する上で重要であると思われる。

2. 発見事項の要約

本報告が検討した先行研究からは、以下の点が明らかとなった。第1に、証券市場と経営者報酬契約における期初の予想利益の有用性を先行研究の結果を検討した。検討の結果、株式市場と社債市場の両方において、実績利益の影響をコントロールしても、期初の経営者予想利益は有用であることがわかった(Iwasaki, Kitagawa, and Shuto, 2016; Kitagawa and Shuto, 2016a; Kitagawa and Shuto, 2016b)。ただし、社債市場における予想利益の有用性はデフォルト・リスクの大きさに依存する(Kitagawa and Shuto, 2016b)。また報酬契約において、期初の予想利益は報酬獲得のための利益ターゲットとして機能しており、その達成の難しさに応じて、報酬の支払いを変化させていることも明らかになった(Otomasa, Shiiba and Shuto, 2016)。

第2に、期初の予想利益の裁量性については、経営者は減益予想を避けるために、予想利益を裁量的に調整していることが分かった(Iwasaki, Kitagawa, and Shuto, 2016)。また株式市場の投資家は、予想値調整のインプリケーションを公表時に織り込んでいない可能性があることが分かった(Kitagawa and Shuto, 2016a)。

3. 発見事項のインプリケーション

これらの結果は以下のようなインプリケーションを提示する。第1に、株式市場と社債市場の両方において、期初の予想利益情報(予想イノベーション)は、実績利益と同等、またはそれ以上の情報内容

を有することを示唆している。第2に、期初の経営者予想利益の経済的影響を考えれば、投資家はその信頼性を事前に評価することが必要である。本研究の結果は、ファンダメンタル分析がその評価に有効であることを示唆する。最後に、契約における経営者予想利益の意義が議論されることはあまりなかった。本研究の結果は、わが国の経営者予想利益の開示システムが契約の効率性向上に寄与していることを示唆している。

《参考文献》

- Iwasaki, T., Kitagawa, N., and A. Shuto (2016) . Managerial discretion over initial management earnings forecasts. Working paper, CARF-F-369, The University of Tokyo.
- Kitagawa, N., and A. Shuto (2016a) . Credibility of management earnings forecasts and future returns. Working paper, CARF-F-367.
- Kitagawa, N., and A. Shuto (2016b) . Initial earnings forecasts and the cost of debt. Working paper.
- Otomasa, S., Shiiba, A., and A. Shuto (2016) . Management earnings forecasts as a performance target in executive compensation contracts. Working paper, CARF-F-370.

「経営者予想の修正速度と市場の評価」 の要旨

太田 浩 司(関西大学)

本研究では、経営者予想の質 (Management Forecast Quality) を構成する要素として、経営者予想 (MF) の期中における修正速度と修正頻度を取り上げ、(i) MF の修正速度と修正頻度の決定要因、(ii) MF の修正速度と修正頻度が市場においてどのように評価されているかの、2点に関して調査を行っている。

最初に、(i) の決定要因に関する調査からは、MF の修正速度に与える要因として、期初予想の正確度 (悪いほど速い)、企業規模 (大きいほど速い)、実現利益が赤字・黒字 (赤字企業ほど速い)、利益予測の困難さ (子会社数が多く利益が不安定な企業ほど遅い)、財務的困窮 (困窮企業ほど遅い) などが存在しているということが明らかになった。また、MF の修正頻度に与える要因としては、期初予想の正確度 (悪いほど多い)、企業規模 (大きいほど多い)、上場市場 (新興市場ほど少ない)、実現利益が赤字・黒字 (赤字企業ほど多い) などが存在していた。

次に、(ii) のMF修正速度と修正頻度に対する市場の評価に関する調査からは、全サンプルを用いた場合には、同程度のMF修正量ならば、市場は修正速度が速く、かつ修正頻度が高い企業に対してより大きく正に反応するという結果が得られている。一方、サンプルを期中上方修正サンプルと下方修正サンプルに分割した分析からは、市場は、上方修正の場合には迅速かつこまめな修正に対してより

Positiveに反応するが、下方修正の場合にはむしろよりNegativeに反応するという結果が得られている。この結果は、行動ファイナンスの領域で指摘されている投資家の代表性バイアス（Representativeness Bias）によって、期の早い段階で頻繁に修正を行った企業に対して、また同様の修正があるのではと、市場が誤って判断してしまっている可能性を示唆するものである。

論 稿

IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応： 企業間の差異を中心に

Stock Market Reaction to the Announcement of Voluntary Adoption of IFRS : The Existence of Cross-sectional Heterogeneity

金 鐘 勲 (一橋大学大学院商学研究科 特任講師)
Jonghoon Kim, Hitotsubashi University

論文要旨

本稿では、近年IFRSの任意適用を公表する日本企業が増加していることを背景に日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場がどのように反応しているのか、またその反応には企業間で差異が存在するのかがイベントスタディの分析手法を用いて調査している。分析の結果は次の通りである。第1に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場は平均的には統計的に有意な正の反応を示していないことが確認された。第2に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間で差異が存在することが確認された。具体的には、米国基準からIFRSに移行した企業に対して株式市場は負の反応を示していること、総資産に占めるのれんの割合の大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は負の反応を示していることが確認された。また、規模の大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は正の反応を示すことがわかった。これらの発見事項は、IFRSの任意適用を公表する企業の中には株式市場が正の反応を示している企業と負の反応を示している企業とが混在しており、株式市場はIFRSの任意適用を公表する企業の特性に応じて異なる反応を示していることを示唆している。

Summary

Using event study method, this paper investigates how stock market reacts to the announcement of voluntary adoption of IFRS and whether there exists cross-sectional heterogeneity in the reaction. My results are as follows. First, I find that on average stock market reaction to the announcement of voluntary adoption of IFRS is statistically insignificant. Second, I find heterogeneous stock market reaction to the announcement of voluntary IFRS adoption according to firm characteristics. Specifically, stock market reacts negatively for the firms that convert from US GAAP to IFRS, negatively when firms have large goodwill, and positively when firm size is large. These results suggest that there exist both positively and negatively evaluated firms by the stock market when they announce the intention to voluntarily adopt IFRS.

1. はじめに

2010年5月13日に日本電波工業がIFRS¹⁾を任意適用した財務諸表を公表して以来、2016年7月14日現在、IFRSの任意適用を公表した日本企

業は117社²⁾(IFRS任意適用企業85社、IFRS任意適用予定企業32社)に達している。この117社は社数ベースでは全上場企業に占める割合が3.2%にすぎないものの、時価総額ベースでは既に20.8%に達している(いずれも2016年7月14日

謝辞：本稿は、一橋大学大学院商学研究科博士後期課程に在籍しているときに提出したもので、日本ディスクロージャー研究会第13回研究大会(2016年5月28日東京経営短期大学にて開催)における自由論題報告を加筆・修正したものであります。自由論題の司会をお引き受け下さいました奥村雅史先生(早稲田大学)に感謝申し上げます。報告当日は太田浩司先生(関西大学)、石川博行先生(大阪市立大学)、中條祐介先生(横浜市立大学)、大塚成男先生(千葉大学)、大鹿智基先生(早稲田大学)から貴重なコメントを賜りました。ここに記して感謝申し上げます。もちろん、本稿に含まれる内容・表現等あり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すものであります。

連絡住所：金 鐘勲 〒186-8601 東京都国立市中2-1 一橋大学第3研究館303研究室
電話番号090-3519-7651 E-mail アドレス a141416z@r.hit-u.ac.jp

時点)。本稿の目的は、IFRSの任意適用を公表する日本企業が増加していることを背景に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場がどのように反応しているのか、またその反応には企業間で差異が存在するのか否かを検証することにある。

日本企業を対象にIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査した研究はこれまでも存在するものの、これらの研究の検証結果は必ずしも一貫していない（譚 2014；井上 2016）。しかし、これらの先行研究には①イベント日の特定が正確に行われていない可能性がある、②決算短信等の同時開示の影響が考慮されていない可能性がある、③分析に用いられているサンプルがIFRSの任意適用を公表した企業全体を代表できていない可能性がある、④分析手法の一般性が確保されていない可能性がある、といった限界があると考えられる。そこで、本稿では、先行研究に存在するこれらの限界を克服した上で、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を再検討する。

これらの分析に加えて、本稿ではIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応が企業間で異なるかどうかを調査する。海外の先行研究では、IFRSの任意適用を公表する企業の特性に応じて株式市場が異なる反応を示すことが観察されている（Karamanou and Nishiotis 2009）。つまり、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間で差異が存在することがこれまでの研究から明らかにされている。しかしながら、IFRS任意適用の公表に伴う株式市場の反応に関する企業間差異について検証した日本の研究はまだ存在していない。このため、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に企業間で差異が存在するか否かは、未解決の検証課題であると言える。

先行研究に対する本稿の特徴は、本稿が日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に企業間で差異が存在するか否かを考慮に入れた分析を行っている点にあり、この点で日本企業を対象としたこれまでの研究に新たな知見を提供していると言える。また、本稿はIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応における企業間の差異を生むと予想される要因を考える際に、日本の状況を考慮に入れた変数を追加した分析を行うことで、Karamanou and Nishiotis (2009)の分析を拡張するものである。これらによって、本稿はこの種の研究における文献の蓄積に貢献している。

本稿の構成は次の通りである。第2節では先行研究を整理し、検証課題を導出する。第3節では本稿のリサーチ・デザインについて説明し、分析に用いる各変数の記述統計量を示す。第4節では本稿の分析結果を報告し、得られた結果に対する頑健性テストを実施する。第5節では本稿の結論を示した上で、限界と残された課題について触れる。

2. 先行研究の整理と検証課題の導出

2.1. IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応

日本企業を対象にIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査した論文としては、譚 (2014) と井上 (2016) を挙げることができる。譚 (2014) は、イベントスタディの分析手法を用いて分析を行っている。具体的には、2014年6月9日時点でIFRS任意適用を公表している41社（任意適用企業21社、任意適用予定企業20社）のうちイベント日が特定できた29社を対象に、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の短期と長期の株価動向を調査している。分析の結果、株式市場は日本企業によるIFRS任意適用の公表に

対して、短期的にのみならず長期的にも正の反応を示すことが発見された。このような結果に対して譚（2014）は、投資家はIFRSの適用に伴い会計情報の価値関連性、比較可能性および市場の流動性等が高まることを期待しているため、株式市場がIFRS任意適用の公表に対して正の反応を示したと解釈している。

しかしながら、譚（2014）は日経4紙³⁾にIFRS任意適用の報道があった企業をサンプルとし、その報道日をイベント日としているため、イベント日の特定が正確に行われていない可能性があるという限界を有している。つまり、新聞報道日は企業自身が正式にIFRSを適用する旨を公表した日ではなく、新聞報道はIFRS適用が検討段階でなされている可能性があるため企業がIFRS任意適用を本当にするのかどうかについて市場に明確な情報が提供されていない可能性がある⁴⁾。また、IFRS適用を予定するすべての企業について、新聞報道がなされているわけではない（井上2016、p. 144）。さらに、譚（2014）は決算短信、配当発表、業績予想の修正、中期経営計画の発表、その他様々なイベントを同時に公表している企業もサンプルに含めている。このため、発見された正の市場の反応にはIFRS任意適用の公表以外のイベントの影響が混在している可能性がある。

井上（2016）は、上記で指摘した譚（2014）の2つの限界を克服した研究である。つまり、井上（2016）は日経4紙への報道日をもってイベント日をの特定を行うよりはむしろ、企業自身が適時開示情報閲覧サービス（Timely Disclosure network：TDnet）にIFRS任意適用の公表に関する資料を開示した日時をイベント日と設定することで、イベント日の特定に関する譚（2014）の限界を克服している⁵⁾。また、井上（2016）は決算短信等をIFRS任意適用の公表と同時に発表した企業をサンプルから除外し、IFRS任意適用の

公表以外のイベントが分析結果に影響を与える可能性があるという譚（2014）の限界も克服している。

分析の結果、株式市場はIFRS任意適用の公表日において正の反応を示すが、その翌日には負の反応に転じることが報告されている。このような結果に対して井上（2016）は、IFRSの任意適用に伴う純利益の押し上げ効果のような一時的なプラスの経済的帰結に対して市場が一時的に過剰反応を示すものの、そうした純利益の押し上げ効果は企業の長期的なパフォーマンスにまでは影響を与えないことを市場は認識していることから翌日に株価を元の水準に戻した可能性があると解釈している。しかしながら、市場の合理性（market rationality）を前提とする限り、将来キャッシュ・フローの金額、タイミングおよび不確実性に影響を与えない単なる会計基準の違いによる利益の増減に対して市場はそもそも反応しないはずである。したがって、井上（2016）の解釈には再検討の余地が残されていると言える。

また、井上（2016）の分析には次のような限界があると考えられる。第1に、サンプルの代表性に関する限界である。井上（2016）はIFRS任意適用予定企業をサンプルに含めていない。このため、彼の分析に用いられているサンプルはIFRSの任意適用を公表した企業全体を代表できていない可能性が存在すると言える。第2に、分析手法の一般性に関する限界である。井上（2016）は異常リターンの推定の際に市場リターン控除法を用いている。しかしながら、市場リターン控除法はサンプルサイズが小さい場合、株式リターンの異常部分を適切に捉えていないことがこれまでの研究で指摘されている⁶⁾（Binder 1998、p. 118；Campbell et al. 1996、p. 156）。以上から、日本企業を対象にしたこれまでの研究では、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応がきちんと

測られていない可能性があるといえよう。このため、日本企業を対象に実施された先行研究で報告されているIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には、再検討の余地があると考えられる。

IFRSの適用によって資本市場が便益を受けることを示唆する議論はしばしば次のような前提から出発する。つまり、IFRSによる財務報告は透明性を増大させ、財務報告の質を向上させるという前提から議論を始めるのである⁷⁾。この前提を述べる際には、IFRSがほとんどの各国の会計基準よりも特に情報開示という点に関してより資本市場志向であり、より包括的であることが引き合いに出される (Daske et al. 2008)。この前提が正しい限りにおいて、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場は正の反応を示すはずである。しかし、会計基準の適用は多くの判断と私的情報の利用を必要とするものであり、他の一連の会計基準と同様にIFRSは企業に対して相当程度の裁量を与えている。このため、IFRSの下で企業の財務報告の質が向上するか否かは企業が与えられた裁量をいかに利用するかによって異なることになる (Daske et al. 2008 ; Li 2010 ; Daske et al. 2013)。したがって、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場がどのように反応しているのかについては事前に予測を行うことが困難であり、実証的課題であると言える。先行研究に関する以上の検討と議論を踏まえ、本稿では以下の検証課題1を設定する。

検証課題1：IFRS任意適用の公表に対して株式市場はどのように反応したのか。

2.2. 株式市場の反応における企業間の差異

IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査した海外の研究では、IFRSの任意適用を

公表する企業の特성에応じて株式市場が異なる反応を示すことが観察されている。たとえば、Karamanou and Nishiotis (2009) は、各国の会計基準からIFRSへの移行に伴い企業の情報開示が増加するという前提の下で、1989年から2002年の間にIFRSの任意適用を公表した8カ国⁸⁾の59社を対象にIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査した。分析の結果、株式市場はIFRS任意適用の公表を受けて平均的に正の反応を示すこと、またその反応は企業間で異なることを発見している。具体的には、株価が過小評価されている企業、成長機会が大きい企業、規模の小さい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は正の反応を示すことを発見している。他方、このような分析を行った日本の研究はまだ存在していない。そこで、本稿では以下の検証課題2を設定する。

検証課題2：IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間で差異が存在するのか。

3. リサーチ・デザイン

3.1. イベントスタディ分析

3.1.1 イベント日の特定とサンプルの選択

本稿では、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査するために、先行研究 (譚 2014 ; 井上 2016 ; Karamanou and Nishiotis 2009) に倣ってイベントスタディの分析手法を用いる。なお、先行研究の検討の際にも指摘した通り、イベントスタディから得られた結果が信頼性の高いものとなるためには、イベント日の正確な特定が重要である。そこで、本稿では井上 (2016) に倣って、企業がTDnetにIFRS任意適用の公表に関する資料を開示した日時をもってイベント日の特

定している。

具体的には、プロネクサス社の提供するeolの全文検索機能を利用することで（キーワードは、IFRS、国際財務報告基準、国際会計基準、任意適用のいずれか）、イベント日を特定する。なお、大引け（15:00）以降に開示がなされた場合にはその翌日をイベント日としている。さらに、eolの全文検索機能を利用し、企業がIFRSの任意適用の旨を公表する際に決算短信、配当発表、業績予想の修正、中期経営計画の発表、その他様々なイベントを同時に発表しているか否かを調査し、これらのイベントをIFRS任意適用の公表と同時に発表している企業は、サンプルから除外している。

本稿では上記のようなサンプル選択のプロセスを経て、2016年7月14日時点でIFRSの任意適用を公表した企業117社（IFRS任意適用企業85社、IFRS任意適用予定企業32社）のうち、IFRS任意適用の旨のみを公表している30社を特定した。なお、30社のうちの1社が日経NEEDS-Financial QUEST2.0から権利落ち等調整済み日次株価が収集できなかったためにサンプルから除外している。そのため、本稿の最終サンプルは29社となっている。この29社は、2016年7月14日時点でIFRSの任意適用を公表した企業117社の24.79%である。表1は、本稿のサンプルの分布をまとめたものである。パネルAは、IFRSの任意適用を公表した企業を年度別に分類したものである。本稿のサンプルに含まれる企業は、2010年度、2012年度、2013年度、2014年度、2015年度、2016年度の6年度にわたってIFRSの任意適用を公表しており、2014年度の割合が41.4%と最も高い。パネルBは上場市場別にサンプルを分類したものである。東証1部企業が全体の89.7%を占めている。このことは日本企業によるIFRS任意適用の公表が比較的規模の大きい企業に偏っていることを表してい

る。パネルCは東証業種分類に基づいて業種別にサンプルを分類したものである。卸売業の占める割合が20.6%で最も高く、運送用機器（17.2%）と医薬品（17.2%）、および化学（13.7%）が次に続いている。

前述したように、本稿の最終サンプルは2016年7月14日時点でIFRSの任意適用を公表した企業全体の24.79%である。このため、本稿の分析には、選択されたサンプル企業がIFRS任意適用を公表した企業全体⁹⁾を代表していない可能性、すなわちサンプル・セレクション・バイアスの可能性が存在する。したがって、ここでは本稿の最終サンプルとして選択された企業がIFRS任意適用を公表した企業全体を代表しているかどうかを確認するために、Karamanou and Nishiotis (2009)に倣って本稿の最終サンプルに含まれる企業（以下、サンプル企業）と含まれない企業（以下、非サンプル企業）の特性を比較している。

具体的には、まず2016年7月14日までにIFRSの任意適用を公表した117社から新規上場とともにIFRSを適用する5社を除く112社を対象に、本稿のサンプル企業の場合に1の値をとるダミー変数SAMPLEを作成する。それから、クロスセクショナル分析で用いる6つの変数(*Tobins_Q*、*Sales_GR*、*Log_Size*、*Sales_F*、*USGAAP*、*Goodwill*)に、Karamanou and Nishiotis (2009)のサンプル・セレクション・バイアスの検定において用いられている4つの変数(*Profitability*¹⁰⁾、*Turnover*、*Leverage*、*ROA_EBIT*)を加えた計10個の変数の平均値と中央値について、サンプル企業(SAMPLE = 1)と非サンプル企業(SAMPLE = 0)の間に有意な差が存在するかを調査している¹¹⁾。なお、各変数はIFRSの任意適用が公表された期よりも前に利用可能な財務諸表のうち最も新しいものを用いて作成している¹²⁾。また、平均値の差の検定に用いられている

表1 サンプルの分布

パネルA：公表年度

年度	対象企業		年度	公表企業	
	企業数	%		企業数	%
2010	1	3.5	2010	4	3.4
2011	0	0.0	2011	1	0.9
2012	3	10.3	2012	11	9.4
2013	5	17.2	2013	17	14.5
2014	12	41.4	2014	39	33.3
2015	7	24.1	2015	31	26.5
2016	1	3.5	2016	14	12.0
合計	29	100.0		117	100.0

パネルB：上場市場

上場市場	対象企業		公表企業		上場市場	対象企業		公表企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
東証一部	26	89.7	105	89.7	名証一部	0	0.0	0	0.0
東証二部	0	0.0	2	1.7	名証二部	0	0.0	0	0.0
マザーズ	1	3.5	5	4.3	福証一部	0	0.0	0	0.0
JASDAQ	2	6.8	4	3.4	札証一部	0	0.0	1	0.9
					合計	29	100.0	117	100.0

パネルC：業種（東証業種分類）

業種	対象企業		公表企業		業種	対象企業		公表企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
サービス業	1	3.5	12	10.2	その他	0	0.0	0	0.0
情報・通信業	1	3.5	10	8.5	繊維製品	0	0.0	0	0.0
小売業	0	0.0	4	3.4	精密機器	1	3.5	3	2.6
卸売業	6	20.6	10	8.5	鉄鋼	0	0.0	1	0.9
電気機器	2	6.8	20	17.1	証券、商品先物取引業	0	0.0	2	1.7
機械	1	3.5	6	5.1	倉庫・運輸関連業	0	0.0	0	0.0
化学	4	13.7	9	7.7	非鉄金属	0	0.0	1	0.9
建設業	0	0.0	0	0.0	その他金融業	0	0.0	3	2.6
食料品	1	3.5	4	3.4	パルプ・紙	0	0.0	0	0.0
不動産業	1	3.5	2	1.7	電気・ガス業	0	0.0	0	0.0
その他製品	0	0.0	1	0.9	ゴム製品	1	3.5	2	1.7
輸送用機器	5	17.2	11	9.4	海運業	0	0.0	0	0.0
銀行業	0	0.0	0	0.0	石油・石炭製品	0	0.0	1	0.9
金属製品	0	0.0	2	1.7	保険業	0	0.0	0	0.0
医薬品	5	17.2	10	8.5	水産・農林業	0	0.0	0	0.0
陸運業	0	0.0	1	0.9	鉱業	0	0.0	0	0.0
ガラス・土石製品	0	0.0	2	1.7	空運業	0	0.0	0	0.0
					合計	29	100.0	117	100.0

検定方法はt検定であり、中央値の差の検定に用いられている検定方法はWilcoxonの順位和検定である。

表2のパネルAとパネルBはその検定結果を示したものである。まず平均値の差の検定からは、本稿のサンプル企業が非サンプル企業に比べて収益性が低く、規模が大きいことが示されている。また、米国基準からIFRSに移行した企業の占める割合は、本稿のサンプル企業の方が非サンプル企業よりも有意に高い。ただし、それ以外の変数については本稿のサンプル企業と非サンプル企業の間には有意な差は観察されていない。次に、中央値の差に関する検定からは、本稿のサンプル企業が非サンプル企業に比べてトービンのQが低く、規模が大きいことが示されている。米国基準からIFRSに移行した企業の占める割合については平均値の差の検定の場合と同様に、本稿のサンプル企業の方が非サンプル企業よりも有意に高い。しかしながらそれ以外の変数については、本稿のサンプル企業と非サンプル企業の間における有意な差は観察されていない。

パネルCは、SAMPLEを従属変数、先に挙げ

た10個の変数を独立変数とするプロビット分析の結果を示したものである。平均値と中央値の差に関する検定で得られた結果と一貫して有意な結果が得られているのはLog_Sizeである。IFRS任意適用を公表した企業のうち、規模の大きい企業が本稿のサンプルに含まれていると言える。また、ROA_EBITは10%水準で有意な正の値を示しており（ $t = 1.80$ ）、業績の良い企業ほど本稿の最終サンプルに含まれる可能性が高いと言える。しかし、他の8つの変数の係数は統計的に有意な値を取っていないため、本稿のサンプルはIFRS任意適用を公表した企業を概ね代表していると言える。このことから、本稿の分析結果にはサンプル・セレクション・バイアスが存在しないとは言えないまでも、その影響は相当程度低いものであると考えられる。

3.1.2 異常リターンの計測方法

IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調べるにあたって、本稿はKaramanou and Nishiotis (2009) に倣いCampbell et al. (1996) で示されているマーケット・モデルによる異常リ

表2 サンプル・セレクション・バイアスのテスト

パネルA：平均値の差	平均値		検定統計量	
	SAMPLE = 1	SAMPLE = 0	平均値の差	t-statistic
	<i>Tobins_Q</i>	1.421	2.894	-1.473
<i>Sales_GR</i>	9.176	12.872	-3.696	-0.79
<i>Profitability</i>	-7.586	10.051	-17.637	-1.92*
<i>Turnover</i>	1.095	0.972	0.123	0.97
<i>Log_Size</i>	13.672	12.613	1.059	2.50**
<i>Leverage</i>	45.536	49.235	0.301	0.07
<i>ROA_EBIT</i>	6.456	7.791	-1.335	-0.83
<i>Sales_F</i>	38.533	34.545	3.988	0.60
<i>USGAAP</i>	0.241	0.084	0.157	2.23**
<i>Goodwill</i>	3.580	6.271	-2.691	-1.53

パネルB：中央値の差

	中央値		検定統計量	
	SAMPLE = 1	SAMPLE = 0	中央値の差	z-statistic
<i>Tobins_Q</i>	0.976	1.262	-0.286	-1.90*
<i>Sales_GR</i>	4.960	7.656	-2.696	-0.96
<i>Profitability</i>	5.541	7.581	-2.040	-1.35
<i>Turnover</i>	0.962	0.893	0.069	1.20
<i>Log_Size</i>	13.740	12.721	1.019	2.37**
<i>Leverage</i>	52.103	51.563	0.540	0.14
<i>ROA_EBIT</i>	5.693	6.220	-0.527	-0.33
<i>Sales_F</i>	41.934	30.901	11.033	0.56
<i>USGAAP</i>	0.000	0.000	0.000	2.19**
<i>Goodwill</i>	1.321	2.556	-1.235	-1.30

パネルC：Sample Selection Probit Model

Variables	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-3.5024	-2.46**
<i>Tobins_Q</i>	-0.2589	-1.62
<i>Sales_GR</i>	-0.0020	-0.21
<i>Profitability</i>	-0.0416	-1.53
<i>Turnover</i>	0.0819	0.28
<i>Log_Size</i>	0.2975	2.78***
<i>Leverage</i>	-0.0152	-1.43
<i>ROA_EBIT</i>	0.0704	1.80*
<i>Sales_F</i>	-0.0023	-0.45
<i>USGAAP</i>	0.2598	0.64
<i>Goodwill</i>	-0.0283	-1.29
<i>Pseudo R²</i>	0.1953	
<i>N</i>	112	

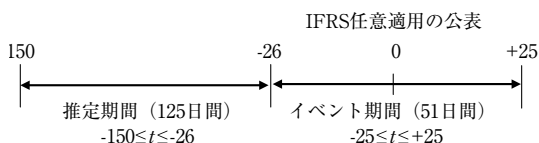
(注) 本表では、サンプル・セレクション・バイアスのテストの結果を載せている。パネルAとパネルBは平均値と中央値の差に関する検定結果を載せており、パネルCは以下の回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White (1980) の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

$$\text{Prob}(SAMPLE_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 Tobins_Q_i + \beta_2 Sales_GR_i + \beta_3 Profitability_i + \beta_4 Turnover_i + \beta_5 Log_Size_i + \beta_6 Leverage_i + \beta_7 ROA_EBIT_i + \beta_8 Sales_F_i + \beta_9 USGAAP_i + \beta_{10} Goodwill_i + \varepsilon_i$$

ただし、SAMPLE = IFRSの任意適用を公表した企業のうち、本章の最終サンプルに含まれる企業の場合に1の値をとるダミー変数；*Tobins_Q* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ(時価総額+負債の帳簿価額)/総資産の帳簿価額；*Sales_GR* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値(単位：%)；*Profitability* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における売上高営業利益率；*Turnover* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産回転率；*Log_Size* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数；*Leverage* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるレバレッジ(単位：%)；*ROA_EBIT* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産経常利益率(経常利益+支払利息-受取利息・配当金)/総資産(単位：%)；*Sales_F* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率(単位：%)；*USGAAP* = 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数；*Goodwill* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合(単位：%)；であり、下添字*i*は企業を表している。

*10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

ターンを用いる。まず、IFRS任意適用の公表日を $t = 0$ として、推定期間を $-150 \leq t \leq -26$ の125営業日、イベント期間を $-25 \leq t \leq +25$ の51日間と設定する¹³⁾。次に、推定期間のデータを用いて(1)式を回帰し、(1)式の係数を推定する。そして、回帰して得られた係数をもとに(2)式および(3)式のようにイベント期間における異常リターンを算出する。



$$r_{it} = \alpha + \beta r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ただし、

r_{it} : i 社の t 日における株式リターン（権利落ち等調整済み日次株価を利用）、

r_{mt} : 市場インデックス（TOPIX）の t 日における変化率、である。

$$ar_{it} = r_{it} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} r_{mt}) \quad (2)$$

$$AR_i = \frac{1}{29} \sum_{t=1}^{29} ar_{it} \quad (3)$$

ただし、

ar_{it} : i 社の t 日における異常リターン（権利落ち等調整済み日次株価を利用）、

AR_i : t 日における29社の ar_{it} を平均した平均異常リターン、である。

3.2. クロスセクショナル分析

3.2.1 推定モデルと変数の定義

$$\begin{aligned} CAR(0,+1)_i = & \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i \\ & + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i \\ & + \beta_6 Log_Size_i + YearFixedEffect_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

$CAR(0,+1)$: IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) とそ

の翌日 ($t = +1$) の2営業日における累積異常リターン（単位：%）、

$Sales_F$: IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率（単位：%）、

$USGAAP$: 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数、

$Goodwill$: IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合（単位：%）、

$Tobins_Q$: IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ（時価総額+負債の帳簿価額）/総資産の帳簿価額、

$Sales_GR$: IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値（単位：%）、

Log_Size : IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数、

$YearFixedEffect$: 年度ダミー変数、である。

本稿では、(4)式を用いたクロスセクショナル分析を行うことによって、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に、企業間で差異が存在するかを調査する。まず、本稿のクロスセクショナル分析における従属変数は $CAR(0,+1)$ である。 $CAR(0,+1)$ はKaramanou and Nishiotis (2009)に倣ってマーケット・モデルによる異常リターンをイベント日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の2営業日にわたって累積した累積異常リターンである。本稿では、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に、企業間の差異を生むと予想される3つの変数を設定する。それらは $Sales_F$ 、 $USGAAP$ 、 $Goodwill$ である。

第1に、 $Sales_F$ は、IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率であり、企業の国際的な事業展開の程度を測る変数である（Dumontier and Raffounier 1998；El-Gazzar et al. 1999；Murphy 1999）。国際的な事業展開を行っている企業には、国内を主たる営業活動の場とする企業に比べて様々な利害関係者が存在する。また、これらの利害関係者からは国際的に標準化

された会計情報への要求が高く、海外の先行研究では国際的な事業展開を行っている企業ほどこれらの利害関係者の要求を満たすためにIFRSや米国基準といった国際的な会計基準を任意適用することが発見されている (Dumontier and Raffounier 1998 ; El-Gazzar et al. 1999 ; Murphy 1999)。

日本においても同様の傾向が見受けられる。たとえば、2016年7月14日時点でIFRS任意適用の旨を公表した117社から新規上場とともにIFRSを適用する5社を除く112社のうち、約80%の会社 ($92/112 = 82.14\%$) がIFRSに移行する理由を説明している。また、IFRSに移行する理由を説明している企業の約90% ($83/92 \times 100 = 90.22\%$) が国際的な事業展開を行っていることを背景に財務諸表の国際的な比較可能性を高め、国内外における様々な利害関係者の利便性を高めることをその理由として掲げている。もし企業のこうした主張が正しければ、株式市場は国際的に展開している企業のIFRS適用をポジティブに捉え、正の反応を示すはずである。したがって、 $CAR(0,+1)$ と $Sales_F$ の間には正の関係が予測される。

第2に、 $USGAAP$ は、米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数である。海外の先行研究では、IFRSや米国基準といった国際的な会計基準の各国の会計基準に対する優位性が報告されている。また、そこでは米国基準がIFRSとほぼ同程度の質を持った財務報告を可能とする会計基準であることが報告されている¹⁴⁾ (Ashbaugh and Pincus 2001 ; Leuz and Verrecchia 2000 ; Leuz 2003 ; Cuijpers and Buijink 2005)。こうした中、IFRSの任意適用の旨を公表した日本企業の中には、米国基準からIFRSに移行した企業が14社 ($14/117 \times 100 = 11.97\%$) 存在している。

米国基準に準拠して作成された財務諸表とIFRSに準拠して作成された財務諸表が、投資家

の意思決定への情報有用性の観点からほぼ同程度であるならば、米国基準からIFRSに移行した企業が得られるベネフィットは低いはずである。その一方で、IFRSへの移行には新たな会計システムの導入などの移行コストが多額に発生することが報告されている¹⁵⁾ (金融庁 2015、p. 9)。したがって、米国基準からIFRSに移行した企業の場合はIFRSの任意適用に伴うコストがベネフィットを上回ると株式市場が評価する可能性があり、 $CAR(0,+1)$ と $USGAAP$ の間には負の関係が存在すると予測される¹⁶⁾。

第3に、 $Goodwill$ は、IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に対するのれんの割合である。IFRS適用のメリットとしては、利益の押し上げ効果が挙げられる。たとえば、日本基準の下ではのれんに関する減損テストに加えて規則的な償却が求められているが、IFRSの下ではのれんの会計処理が非償却・減損テストのみとなる。このため、IFRSを任意適用した日本企業にはのれんに関する規則的な償却が不要となるなどの影響で利益の押し上げ効果もたらされる (井上 2016 ; 石川 2015)。

また、井上 (2016) は、株式市場がIFRS任意適用の公表日に正の反応を示すことを発見し、純利益の押し上げ効果のような一時的なプラスの経済的帰結に対して株式市場が一時的に過剰反応を示したと解釈している。このように、もし株式市場がのれんの非償却に伴う純利益の押し上げ効果のような会計基準の違いによる利益の増加に機能的に固着しているのであれば、 $CAR(0,+1)$ と $Goodwill$ の間には正の関係が存在すると予測される。

他方、のれんの会計処理が非償却・減損テストのみと変更されることに伴い、投資家の期待エージェンシー・コストが上昇し、IFRSの任意適用を公表する企業の株価がむしろ下落する可能性も

存在する。日米の先行研究では、経営者がのれんの減損認識の有無、認識のタイミング、およびその金額について相当程度の裁量を有しており、与えられた裁量を機会主義的に行使していることが発見されている（Beatty and Weber 2006；Ramanna and Watts 2012；石井 2014）。IFRSではのれんの会計処理が非償却・減損テストのみとなるため、のれんが定期的に償却されないだけのため、のれんが増加する。また、のれんの帳簿価額が増加することは、経営者による裁量の機会が増加することを意味している（Watts 2003；LaFond and Watts 2008）。したがって、IFRSの下では経営者がのれんの減損に関する意思決定を行う際に機会主義的に行使できる裁量が増すと考えられる。市場の合理性を前提とする限り、平均的に合理的な投資家はこのことを既に予測しているはずである。このように、もし合理的な投資家がのれんの会計処理の変更によってもたらされる裁量の増加にネガティブに反応しているのであれば、期待エージェンシー・コスト（割引率）の上昇による株価の下落を通じてCAR(0,+1)とGoodwillの間には負の関係が観察されると予測される。

Tobins_Q、*Sales_GR*、*Log_Size*は、Karamanou and Nishiotis (2009)においてIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に企業間で差異を生じさせることが観察された3つの変数である。本稿では先行研究における発見事項をコントロールするためにこれらの変数を(4)式に組み込んでいる¹⁷⁾。なお、(4)式に含まれるコントロール変数の定義および測定方法は全て、Karamanou and Nishiotis (2009)に従っている。本稿ではKaramanou and Nishiotis (2009)と同様に、CAR(0,+1)と*Tobins_Q*および*Log_Size*間には負の関係が、*Sales_GR*との間には正の関係があると考えられる。*YearFixedEffect*は年度ダミーである。

3.2.2 データベースと記述統計量

本稿の分析では、次の2つのデータベースを利用している。まず、企業がIFRSの任意適用を公表した日、すなわちイベント日を特定するにあたってeolを用いている。次に、財務データと株価データを日経NEEDS FinancialQUEST2.0から取得している。

表3は本稿のクロスセクショナル分析およびその頑健性テストに用いる各変数の記述統計量を示しており、表4は各変数の相関係数を示している。まず、クロスセクショナル分析に用いる各変数についてみることにしよう。本稿の従属変数であるCAR(0,+1)の平均値は-0.163であるのに対して中央値は0.063であり、左に歪んだ分布を示していることがわかる。次に、クロスセクショナル分析に用いる説明変数についてみると、本稿の1つ目の説明変数である*Sales_F*は平均値が38.533であるのに対して中央値が41.934であることから、ほぼ左右対称に近い分布を示していることがわかる。2つ目の説明変数であるUSGAAPの平均値は0.241であり、このことは本稿のサンプルのうち米国基準からIFRSに移行した企業が24.1%（7社）であることを意味している。3つ目の説明変数である*Goodwill*の平均値は3.580であるのに対し中央値が1.321であり、やや右に歪んだ分布となっている。

続いて、クロスセクショナル分析に用いるコントロール変数についてみると、*Tobins_Q*は平均値が1.421であるのに対して中央値は0.976であることから、やや右に歪んだ分布をとることが示されている。同様に、*Sales_GR*も平均値と中央値がそれぞれ9.176と4.960であり、右に歪んだ分布を示しているだけでなくその程度は*Tobins_Q*に比べて大きいことが示されている。*Size*の平均値は30,292億円であるのに対して中央値は9,275億円であり、極めて右に歪んだ分布を示していた。し

表3 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>CAR</i> (0,+1)	-0.163	2.001	-4.118	-0.819	0.063	1.020	4.086	29
<i>Sales_F</i>	38.533	31.176	0.000	0.000	41.934	66.269	86.885	29
<i>USGAAP</i>	0.241	0.435	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	29
<i>Goodwill</i>	3.580	4.956	0.000	0.075	1.321	5.305	20.264	29
<i>Tobins_Q</i>	1.421	1.012	0.719	0.875	0.976	1.657	5.190	29
<i>Sales_GR</i>	9.176	16.054	-17.072	0.701	4.960	11.304	57.618	29
<i>Size</i>	30,292	44,973	47,510	3,849	9,275	34,794	156,220	29
<i>Log_Size</i>	13.672	1.920	8.466	12.861	13.740	15.062	16.564	29
<i>ROA_EBIT</i>	6.456	6.454	-16.270	4.082	5.693	9.486	25.297	29
<i>Leverage</i>	49.536	20.348	12.255	40.995	52.103	65.031	84.416	29
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.318	0.190	0.148	0.206	0.243	0.320	0.761	29
<i>Return_Volatility</i>	2.144	1.227	1.048	1.607	1.946	2.220	7.917	29

(注) 本表では、分析に用いる変数の記述統計量を示している。変数の定義は次のようである。*CAR*(0,+1) = IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の2営業日における累積異常リターン (単位: %); *Sales_F* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率 (単位: %); *USGAAP* = 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数; *Goodwill* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合 (単位: %); *Tobins_Q* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ (時価総額+負債の帳簿価額)/総資産の帳簿価額; *Sales_GR* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値 (単位: %); *Size* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産; *Log_Size* = *Size*の自然対数; *ROA_EBIT* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産経常利益率 (経常利益+支払利息-受取利息・配当金)/総資産 (単位: %); *Leverage* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるレバレッジ (単位: %); *Bid-Ask Spread* = 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値 (単位: %); *Return_Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差 (単位: %); である。*Bid-Ask Spread*と*Return_Volatility*の測定期間はIFRSの任意適用を公表した期の直前の会計年度の1年間である。なお、*Size*の単位は1億円である。

しかし、対数変換した後の変数である*Log_Size*の平均値と中央値はそれぞれ13.672と13.740であることから、対数変換を行うことで、ほぼ左右対称に近い分布をとるようになったことが示唆される。クロスセクショナル分析に対する頑健性テストに用いる変数についてみると、*ROA_EBIT*、*Leverage*、*Bid-Ask Spread*、*Return_Volatility*の平均値 (中央値) はそれぞれ6.456 (5.693)、49.536 (52.103)、0.318 (0.243)、2.144 (1.946) であり、やや右に歪んではいるもののほぼ左右対称に近い分布を示していることがわかる。

次に、本稿の分析に用いる変数間の相関係数を示したものが表4である。表4からは、本稿の従属変数である*CAR*(0,+1)と各変数との相関係数がそれぞれ、-0.106 (*Sales_F*)、-0.105 (*USGAAP*)、-0.260 (*Goodwill*)、-0.079 (*Tobins_Q*)、-0.310

(*Sales_GR*)、0.204 (*Log_Size*)、0.064 (*ROA_EBIT*)、0.039 (*Leverage*)、-0.156 (*Bid-Ask Spread*)、-0.232 (*Return_Volatility*) であることがわかる。つまり、*Sales_F*、*Goodwill*、*Tobins_Q*、*Sales_GR*、*Bid-Ask Spread*、*Return_Volatility*の値が高い企業ほど*CAR*(0,+1)が低いものに対して、*Log_Size*、*Leverage*、*ROA_EBIT*の値が高い企業ほど*CAR*(0,+1)が高いことを示唆している。また、米国基準からIFRSに移行した企業の場合は*CAR*(0,+1)が低いと言える。しかし、こうした変数間の関係は2つの変数の間に影響を与えうる他の変数の影響を考慮していない。このため、ここで得られた結果は多変量分析を行う前の予備的なものとして解釈されるべきである。

表4 相関係数

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)
(a) <i>CAR</i> (0,+1)	1.000										
(b) <i>Sales_F</i>	-0.106	1.000									
(c) <i>USGAAP</i>	-0.105	-0.371	1.000								
(d) <i>Goodwill</i>	-0.260	-0.081	-0.268	1.000							
(e) <i>Tobins_Q</i>	-0.079	0.114	-0.261	0.064	1.000						
(f) <i>Sales_GR</i>	-0.310	0.118	-0.235	0.202	0.184	1.000					
(g) <i>Log_Size</i>	0.204	-0.343	0.625	0.061	-0.422	-0.463	1.000				
(h) <i>ROA_EBIT</i>	0.064	-0.198	-0.237	-0.115	-0.262	-0.083	-0.058	1.000			
(i) <i>Leverage</i>	0.039	-0.127	0.440	-0.072	-0.575	-0.337	0.595	-0.263	1.000		
(j) <i>Bid-Ask Spread</i>	-0.156	0.248	-0.339	-0.262	0.064	0.120	-0.490	-0.185	0.169	1.000	
(k) <i>Return_Volatility</i>	-0.232	0.258	-0.180	-0.037	0.617	0.619	-0.623	-0.426	-0.387	0.277	1.000

(注) 本表では、分析に用いる各変数間のピアソン相関係数を示している。変数の定義は次のようである。*CAR*(0,+1) = IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の2営業日における累積異常リターン (単位: %); *Sales_F* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率 (単位: %); *USGAAP* = 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数; *Goodwill* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合 (単位: %); *Tobins_Q* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ (時価総額+負債の帳簿価額)/総資産の帳簿価額; *Sales_GR* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値 (単位: %); *Log_Size* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数; *ROA_EBIT* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産経常利益率 (経常利益+支払利息-受取利息・配当金)/総資産 (単位: %); *Leverage* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるレバレッジ (単位: %); *Bid-Ask Spread* = 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値 (単位: %); *Return_Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差 (単位: %); である。なお、*Bid-Ask Spread*と*Return_Volatility*の測定期間はIFRSの任意適用を公表した期の直前の会計年度の1年間である。

4. 分析の結果

4.1. イベントスタディ分析の結果

本節では、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の平均的な反応を調べるために、IFRS任意適用の公表日とその前後25営業日をイベント期間として、イベント期間における各社の異常リターンである ar の平均値 AR がゼロと有意に異なるか否か、およびイベント期間における各社の異常リターンである ar の符号に関する検証を行っている。なお、異常リターンの平均値に関する検定に用いられている検定方法は t 検定であり、異常リターンの符号に関する検定に用いられている検定方法はWilcoxonの符号付順位と検定である。

表5は、その結果を示したものである。まず、イベント期間における各社の異常リターンの平均値である AR がゼロと有意に異なるか否かに関す

る検証結果を示した(a)列についてみると、IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) における AR の値は0.1029%で正の値を示しているものの、有意な値とはなっていない ($t = 0.34$)。このことは、IFRS任意適用の公表に対して株式市場が平均的には統計的に有意な正の反応を示していないことを示唆しており、イベント日における市場の正の有意な反応を報告した井上 (2016) とは異なる結果である。しかし、イベント期間における各社の異常リターンである ar の符号に関する検証を行っている(b)列についてみると、IFRS任意適用の公表日において株式市場が正の反応を示している企業が15社であるのに対して負の反応を示している企業が14社でほぼ半々に分かれていることがわかる。この結果、平均的にみるとゼロと有意に異なる結果が得られている可能性がある。したがって、どのような特性を有する企業に

表5 イベントスタディ分析の結果

Day	Market Model				Market Return Adjusted Method			
	(a)		(b)		(c)		(d)	
	AR		Sign of ar		AR		Sign of ar	
	%	t-statistic	PO/NE	z-statistic	%	t-statistic	PO/NE	z-statistic
-25	0.2415	0.62	16 / 13	-0.01	0.1215	0.33	15 / 14	-0.42
-20	-0.1979	-0.48	14 / 15	-0.53	-0.2379	-0.58	13 / 16	-0.68
-15	0.2349	0.90	15 / 14	0.42	0.2712	1.00	14 / 15	0.53
-10	-0.0815	-0.40	11 / 18	-1.11	-0.0596	-0.28	14 / 15	-0.75
-5	-0.0860	-0.50	11 / 18	-0.82	-0.1108	-0.80	10 / 19	-1.29
-4	-0.4253	-2.15**	11 / 18	-1.91*	-0.3780	-1.93*	12 / 17	-1.72*
-3	-0.2701	-1.57	10 / 19	-2.03**	-0.1700	-0.96	12 / 17	-1.09
-2	-0.0486	-0.29	12 / 17	-0.40	-0.0010	-0.01	14 / 15	-0.08
-1	-0.0343	-0.14	12 / 17	-0.66	-0.1094	-0.49	13 / 16	-0.72
0	0.1029	0.34	15 / 14	0.36	0.1518	0.53	14 / 15	0.40
+1	-0.2656	-0.92	14 / 15	-0.79	-0.2784	-1.04	15 / 14	-0.83
+2	-0.0651	-0.23	13 / 16	-0.66	-0.0451	-0.15	12 / 17	-0.79
+3	-0.0995	-0.43	13 / 16	-1.03	-0.1738	-0.74	10 / 19	-1.31
+4	-0.0977	-0.36	12 / 17	-0.92	-0.0863	-0.33	12 / 17	-0.92
+5	-0.5458	-1.67*	11 / 18	-1.72*	-0.5316	-1.74*	12 / 17	-1.63
+10	0.0813	0.36	15 / 14	0.23	0.0212	0.10	14 / 15	-0.10
+15	-0.2122	-0.81	12 / 17	-0.83	-0.1805	-0.73	12 / 17	-1.05
+20	-0.6232	-2.72***	9 / 20	-2.45**	-0.4644	-2.16**	11 / 18	-1.91*
+25	0.1796	0.57	15 / 14	0.31	0.1986	0.64	16 / 13	0.88

(注) 本表では、IFRS任意適用の公表日を $t=0$ として、推定期間を $-150 \leq t \leq -26$ の125営業日、イベント期間を $-25 \leq t \leq +25$ の51日間と設定した場合のイベントスタディ分析の結果を載せている。(a)列と(b)列には異常リターンの測定方法としてマーケット・モデルを用いた場合の結果を示しており、(c)列と(d)列は市場リターン控除法を用いた場合の結果を示している。なお、異常リターンの平均値に関する検定に用いられている検定方法はt検定であり、異常リターンの符号に関する検定に用いられている検定方法はWilcoxonの符号付順位と検定である。

*10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

対して株式市場が正と負の反応を示しているのかわかることを確認する必要があると言える。本稿ではこの点について、次の4.2節においてクロスセクショナル分析を行うことで確認する¹⁸⁾。

4.2. クロスセクショナル分析の結果

表6の(a)列は、(4)式の推定結果を示したものである。まず、本稿の1つ目の説明変数であるSales_Fの係数は-0.0065で有意ではない($t = -0.76$)。このことは、海外売上高比率はIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応における企業間の差異を有意に説明できる変数ではないことを意味している。IFRSに移行する理由を説明している企業の約90%を超える会社が国際的な事業

展開を行っていることを背景に財務諸表の国際的な比較可能性を高め、国内外における様々な利害関係者の利便性を高めることをIFRSに移行する理由として掲げているにもかかわらず、株式市場は国際的に展開している企業のIFRS適用をポジティブに捉えていないのは興味深い。

第2に、本稿の2つ目の説明変数であるUSGAAPの係数は-4.1352で、1%水準で有意な負の値を示していることがわかる($t = -3.78$)。このことは、予測と整合的に株式市場が米国基準からIFRSへの移行をネガティブに評価していることを意味している。つまり、株式市場は米国基準からIFRSに移行する会社の純便益が日本基準からIFRSに移行する会社のそれよりも

表6 クロスセクショナル分析の結果

Variables		(a)		(b)	
		coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	?	-3.0708	-1.07	-6.1644	-1.39
<i>Sales_F</i>	+	-0.0065	-0.76	-0.0123	-1.49
<i>USGAAP</i>	-	-4.1352	-3.78***	-3.0094	-2.51**
<i>Goodwill</i>	?	-0.1905	-2.48**	-0.1887	-3.03***
<i>Tobins_Q</i>	-	0.0444	0.14	0.1060	0.34
<i>Sales_GR</i>	+	0.0071	0.27	-0.0127	-0.49
<i>Log_Size</i>	-	0.6482	2.89***	0.5738	1.98**
<i>YearFixedEffect</i>		Included		Excluded	
<i>Adj.R²</i>		0.2639		0.1729	
<i>N</i>		29		29	

(注) 本中では、以下の回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White (1980) の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

$$CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + YearFixedEffect + \varepsilon_i$$

$$CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \varepsilon_i$$

ただし、 $CAR(0,+1)$ = IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の2営業日における累積異常リターン (単位: %) ; $Sales_F$ = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率 (単位: %) ; $USGAAP$ = 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数 ; $Goodwill$ = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合 (単位: %) ; $Tobins_Q$ = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ (時価総額 + 負債の帳簿価額) / 総資産の帳簿価額 ; $Sales_GR$ = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値 (単位: %) ; Log_Size = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数 ; $YearFixedEffect$ = 年度ダミー変数 ; であり、下添字 i は企業を表している。

*10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

低いと少なくとも短期的には受け止めている可能性がある。

第3に、本稿の3つ目の説明変数である *Goodwill* の係数は-0.1905で、5%水準で有意な負の値を示している ($t = -2.48$)。総資産に占めるのれんの割合が大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場が負に反応することを意味している。ここからは、株式市場がのれんの非償却に伴う利益の増加に対して機械的に反応しているよりはむしろ、のれんの減損に関する意思決定を行う際に機会主義的に行使できる裁量が増加することに対してネガティブに反応している可能性が示唆される。つまり、市場の合理性を前提とする限り、平均的に合理的な投資家はのれんの会計処理の変更によってもたらされる裁量の増加に対して期待エージェンシー・コストを高めている可能性がある。

本稿のコントロール変数についてみると、

Tobins_Q と *Sales_GR* の係数は有意な値をとっておらず、*Log_Size* の係数は予測とは逆に有意な正の値をとっていることがわかる。このことは、海外の企業を対象に有意だった変数では日本企業の事例を説明できない可能性があることを示唆している¹⁹⁾。また、*Log_Size* に関する結果からは規模が大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場が正の反応を示すことが示唆されている。つまり、株式市場は規模が大きい企業ほどIFRSへの移行プロセスが効率的かつ効果的に行われていると考え、その結果ポジティブな反応を示している可能性があるかもしれない。最後に、本稿ではKaramanou and Nishiotis (2009) に倣って年度ダミーを分析から除外した場合の推定結果を(b)列に示している。本稿のサンプルは29社から構成されており、サンプルサイズが極めて小さい。このため、回帰分析における自由度の低さが

懸念される可能性がある。分析の結果、(a)列に示した結果と概ね首尾一貫した結果が得られている。

4.3. 頑健性テスト

本節では、前節で得られた結果に対する頑健性テストを行う。第1に、異常値の影響の排除である。前節では分析に用いる連続変数について異常値処理を行っていないため、得られた結果が異常値の影響を受けている可能性がある。そこで、本節では分析に用いる連続変数について上下0.5%を基準にウィンザライズを実施した上で再度分析を行い、前節で得られた結果が異常値の影響の排除に対して頑健であるかどうかを確認する。その分析結果を示した表7の(a)列についてみると、Goodwillの係数の有意水準が5%水準($t = -2.48$)から10%水準($t = -1.94$)に低下しているが、分析に用いる各変数について前節で得られた結果とおおむね整合的な結果が得られていることがわかる。したがって、前節で得られた結果は異常値の影響の排除に対して頑健であると言える。

第2に、潜在的な欠落変数の影響の考慮である。前節ではGoodwillに関する結果について、平均的に合理的な投資家がのれんの会計処理の変更によってもたらされる裁量の増加に対して期待エージェンシー・コストを高め、その結果企業の割引率の上昇を通じて株価が下落した可能性があるとして解釈している。しかし、業績が低迷している企業や財政状態が悪化している企業ほどのれんの非償却に伴う利益の増加や財政状態の改善を目的にIFRSを機会主義的に適用している可能性がある。こうした見立てが正しい場合、前節で得られた結果は、企業の業績や財政状態の影響を受けている可能性がある。

また、もし企業がのれんの非償却を狙いとしてIFRSの任意適用を機会主義的に選択しているのであれば、その程度は情報の非対称性の高い企業

ほど顕著であると考えられる。こうした見立てが正しい場合、前節で得られた結果は、企業の情報の非対称性の程度に影響を受けている可能性がある。したがって、本稿ではこれらの潜在的な欠落変数の影響を考慮してもなお、Goodwillについて前節と同様の結果が得られるかどうかを確認する。なお、頑健性テストにあたっては企業の総資産利益率(ROA_EBIT)とレバレッジ($Leverage$)をそれぞれ企業の業績と財政状態の代理変数として用いる。

さらに、情報の非対称性の代理変数としてはビッド・アスク・スプレッド($Bid-Ask Spread$)と株式リターンのボラティリティ($Return_Volatility$)の2つの尺度を用いる(金2016)。潜在的な欠落変数の問題を考慮に入れた分析の結果は、表7の(b)列から(e)列に示されている。分析の結果、 ROA_EBIT 、 $Leverage$ 、 $Bid-Ask Spread$ 、 $Return_Volatility$ いずれの変数をコントロールしてもなお、Goodwillの係数は負に有意であった。したがって、Goodwillに関する結果は潜在的な欠落変数の影響に対して頑健であると言える。

第3に、USGAAPとGoodwillについて前節で得られた結果が他の要因の影響ではなく、IFRS任意適用の公表それ自体の影響を捉えているかどうかを確認するために、マッチング・サンプルを用いた疑似イベントスタディおよびクロスセクショナル分析を行う。具体的には、本節ではまず、本稿のサンプルに含まれるIFRS任意適用公表企業29社について業種と規模²¹⁾を基準に29社のマッチング企業を抽出した²²⁾。それから、抽出されたマッチング企業についてそのペアとなるIFRS任意適用公表企業のイベント日をそれぞれ割り当て、疑似イベントスタディおよびクロスセクショナル分析を実施している。

表7の(f)列にはマッチング・サンプルを用い

表7 頑健性テストの結果

Variables	(a) 異常値処理		(b) 業績		(c) 財政状態		(d) 情報の非対称性①		(e) 情報の非対称性②		(f) マッチング・サンプル	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-2.5601	-0.91	-1.8469	-0.50	-2.9120	-1.05	0.1973	0.06	-2.6678	-0.74	-1.2936	-0.32
<i>Sales_F</i>	-0.0069	-0.88	-0.0126	-1.18	-0.0054	-0.51	-0.0045	-0.46	-0.0061	-0.67	0.0333	1.97
<i>USGAAP</i>	-3.8356	-3.96***	-4.5229	-3.84***	-4.1014	-3.71***	-4.1963	-3.63***	-4.0944	-3.71***	0.3585	0.32*
<i>Goodwill</i>	-0.1716	-1.94*	-0.2102	-2.52**	-0.1943	-2.31**	-0.2125	-2.62***	-0.1932	-2.37**	0.0038	0.03
<i>Tobins_Q</i>	-0.0721	-0.18	-0.1309	-0.25	-0.0228	-0.07	-0.0848	-0.24	0.1237	0.23	-0.1868	-0.28
<i>Sales_GR</i>	-0.0046	-0.14	0.0057	0.22	0.0077	0.28	0.0065	0.26	0.0105	0.31	0.0360	2.54**
<i>Log_Size</i>	0.5891	2.87***	0.6192	2.67***	0.6829	2.30**	0.4976	2.33**	0.6340	2.63***	0.1059	0.36
<i>ROA_EBIT</i>			-0.0558	-0.88								
<i>Leverage</i>					-0.0086	-0.33						
<i>Bid-Ask Spread</i>							-2.8712	-1.35				
<i>Return_Volatility</i>									-0.1095	-0.21		
<i>YearFixedEffect</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>Adj. R²</i>	0.2739		0.2397		0.2226		0.2987		0.2190		0.2740	
<i>N</i>	29		29		29		29		29		29	

(注) 本中では、以下の回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White (1980) の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

$CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 Return_Volatility_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (a)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 ROA_EBIT_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (b)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 Leverage_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (c)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 Bid-Ask_Spread_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (d)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 Return_Volatility_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (e)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (f)

ただし、 $CAR(0,1) = IFRS$ 任意適用の公表日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の 2 営業日における累積異常リターン (単位: %) ; $Sales_F = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率 (単位: %) ; $USGAAP =$ 米国基準から IFRS に移行した企業の場合に 1 をとるダミー変数 ; $Goodwill = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合 (単位: %) ; $Tobins_Q = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における直近 2 期間の売上高成長率の平均値 (単位: %) ; $Log_Size = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数 ; $ROA_EBIT = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における総資産経常利益率 (経常利益 ÷ 支払利息 - 受取利息 ÷ 配当金) / 総資産 (単位: %) ; $Leverage = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期におけるレバレッジ (単位: %) ; $Bid-Ask_Spread =$ 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値 (単位: %) ; $Return_Volatility =$ 日次株式リターンの標準偏差 (単位: %) ; $YearFixedEffect =$ 年度ダミー変数 ; であり、下添字 i は企業を表している。なお、 $Bid-Ask_Spread$ と $Return_Volatility$ の測定期間は IFRS の任意適用を公表した期の直前の会計年度の 11 年間である。また、(f) 式に示されているマッチング・サンプルを用いた頑健性テストを行うにあたっては、まず本稿のサンプルに含まれる IFRS 任意適用公表企業 29 社について業種と規模を基準に 29 社のマッチング企業を抽出し、それから抽出されたマッチング企業についてそのペアとなる IFRS 任意適用公表企業のイベント日をそれぞれ割り当て、疑似イベントスタディおよびクロスセクションナル分析を実施している。

*10%水準で有意 **5%水準で有意 ***1%水準で有意

た分析の結果が示されている。USGAAPと Goodwillの係数は有意な値となっておらずその符号も前節で得られた結果とは反対に正を示していることがわかる ($t = 0.32, 0.03$)。したがって、USGAAPと Goodwillについて前節で得られた結果は、本稿の分析に含まれるIFRS任意適用公表企業29社とそのマッチング企業の間には存在する観察されないもしくは本稿で考慮しきれなかった何らかの要因の影響ではなく、IFRS任意適用の公表それ自体の影響を捉えている可能性が高い²³⁾。

5. 結論および残された課題

本稿では、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場がどのように反応しているのか、および企業間で当該反応に差異があるかどうかを分析した。分析結果は次の通りである。第1に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場は平均的には統計的に有意な正の反応を示していないことが確認された。第2に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間で差異が存在することが確認された。具体的には、米国基準からIFRSに移行した企業に対して株式市場は負の反応を示していること、総資産に占めるのれんの割合の大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は負の反応を示していることが確認された。また、規模の大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は正の反応を示すことがわかった。これらの発見事項は、IFRSの任意適用を公表した企業の中には株式市場が正の反応を示している企業と負の反応を示している企業とが混在しており、株式市場はIFRSの任意適用を公表する企業の特성에応じて異なる反応を示していることを示唆している。

本稿では得られた結果の信頼性を高めるために、様々な頑健性テストを実施している。頑健性テストの結果、本稿の結果は異常値の影響の排除、潜在的な欠落変数の影響の考慮、およびマッチング・サンプルを用いた分析に対して頑健であることが確認されている。しかし、本稿の結果が本稿で実施した頑健性テストに対して頑健であるにも関わらず、潜在的な欠落変数が本稿の結果に影響を与えている可能性は依然として存在している。このため、本稿の結果を解釈するにあたっては注意が必要である。また、本稿のサンプルは29社から構成されており、サンプルサイズが極めて小さい。このため、本稿で得られた結果はあくまでも予備的なものとして解釈されるべきである。

こうした限界は存在するものの、本稿には以下のような点で先行研究に対して追加的な貢献がある。つまり、本稿は日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に企業間で差異が存在することを明らかにしている点で、日本企業を対象としたこれまでの研究に新たな知見を提供している。また、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応における企業間の差異を生むと予想される要因を考える際に、日本の状況を考慮に入れた変数を追加した分析を行うことで、Karamanou and Nishiotis (2009) の分析を拡張している。さらに、本稿には次のような意義がある。1つ目は、実務的な意義である。本稿は、IFRSの任意適用を公表する企業の期待とは裏腹に株式市場がネガティブに反応しうる要因を特定しそれらに関する実証的証拠を提示している点で、IFRS任意適用の公表を予定している企業に示唆を与えるものである。2つ目は、政策的な意義である。本稿は日本企業によるIFRS適用効果を検証している点で、日本におけるIFRS強制適用の是非に関する議論をする上で有益な情報を提供している。

ただし、本稿では解明しきれていない点も存在する。1つ目は、Karamanou and Nishiotis (2009) と異なる結果が得られた理由について十分に考察を加えられていない点である。Karamanou and Nishiotis (2009) は各国の会計基準からIFRSへの移行に伴い企業の情報開示が増加することを前提としているが、日本基準からIFRSへの移行の場合にもこのような前提が成り立つのであろうか。もし日本基準とIFRSとが情報開示という観点からほぼ同等であると株式市場が評価している場合には、IFRSに移行する前の会計基準の質の違いによって本稿とKaramanou and Nishiotis (2009) の結果の違いがもたらされたかもしれない。しかし、この点については今後の更なる精緻な検討が必要と思われる。第2に、本稿ではIFRSに準拠して作成された財務諸表が実際に開示された際に株式市場に与える影響に関する調査が行われていない点である。本稿はIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査したものであり、この意味でIFRS適用効果に対する株式市場の事前の期待を評価したものであると言える。しかし、IFRSにもとづいて作成された財務諸表が実際に開示された場合にもたらされうる経済的帰結は、IFRS任意適用に対する株式市場の事前の期待と必ずしも一致すると言えない。したがって、今後は海外の企業を対象とした先行研究のように (Leuz and Verrecchia 2000 ; 金 2016)、IFRSに準拠して作成された財務諸表が実際に株式市場に開示された際に、投資家間の情報の非対称性などにどのような影響を与えるかといった問いについて、別途調査を行う必要があると考えられる。

《注》

1) 本稿では、国際会計基準 (International Accounting Standards : IAS) および国際財務報告基準 (International Financial

Reporting Standards : IFRS) の総称としてIFRSという言葉を用いる。

- 2) 「IFRS適用済・適用決定会社一覧」東京証券取引所、<http://www.jpix.co.jp/listing/others/ifrs/index.html>には、IFRSの任意適用を公表した日本企業が115社 (IFRS任意適用企業85社、IFRS任意適用予定企業30社) であると記載されている (2016年7月14日時点)。しかし、筆者の調査の結果、GCAサヴィアン (2174、東証1部) と健康コーポレーション (2928、札幌証券取引所) も2014年3月3日と2016年5月16日にIFRSの任意適用を正式に公表していることがわかった。このため、本稿ではこれらの2社をIFRSの任意適用を公表した企業 (IFRS任意適用予定企業) に追加している。なお、GCAサヴィアンは2014年3月3日にIFRSの任意適用を正式に公表した後、同年5月13日にIFRS導入の延期を公表した。しかし本稿のイベントスタディ分析におけるイベント期間はIFRS任意適用の公表日とその前後25日間を含む51日間である。つまり、GCAサヴィアンの場合IFRS導入延期の公表の影響が本稿のイベントスタディ分析の結果に影響を与えないため、本稿ではGCAサヴィアンをIFRSの任意適用を公表した企業として扱っている。
- 3) 具体的には、「日本経済新聞」、「日経産業新聞」、「日経流通新聞」、「日経金融新聞」である。
- 4) 新聞報道がなされている企業の中には、企業自身がIFRSの任意適用を正式に公表していない場合も存在する (井上 2016、注19を参照)。
- 5) 15:00以降に開示した企業の場合は、その翌日をイベント日としている。
- 6) 具体的には、サンプルサイズが小さい場合、市場リターン控除法を用いて測定される異常リターンには、マーケット・モデルを用いて測定されるそれに比べてバイアスが生じやすい。
- 7) たとえば、Ashbaugh and Pincus (2001)、Cuijpers and Buijink (2005)、Daske et al. (2008)、Karamanou and Nishiotis (2009)、Li (2010)、Kim and Shi (2012)、Daske et al. (2013) を参照されたい。他方、日本の企業会計基準委員会は、2004年以降国際会計基準審議会と会計基準のコンバージェンス・プロジェクトを積極的に推進し、EU同等性評価に前向きに対応してきた。その結果、EUの同等性評価における重要な差異 (26項目) は2008年までにほぼ解消されている (辻山 2014、p. 53)。このため、日本基準からIFRSへの移行の場合にもこのような前提が満たされるか否かについては議論の余地がある。しかし、本稿ではこの点に関する積極的な議論は行っていない。
- 8) 具体的には、オーストラリア、ベルギー、スイス、ドイツ、デンマーク、オランダ、トルコ、南アフリカである。
- 9) 本稿の目的はIFRSの任意適用を公表した企業に対する株式市場の反応を調査することにあるため、母集団を全上場企業ではなくIFRSの任意適用を公表した企業としている。
- 10) Karamanou and Nishiotis (2009) では売上総利益率が用いられているが、本稿では売上総利益が入手できない企業が存在していたため、営業利益率を用いて *Profitability* を測定

- している。
- 11) Karamanou and Nishiotis (2009) では企業をフォローするアナリストの数 (*FOLL*) も分析に用いられている。しかしながら、本稿では *FOLL* に関するデータが入手できなかったため、*FOLL* の影響を考慮に入れた分析を行うことができていない。この点は、本稿の限界である。
 - 12) ただし、*Sales_GR* の場合は、各社がIFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値を用いている。
 - 13) 前述の通り、大引けの15:00以降に開示された場合には公表日の翌日を $t = 0$ としている。
 - 14) IFRSから米国基準への調整額が増分的な情報有用性を有すること (Harris and Muller 1999; Gordon et al. 2008) や米国基準に準拠して作成された利益の方がIFRSに準拠して作成された利益よりも利益反応係数が高いこと (Bartov et al. 2005) を報告している論文も存在する。
 - 15) 具体的には、IFRSへの移行コストとして①システム対応、②財務諸表一式の作成 (テスト段階)、③内部統制の構築、④外部アドバイザーの利用に必要なコストが挙げられている。
 - 16) 日本基準からIFRSに移行する企業と米国基準からIFRSに移行する企業とではIFRSへの移行に伴うコストが異なるかもしれない。しかし、本稿では日本基準からIFRSに移行する際に生じるコストと米国基準からIFRSに移行する際に生じるコストとが同様であるという前提の下でこうした予測を行っている。コストに関する比較ができていない点は本稿の限界である。
 - 17) Karamanou and Nishiotis (2009) では *Tobins_Q*、*Sales_GR*、*Log_Size* 以外にも、企業をフォローするアナリストの数 (*FOLL*) と銘柄に対するアナリストの推奨を表すダミー変数 (*RECDUM*) が分析に用いられている。しかし、本稿ではデータ入手上の制約のため、これらの変数の影響を考慮した分析を行うことができていない。この点は、本稿の限界である。なお、Karamanou and Nishiotis (2009) の分析に含まれる企業は8カ国にわたっており、彼らは各国の投資家保護の水準の違いをコントロールするために *D_IAS*、*EFFIC*、*ANTI_DIR* といった国レベルにおける3つの変数を追加的にモデルに組み込んでいる。しかし、本稿はKaramanou and Nishiotis (2009) とは違って日本企業に焦点を絞った分析を行っているため、これらの変数を考慮する必要がない。
 - 18) なお、本稿では井上 (2016) の結果との比較可能性を担保するために異常リターン測定方法として市場リターン控除法を用いた場合の結果を (c) 列と (d) 列に提示している。(c) 列についてみると、IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) における *AR* の値が0.1518%でマーケット・モデルを用いた場合よりもやや高まっているが依然として有意な値とはなっていないことがわかる ($t = 0.53$)。したがって、異常リターンの測定方法の違いが本稿と井上 (2016) の結果の違いをもたらしたわけではないと考えられる。本稿と井上 (2016) とで異なる結果が得られた潜在的な理由の一つとしては、サンプル期間の違いが挙げられる。つまり、IFRSの任意適用を初期に公表した企業ほど株式市場が強い正の反応を示しているような場合には、本稿の検定力が井上 (2016) のそれよりも弱い可能性がある。このような論点については、今後の更なる精緻な検討が必要である。
 - 19) しかし、本稿はKaramanou and Nishiotis (2009) におけるコントロール変数の一つである企業をフォローするアナリストの数 (*FOLL*) がコントロールできていないため、この点に関する踏み込んだ議論を行うことはできない。この点は本稿の限界であり、今後の更なる検討が求められる。
 - 20) 金 (2016) は情報の非対称性の代理変数としてビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、および株式リターンのボラティリティの3つの尺度を用いているが、ビッド・アスク・スプレッドと株式リターンのボラティリティについてしか有意な結果を得られていない。売買回転率は、ポートフォリオ組み換え、流動性ショック、投資家のリスク選考の変化などといった情報の非対称性とは関係のない他の様々な要因によっても影響を受ける可能性が高い (Bartov and Bodnar 1996; Leuz and Verrecchia 2000; 金 2016)。つまり、売買回転率については測定誤差の問題が懸念されるため、本稿では情報の非対称性の代理変数としてビッド・アスク・スプレッドと株式リターンのボラティリティといった2つの尺度のみを用いている。
 - 21) 総資産を用いている。
 - 22) マッチング企業はIFRS任意適用の公表の有無や採用している会計基準の種類に関係なく、全上場企業から抽出している。すなわち、本稿のマッチング企業は本稿のサンプルに含まれるIFRS任意適用企業29社と同じ業種に属する企業の中で、総資産が最も近い企業である。
 - 23) 本稿のサンプルに含まれるIFRS任意適用公表企業29社とそのマッチング企業29社の間に、分析に用いる各変数について平均値と中央値の差があるかどうかを確認した結果、いずれの変数についても有意な差は観察されなかった。特に、IFRS任意適用企業とそのマッチング企業における *Goodwill* の平均値はそれぞれ3.580%と3.542%であった。また、米国基準からIFRSに移行した企業はIFRS任意適用企業とそのマッチング企業とでそれぞれ7社と6社であった。

《引用文献》

- Ashbaugh, H., Pincus, M., 2001. Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards, and the Predictability of Earnings. *Journal of Accounting Research* 39, 417-434.
- Bartov, E., Bodnar, G. M., 1996. Alternative Accounting Methods, Information Asymmetry and Liquidity: Theory and Evidence. *The Accounting Review* 71, 397-418.
- Bartov, E., Goldberg, S. R., Kim, M., 2005. Comparative Value Relevance among German, US, and International Accounting Standards: A German Stock Market

- Perspective. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 20, 95-119.
- Beatty, A., Weber, J., 2006. Accounting Discretion in Fair Value Estimates: An Examination of SFAS 142 Goodwill Impairments. *Journal of Accounting Research* 44, 257-288.
- Binder, J., 1998. The Event Study Methodology since 1969. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 11, 111-137.
- Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, C., 1996. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Cuijpers, R., Buijink, W., 2005. Voluntary Adoption of Non-Local GAAP in the European Union: A Study of Determinants and Consequences. *European Accounting Review* 14, 487-524.
- Daske, H., Hail, L., Leuz, C., Verdi, R., 2008. Mandatory IFRS Reporting around the World: Early Evidence on the Economic Consequences. *Journal of Accounting Research* 46, 1085-1142.
- Daske, H., Hail, L., Leuz, C., Verdi, R., 2013. Adopting a Label: Heterogeneity in the Economic Consequences around IAS/IFRS Adoptions. *Journal of Accounting Research* 51, 495-547.
- Dumontier, P., Raffournier, B., 1998. Why Firms Comply Voluntarily with IAS: An Empirical Analysis with Swiss Data. *Journal of International Financial Management & Accounting* 93, 216-245.
- El-Gazzar, S. M., Finn, P. M., Jacob, R., 1999. An Empirical Investigation of Multinational Firms' Compliance with International Accounting Standards. *The International Journal of Accounting* 34, 239-248.
- Gordon, E., Jorgensen, B., Linthicum, C., 2008. Could IFRS Replace US GAAP? A Comparison of Earnings Attributes and Informativeness in the US Market. Working paper.
- Harris, M. S., Muller, K. A., 1999. The Market Valuation of IAS versus US-GAAP Accounting Measures using Form 20-F Reconciliations. *Journal of Accounting and Economics* 26, 285-312.
- 井上謙仁, 2016. 「IFRS適用のアナウンスメントが日本市場に与える影響」『経営研究』第67巻第1号, 137-155.
- 石井孝和, 2014. 「のれん減損損失計上企業における利益マネジメントとコーポレート・ガバナンスの役割」『六甲台論集（経営学編）』第60巻第3・4号, 17-41.
- 石川博行, 2015. 「IFRS適用による利益押し上げ効果」『証券アナリストジャーナル』第53巻第9号, 39-42.
- Karamanou, I., Nishiotis, G. P., 2009. Disclosure and the Cost of Capital: Evidence from the Market's Reaction to Firm Voluntary Adoption of IAS. *Journal of Business Finance & Accounting* 36, 793-821.
- Kim, J. B., Shi, H., 2012. Voluntary IFRS Adoption, Analyst Coverage, and Information Quality: International Evidence. *Journal of International Accounting Research* 11, 45-76.
- 金鐘勳, 2016. 「K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響」『現代ディスクロージャー研究』第15号, 7-40.
- 金融庁, 2015. 「IFRS適用レポート」、2015年4月15日公表。
- LaFond, R., Watts, R. L., 2008. The Information Role of Conservatism. *The Accounting Review* 83, 447-478.
- Leuz, C., 2003. IAS Versus U.S. GAAP: Information Asymmetry-Based Evidence from Germany's New Market. *Journal of Accounting Research* 41, 445-472.
- Leuz, C., Verrecchia, R., 2000. The Economic Consequences of Increased Disclosure. *Journal of Accounting Research* 38, 91-124.
- Li, S., 2010. Does Mandatory Adoption of International Financial Reporting Standards in the European Union Reduce the Cost of Equity Capital? *The Accounting Review* 85, 607-636.
- Murphy, A. B., 1999. Firm Characteristics of Swiss Companies that Utilize International Accounting Standards. *The International Journal of Accounting* 34, 121-131.
- Ramanna, K., Watts, R. L., 2012. Evidence on the Use of Unverifiable Estimates in Required Goodwill Impairment. *Review of Accounting Studies* 17, 749-780.
- 譚鵬, 2014. 「IFRS導入が企業価値に及ぼす効果」『商学論究』第62巻第2号, 33-47.
- 辻山栄子, 2014. 「コンバージェンスをめぐる現状と課題」『体系現代会計学第4巻会計基準のコンバージェンス』中央経済社, 39-81.
- Watts, R. L., 2003. Conservatism in Accounting part II: Evidence and Research Opportunities. *Accounting Horizons* 17,287-301.
- White, H., 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.

付記

本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。

ハイブリッド証券に係る市場の反応と 会計処理に関して —現金決済条項付転換社債型新株予約権付社債を 題材として—

Market Reaction and Accounting on Hybrid Securities —Cash Payment Type Convertible Bond with Stock Acquisition Rights—

山 田 和 宏(横浜国立大学 博士課程後期)
Kazuhiro Yamada, YOKOHAMA National University

論文要旨

本稿は、転換社債型新株予約権付社債の発行体の会計処理において、日本基準が区分法の他に一括法を許容している事の是非に関して考察を行うものである。新株予約権相当分に関して一括法では償却原価法による償却を計上せず、区分法では償却原価法による償却を計上する事によって利益の違いがある。また、現金決済条項を付与した場合、一括法と区分法では財務比率に違いがある。よって、第一に一括法と区分法では市場の反応の違いがある可能性があり検証を行うものである。第二に会計処理に関して理論的考察を行うものである。結果として、市場の反応に関しては、現金決済条項が付与された方が、現金決済条項が付与されていない場合より、累積超過収益率が高い事が確認された。また、会計処理に関しては新株予約権相当分を償却する区分法の方が一括法より妥当性があり、また、既存株主から外部者への富の移転という観点からも、新株の無償交付の処理の観点からも区分法を支持するものである。

Abstract

This study examines whether it is appropriate that JGAAP allows integrated method besides bifurcated method for issuer's accounting entries on Convertible Bond with stock acquisition rights. Integrated method do not recognize amortization, however, bifurcated method recognize amortization for corresponding to stock acquisition rights, therefore, it leads to the difference on profit. In case of cash payment of that, it leads to the difference on financial ratio.

Accordingly first, I examine the market reaction due to the different accounting treatment. Second, we examine normative approaches for accounting entries.

As a consequent, for the market reaction it is confirmed that cumulative abnormal return of cash payment of CB with stock acquisition rights is higher than that of CB without cash payment clause. As to the accounting entries, bifurcated method which recognize amortization is appropriate than integrated method. Furthermore, I support bifurcated method from the point of transfer wealth from the existing shareholder to new shareholders. and from the point of free issuing of new share.

1. 問題の所在

世界金融危機と株主価値を重視したROE経営
においては、資金調達と自己株取得とを連動させ

る資本政策が広がってきており、そのひとつの例
が転換社債型新株予約権付社債の一種のリキャッ
プCBである。他に転換社債型新株予約権付社債
には、株価が転換価格の一定水準を一定期間上回

謝辞：本論文が完成するまでには多くの方々からのご助力と、ご支援を頂いた。横浜国立大学大学院教授の齋藤真哉先生ならびに多くの先生からのご指導を頂いた。また、法政大学大学院時代にご指導頂いた坂上先生に感謝申し上げます。なお、本稿に含まれる内容・表現等あり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すべきものであります。

連絡先：山田 和宏 〒240-8501 神奈川県横浜市保土ヶ谷区常盤台79-4 (横浜国立大学国際社会科学府)
TEL : 045-339-3684 E-mail Address shantian7515@ybb.ne.jp

らない限り、投資家が新株予約権を行使できない
転換制限条項を持つもの、額面現金決済と額面超
過価額分の自社株式の交付を持つ取得条項付、交
付上限型の取得条項を持つもの、ソフトマנדト
リー条項¹⁾を持つもの、転換社債型新株予約権
付社債間限定同順位特約付²⁾のもの、期中償還
請求権及び社債間同順位特約付、転換価額下方修
正条項及び社債間限定同順位特約付、劣後特約
付³⁾などさまざまなハイブッド証券が広がって
きている。また転換社債の市場を観察すると欧州
市場では、日本市場をはるかに凌駕し、かつその
発行のうち多くは現金決済条項付転換社債⁴⁾を
選択している。本稿で題材として取り上げる現金
決済条項付転換社債型新株予約権付社債にリキャ
ップCBがある。わが国でも実際に事業会社によ
って発行されている。現金決済条項付転換社債型
新株予約権付社債は、株価が転換価額を上回る場
合の取得条項で、取得した転換社債を消却するも
のであり、「額面現金決済型」とよばれるもので
ある。ただし、取得と同時に消却を行う事が事前
に明らかである場合と、事前に明らかでない場合
がある。さて、現金決済条項付リキャップCBの
場合、米国会計基準では、転換社債本体から買い
戻した株式オプションのオプション料は資本の部
から控除（資本取引）され、別途発行するワラン
ト部分のオプション料まで資本の部に算入（資本
取引）し、一連の取引全てが資本取引となっている。
よって会計上のインパクトは転換社債のクー
ポンのみですむ。一方、日本の場合、株式オプ
ション買戻しの部分⁵⁾に関して、会社法の制約で
差金決済にせざるを得ず、その時点で損益取引・
時価評価になってしまうという違いがある。橋本
(2010)は、現金決済条項付転換社債⁶⁾の事例と
して事業会社である日立金属の現金決済条項付ユ
ーロ円債建転換社債を取り上げており、米国会計
基準、国際会計基準また日本基準（JGAAP）間

には、つぎのような違いがある事を指摘している。
米国会計基準では2009年以降、B/S上社債部分と
株式オプション部分を区分し、会計上は普通社債
と同じイールドでの支払利息認識はするものの、
ただあくまで区分処理に留まり時価評価の対象で
はない事から転換時の株価水準によって損益が発
生する事はないという処理を適用している。

一方、IFRSでは、株式オプションに関して従
来の資本取引概念から外れ、株式オプションまた
は株式オプションを含む全部を毎期時価評価し、
その損益を純利益に反映させる。また日本基準は、
2007年に会計基準が公表され、取得時の対価が株
式と現金の組み合わせである場合には、原則とし
て社債と同様に取り扱う事となった。各規準の対
応はまちまちである。本稿では取り扱わないが、
橋本(2010)は、会計・租税法双方においてBet⁷⁾
の取り扱いを一貫させる必要がある事ならびに現
金決済条項付転換社債が資本取引と損益取引の境
界⁸⁾を混乱させる契機となり、あらたな枠組み
を構築する必要性がある事を示唆している。さら
に橋本(2010)は、「問題は殆どの国の課税制度
は会計に追走しており、また資金調達手段を横断
する課税ルールの必要がある。」事を指摘してい
る。

本稿は、転換社債型新株予約権付社債の発行体
の会計処理において、日本基準が区分法の他に一
括法を許容している事の是非に関して考察を行う
ものである。新株予約権相当部分に関して、一括
法では償却原価法による償却を計上せず、区分法
では償却原価法による償却を計上する事によって
利益の違いがある。また、現金条項を付与した場
合、一括法と区分法では財務比率（ROE等）に
違いがでる。よって一括法と区分法では市場の反
応に違いがある可能性があり検証を行う。さらに
シグナリング仮説が成立しているか否かの実証研
究の報告には、さまざまな報告があるので更なる

蓄積を試みるものである。一例としてリキャップCBの場合、自己株式購入を同時に行うものなので、経営者が、自社株を介して、自社株が過少評価されているという情報を市場に伝達し、その情報を受けた市場参加者がその情報から過少評価の是正をする事でその企業の企業価値が上昇するものである。また、同一企業による複数回発行する際に、現金決済条項を含む場合と含まない場合があるので市場の反応の検証を行う。現金決済条項付転換社債に関しては、希薄化を抑制するのが特徴的な性質の転換社債なので、確認を行うものである。

次に、会計処理に関しては、まず転換社債型新株予約権付社債であるが、わが国では区分法の他に一括法も選択できる事になっている。実務ではほぼ一括法で経理処理を行っている。一方米国会計基準では基本的には、一括法で、現金転換特性がある場合は、区分法である。さらに社債の要素が大きくなるので利息は普通社債のイールドにもとづいて計上される。また、国際会計基準では区分法である。日本基準は一括法の場合、区分法と比較すると新株予約権相当の分、償却原価法によって償却を行わないので相対的に利益が大きく計上されるという問題がある。さらに、発行に伴う開示内容が十分かつ適切であるかどうかという問題があり、リキャップCBの発行の目的に企業全体の資本コストを低くする事があげられるが、借入金利が著しく低い状況の中では必ずしもあてはまらない事を懸念する。

次に現金決済条項付転換社債型新株予約権付社債に関して、橋本(2010)も指摘しているが、各会計基準において経理処理がまちまちであり、国際会計基準において株式オプションは時価評価であるが、日本基準および米国会計基準は時価評価を行っておらず統一されていない面がある。わが国においてはASBJが、2006年9月22日に企業

会計基準適用指針公開草案第19号「払込資本を増加させる可能性のある部分を含む複合金融商品に関する会計処理(案)」を公表したが、公開草案の対象は、取得の対価が「現金」のみの場合と、および取得の対価が「自己の株式」の場合のみで、「現金」と「自社の株式」であるタイプに関しては見送られた経緯がある。その後、2007年4月に企業会計基準適用指針第17号「払込資本を増加させる可能性のある部分を含む複合金融商品に関する会計処理」(以下「新株予約権等適用指針」という)が公表され、取得条項付転換社債型新株予約権付社債の会計処理が追加され、取得の対価が「現金と自社株式」の場合に関しても規定された。規定には取得の対価別、また取得と同時に消却する場合とそうでない場合の経理処理が網羅されている。概要を図表1にまとめた。

現金および株式の組み合わせにより決済可能な転換社債型新株予約権付社債は、発行者側に買い戻す権利がついており、また社債額面金額相当分を現金で、時価と額面との差額分を自社の株式で決済する事になっている。しかしながら自社の株式を引き渡す額面超過分について発行企業側において損失の計上の場合があるので、社債額面金額相当額を現金で支払うなど一定の要件を満たす場合に限り損失を計上しなくて済む処理を認める事にしたものである。取得の対価が現金と自社株式の組み合わせの場合で一定の要件9)を満たす場合とそうでない場合では損益の認識が違い、前者では損益認識をせず、後者では損益認識をするという違いがある。田中(2007)は、企業会計基準適用指針第17号(第51項、第52項)での「転換社債型新株予約権付社債に付された新株予約権を行使することと自社の株式のみを交付する従来の転換社債と経済的実質が同一である事から整合させる事にした。」という説明に対して、はたして同一であろうかと疑問を投げかけている。また、

図表 1 取得条項付転換社債の取得するときの会計処理（発行者側の処理）

取得条項付転換社債の取得するときの会計処理（発行者側の処理）

得の対価	取得と同時に消却する事が事前に分かる場合		取得と同時に消却する事が分かってない場合	
	区分法	一括法	区分法	一括法
			社債の対価部分については、自己社債の取得に準じて処理	
現金	繰上償還する場合に準じて処理。取得した転換社債型新株予約権付社債の帳簿価額とその対価としての払出価額との差額を当期の損益として計上		新株予約権の対価部分については、自己新株予約権の取得に準じて処理	
自社の株式	転換社債型新株予約権付社債に付された新株予約権が行使された場合に準じて処理。一括法あるいは区分法でも損益は生じない			
現金と自社の株式	社債の対価部分は自己社債の取得に準じて、新株予約権の対価部分は自己新株予約権の取得に準じて処理	転換社債型新株予約権付社債に付された新株予約権が行使された場合に準じて処理		

（田中（2007）、伊藤、萩原（2008）および名越（2016）を参照し、筆者作成）

名越（2016）は、株価が転換価額を上回るケースとそうでないケースを区別する考え方に一定の合理性があると思われると述べている。前者が額面現金決済型とよばれる取得条項で、後者がソフトマダトリー条項である。

一方、国際会計基準では、会計と税制が交錯する観点であるが、1円でも現金を混ぜると時価評価の対象となり株価上昇時のタックスメリットが得られる事になる。橋本（2010）は、このようなリスクが生じる要因はBetの取り扱いが統一されていない事に起因し、この問題が波及するのは会計上どちらの方向に統一すべきかという問題より、資金調達を行う際の課税扱いの不整合で、日本企業の利用できる調達手段が海外企業に対して限定されてしまう可能性も内包しているという点を指摘している。この点に関しては別稿で論じたい。

2. 制度的議論

2.1 米国企業の配当リキャップ

リキャップCBの原型と言えるもので、米国において原則として未公開企業を対象とする投資活動である。具体的なスキームは、Private Equity Firmがファンドを通じ未公開企業に対して投資を行う。未公開企業は配当を行うために負債調達を行うものである。税制上のメリットはあるものの、金利上昇局面においての財務上の負担が生じる。

2.2 日本企業のリキャップCB

CB発行による負債性資金調達と自己株式の取得による株式資本からの控除を同時に行うもので、メリットとしてゼロクーポン債の場合が多く利払いの必要がなく、資金調達コストが少なく済む点、またROEの向上などがあげられる。

図表2 転換社債型新株予約権付社債および現金決済条項付社債の会計処理

転換社債型新株予約権付社債（発行体側の会計処理）および株式のみによる決済

	日本会計基準	米国会計基準	国際会計基準
B/S	一括法と区分法がある（実務上は、一括法を適用）	社債部分と転換権が密接に関連する場合で、かつin the moneyでなければ基本的に払込金額の全額が負債として計上される。なお、転換社債に現金転換特性がある場合は、社債と転換権の区分が必要である。	区分法（転換権は、行使した場合に発行される株式の数が固定化されているので、固定対固定要件（fixed to fixed）を満たし、社債としての負債と転換権としての資本に区分して計上するもの）
P/Lの利息	一括法および区分法ともに、表面上のクーポンおよび償却原価を計上。ただし償却原価計上分は一括法の方が小さい。	一括法の場合は、クーポン部分のみ。区分法の場合は普通社債のイールド。	普通社債のイールド
時価評価	取得時のみ全体を時価評価	取得時のみ全体を時価評価	株式オプションについて時価評価

現金決済条項付転換社債（発行体側の会計処理）およびPar Cash決済

	日本会計基準	米国会計基準	国際会計基準
B/S	一括法では全体を負債として計上（実務上は一括法を適用）	負債および資本（株式オプション）を区分計上	一部でも現金決済の可能性がある場合、転換権に該当する部分は負債に含まれ、社債の部分とは区分される。転換権は非資本性デリバティブとして毎期時価評価される。
P/Lの利息	一括法および区分法ともに、表面上のクーポンおよび償却原価を計上。ただし償却原価計上分は一括法の方が小さい。	普通社債のイールド	普通社債のイールド
時価評価	取得時のみ全体を時価評価	取得時のみ全体を時価評価	株式オプションについて時価評価

Par Cash決済：転換時の決済につき、額面部分を現金でパリティ100を超える部分については株式で決済
橋本(2010)を参照し筆者作成

2.3 会計処理

転換社債型新株予約権付社債（日本の場合、リキャップCBを含む）と現金決済条項付転換社債に関する経理処理に関して、国際会計基準、米国会計基準、日本基準を整理し図表2に記載した。

まず、現金決済取得条項が付いていない転換社債型新株予約権付社債（リキャップCB含む）の経理処理に関しては、日本基準では一括法と区分法の選択は可能ではあるが、実務上は殆ど一括法を適用している。一括法では、発行者側の発行時の会計処理は普通社債の発行に準じて処理をする。次に米国会計基準であるが、一括法か区分法

かの議論を経たのち、米国でも一括法が中心となった。背景としては構成要素の分離不可能性および測定の高難性がある。但し、転換時に現金転換特性がある場合は区分処理が必要である。日本基準は、株式のみによる決済の場合、新株予約権相当分に対して償却原価法による償却を行わずにいいかという課題が残る。一方、国際会計基準では社債部分と新株予約権部分に分解し普通社債のイールドにて金利費用を認識する。国際会計基準との比較では米国会計基準で一括法の方が利息相当分ROEの数値が高くなる。なお、日本基準で一括法を適用した場合も同様の懸念がある

かと思われる。

次に現金決済条項付転換社債であるが、各会計基準間でまちまちである。まず、米国会計基準では、EITF90-19、EITF03-7およびEITF07-2の議論を経て、現金決済の可能性のある転換社債はFASB Staff Position APB14-1にて区分法で処理される事が要求された。また、転換(決済、償還)時には、帳簿価額ではなく時価に基づいて処理する点、日本の取得条項付転換社債と大きく異なる点である。一部でも現金決済の可能性があると発行要領に定められている場合、それに従った取得・償却は転換とは異なる経済的実質と見なす事である。また山田(2008)は、一部現金で決済される転換社債の会計の問題に関して、一括法か区分法かというよりも、新株の無償交付部分をどれだけ利益に反映させるか、換言すれば、既存株主から外部者へ富の移転をどのように利益に反映させるかという問題¹⁰⁾である事を明示している。さらに、国際会計基準においては、従来の資本概念から外れ、通常のデリバティブ契約と近い取り扱いがなされており、株式オプションに関しては時価評価となる。転換権に該当する部分(コールオプション)は負債に含まれ、社債部分とは区別される。負債とされた転換権は非資本性デリバティブとして毎期時価評価される規定¹¹⁾になっている。ただし、適切な時価評価の方法が確立されているかの懸念と時価評価自体行う必要があるかという疑問が残る。さらに名越(2016)は、米国会計基準および国際会計基準でみられる「一部現金決済型」の転換社債は、日本の取得条項と似ており、現金と自社株式の組み合わせによる取得と消却に該当するものの、米国会計基準と国際会計基準では、決済の方法について、発行企業と転換社債の保有者いずれかの選択による事を発行要領で規定する事が可能であるが、日本の取得条項では、発行企業による選択という違いがある事を

指摘している。

3. 先行研究—市場の反応—

3.1 志馬の実証研究(2015)

志馬は、イベントスタディによってリキャップCBの発行に対する株式市場の反応を分析した。サンプルは2008年2月から2015年7月迄の間にリキャップCBを発行した36件であり、そのうち3件は複数回発行の会社である。分析の結果、シグナリング仮説の「株価上昇効果仮説」が成立しており、株式市場はリキャップCBの発行を、企業の成長機会として捉えている事を報告している。株価の反応の決定要因分析(重回帰分析)は以下のモデルを使用している。

$$CAR=C+aCBDebt+bBuyStockMoney+cCBPremium+dOwner+eROE+\mu \quad (1)$$

CBDebt：CB発行額の総資産比率

BuyStockMoney：自社株用資金比率

CBPremium：CBアップ率(CBの株式転換価格と発表時株価との差額比率)

Owner：自己資本比率

決定要因は、0日～3日、0日～10日、0日～30日の各値にて行っている。分析の結果0日～3日では、CBPremiumのみが正の値で有意であり、0日～10日、0日～30日では、決定要因の分析結果、自社株用資金比率が負で有意であり、この事は投資家が負債資金調達による自己株式に対して否定的な判断をしていると示唆していると報告している。またROEが、正でかつ有意であり、CBで調達した資金運用能力に関心がある事を示唆していると報告している。

3.2 重本の実証研究(2015)

重本は、地方銀行のリキャップCB発行の目的に関して短期的な視点として第一にシグナリング

仮説、第二に財務優良仮説¹²⁾、第三に資本コスト低減仮説をあげている。事例分析を行い、地方銀行のリキャップCBの発行に対する株式市場の反応をイベントスタディ等にて分析した。サンプルは2013年から2014年にかけて発行した地方銀行によって発行された6件である。分析の結果、地方銀行の場合、シグナル仮説が成立しているとは言えないと報告している。資本コスト低減仮説に関しては、現段階では検証する事が難しいとして今後の課題としている。さらに長期的視点として第一に自己資本比率の回復・上昇、第二に調達資金の海外投資をあげている。

3.3 Patric E. Hopkinsの実験計画による研究 (1996)

Hopkinsは、強制償還優先株 (MPRS) に関して、バイサイド (Equity Analyst) の株価への判断を実験的アプローチにて分析した。以下の仮説を設定し、その結果、資本として予見された場合より負債として予見された場合の方が株価が高いという分析結果となった。

仮説：企業がMPRSを発行する旨オファーする際、負債として分類した方が、株価は低下するとアナリストは予見する。

3.4 Shan Clor-Profell, Lisa Koonce, and Brian Whiteの実験計画による研究 (2016)

Hopkinsの研究が、バイサイドの株価の判断を行ったものに対して、Creditor判断に係る分類と性質 (feature) の影響を実験的アプローチによって分析した。分析の結果、性質に関して効果的な開示を示唆した。典型的な性質は以下をあげている。Maturity, Priority in liquidation, Voting Right, Settlement in cash or common stock, Dependence on profitabilityがある。またEquity Analystは、Credit Analystよりも貸借対照表上の

分類に対してより sensitiveである事を示唆した。

3.5 先行研究からの知見と分析されていない領域

実験的アプローチによる先行研究では、分類(資本と負債)に加えて性質の開示が重要である事が示唆された。性質の中には、現金あるいは株式によるかの決済方法もあげられている。また分析されていない領域には以下があげられる。第一にリキャップCBの中にも現金決済条項付転換社債型新株予約権付社債もあるが、現金決済条項付の性質に関しての市場の反応は分析されていないかと思われる。第二に資本コスト低減仮説に関して分析されていない点があげられる。

4. 仮説の導出—市場の反応—

転換社債型新株予約権付社債においてリキャップCBがある。リキャップCBに関しての先行研究ではシグナル仮説の「株価上昇効果仮説」が成立しているか否かの研究は幾つかあるが、研究結果の報告さまざまである。今後も実証分析の蓄積が必要かと思われる。会計情報を利用した企業価値評価をあらためて検証する。志馬 (2015) の先行研究では、「ROE項が正かつ有意である事をもってCBで調達した資金運用能力に関心がある。」と報告があるが、会計処理(一括法、区分法、負債計上等)によって投資家の反応も変わってくる事を示唆しているかと思われる。また日本会計基準の場合、実務では一括法が採用されており、かつ新株予約権相当部分の利息も費用計上されてなく、国際会計基準適用会社と比較して、よりROEを引き上げている要因があるかと思われるが、本稿では分析をリキャップCBに限定した場合とリキャップCBを含む転換社債型新株予約権付社債にし、また額面現金決済の取得条項の有無によって市場の反応を確認した場合の両方にて行

い、さらにシグナル仮説「株価上昇効果仮説」が成立するか否かまた決定要因の検証を行う。利息費用に関しては事象の確認ができないので検証はできないが会計基準によって株価の決定要因に影響を与え過大な反応が起きているか懸念されるところである。

5. リサーチデザインおよびデータ

モデルは、基本的には志馬が使用したものに、取得条項に額面現金決済型の有無に関するダミー変数 (β_3D) を加えたものをモデルとした。

$$CAR = a + \beta_1 CBDebt + \beta_2 BuyStockMoney + \beta_3 D + \beta_4 CBPremium + \beta_5 Owner + \beta_6 ROE + \mu \quad (2)$$

また、累積超過収益率の算定は「市場リターン控除法」を用いた。さらに、同一企業が複数回発行する場合は、単一企業のイベントスタディとして分析を行う。分析では「市場モデル」を使用し、イベントウィンドウ期間は、市場が情報を織り込むのに時間がかかる場合や、逆に情報に過剰反応しすぎてその後には揺り戻す場合や、情報公開前にそれが一定程度織り込まれているといった場合に対処するためにイベント前後日を含む $t-1, t, t+1$

の3日間とした。推定期間はイベント発生前120日前から30日前の90日間とし、 t 値は推定期間の標準誤差にて代用しイベントウィンドウ期間の異常リターンを標準偏差にて割ったものとした。

サンプルは、日本取引所グループホームページの転換社債型新株予約権付社債銘柄一覧およびE.O.Lにて転換社債型新株予約権付社債を検索項目として抽出した。リキャップCBのサンプルは32件で、リキャップCBを含む転換社債型新株予約権付社債は56件である。

6. 分析結果

基本統計量は、リキャップCBに限定した場合、図表3-1を参照。従属変数はCAR、独立変数はCBDebt：CB発行額の総資産比率、Buy Stock Money：自社株用資金比率、ダミー変数（額面現金決済型の場合は1、額面現金決済型でない場合は0。CBアップ率、自己資本比率、ROEである。

基本統計量は、転換社債型新株予約権付社債の場合、図表3-2を参照。従属変数はCAR、独立変数はCBDebt：CB発行額の総資産比率、ダミー変数（額面現金決済型の場合は1、額面現金決

図表3-1 基本統計量（リキャップCBに限定した場合）

	CAR	CB Debt	Buy Stock Money	ダミー変数	CB Premium	Owner	ROE
最小値	-0.1849	0.0020	0.1667	0.0000	0.0691	0.0485	-0.0118
中央値	0.0077	0.0468	0.4667	0.0000	0.3004	0.4115	0.0621
平均値	-0.0017	0.0526	0.5895	0.3871	0.3018	0.3955	0.0705
最大値	0.0689	0.1998	1.5000	1.0000	0.8034	0.8414	0.1698

図表3-2 基本統計量（リキャップCBに限定しない場合）

	CAR	CBDebt	ダミー変数	CB Premium	Owner	ROE
最小値	-0.1849	0.0020	0.0000	0.0691	0.0485	-0.0118
中央値	-0.0085	0.0442	0.0000	0.2998	0.4166	0.0627
平均値	-0.0145	0.0574	0.3214	0.2939	0.3904	0.0746
最大値	0.0689	0.4188	1.0000	0.8034	0.8414	0.2366

図表4 累積収益率分析結果

リキャップCB債	全体	取得条項（額面現金決済型）	取得条項（額面現金決済型）無
N	32	13	19
平均累積超過収益率	-0.0018	0.0013	-0.0040

転換社債型新株予約権付社債	全体	取得条項（額面現金決済型）	取得条項（額面現金決済型）無
N	56	18	38
平均累積超過収益率	-0.0145	-0.0064	-0.0183

リキャップCB債	全体	累積収益率が正	累積収益率が負
N	32	19	13
平均累積超過収益率	-0.0018	0.0275	-0.0449

転換社債型新株予約権付社債	全体	累積収益率が正	累積収益率が負
N	56	24	32
平均累積超過収益率	-0.0145	0.0090	-0.0312

図表5-1 重回帰分析（リキャップCBに限定した場合）

	係数		標準偏差
定数項	0.0057		0.0291
β_1 CB Debt	-0.2088		0.3112
β_2 Buy Stock Money	-0.0141		0.0321
β_3 取得条項（額面決済型）有無 Dummy	-0.0111		0.0204
β_4 CB Premium	0.1535	**有意	0.0578
β_5 Owner	-0.0183		0.0699
β_6 ROE	-0.3234		0.2057

**は5%有意

決済でない場合は0。CBアップ率、自己資本比率、ROEである。

分析結果は、リキャップCBに限定したサンプル32件のうち取得条項で額面現金決済型は13件確認された。また、転換社債型新株予約権付社債のサンプル56件のうち取得条項で額面現金決済は18件確認された。わが国でも希薄化を回避する事を目的に取得条項（額面決済型）を付けた転換社債が増加している。詳細はAppendix(A)、(B)を参照。また累積収益率に関して、リキャップCBに限定した場合、正の値は19件、負の値は13件確認された。また、転換社債型新株予約権付社債では、正の値は24件、負の値は32件確認された。

いずれの場合も平均累積株価収益率はマイナスなので、株価上昇効果仮説が成立とは言えない事が確認された。図表4を参照。

サンプルをリキャップCBに限定した場合、決定要因の重回帰分析の結果、CB Premium（CBアップ率）が正の値で有意であった。図表5-1を参照。先行研究の志馬（2015）と同様の結果となった。取得条項を含めた他の変数は、株価変動に反映されていない事を示している。

サンプルが転換社債型新株予約権付社債の場合、決定要因の重回帰分析の結果、CB Debt、取得条項（額面現金決済）、CB Premium（CBアップ率）は正の値ではあるが、有意な数値ではなか

図表5-2 重回帰分析（リキャップCBに限定しない場合）

	係数	標準偏差
定数項	-0.016	0.0208
$\beta 1$ CB Debt	0.205	0.1173
$\beta 2$ 取得条項（額面決済型）有無Dummy	0.007	0.0147
$\beta 3$ CB Premium	0.080	0.0461
$\beta 4$ Owner	-0.028	0.0360
$\beta 5$ ROE	-0.340	0.1505

図表6 日本ハムの異常収益率

日本ハム（株） 異常リターン（AR）

	2010/4/02/12無担保転換社債型新株予約権付社債の発行に関するお知らせ	2014/03/07ユーロ円建転換社債型新株予約権付社債の発行に関するお知らせ（転換条項および取得条項（額面決済型）を付す）
異常リターン（t-1）	-0.0111	-0.0033
異常リターン（t）	0.0201	-0.0084
異常リターン（t+1）	-0.0568	0.0128
CAR	-0.0477	0.0011
CAR	-4.80%	0.11%
t値	(-0.36)	(+1.12)

図表7 額面決済型異常収益率

リキャップ債 取得条項付（額面決済型）の累積収益率の分析

	全体	累積収益率が正	累積収益率が負
N	13	7	6

新株予約権付社債 取得条項付（額面決済型）の累積収益率の分析

	全体	累積収益率が正	累積収益率が負
N	18	8	10

った。図表5-2を参照。

同一企業が複数回発行する例として日本ハム（株）を取り上げた。日本ハム（株）は2010年に公募にて無担保転換社債型新株予約権付社債を発行しており、2014年にユーロ円建転換社債型新株予約権付社債を発行している。後者の場合は、取得条項に額面決済型を付けており、希薄化を抑制する工夫がなされている。図表6を参照。

2010年のイベント時のCARはマイナス4.7%であったが、2014年のイベント時のCARは0.11%

であった事が確認された。

なお、取得条項で額面決済型のCAR（市場リターン控除法による）に関してリキャップCBとリキャップCBを含む転換社債型新株予約権付社債に関して分析したものを図表7にした。

分析の結果、リキャップCBの場合、13のサンプルのうち、累積収益率が正であったものが7件、累積収益率が負であったものが6件確認された。またリキャップCBを含む転換社債型新株予約権付社債の場合、18のサンプルのうち、累積収益率

が正であったものは8件、累積収益率が負であったものは10件確認された。

7. 開示の事例

富士機械製造(株)の事例

富士機械製造(株)は、平成28年3月9日に、「2021年満期ユーロ円建取得条項付転換社債型新株予約権付社債の発行に関するお知らせ」を公表しているが、その記載の中に見込まれる効果として「負債増加・資本減少による資本コストの減少」がある。富士機械製造(株)の場合、借入金利が著しく低い状況の中で、当該キャップCBを発行する事によって資本コストが低減すると記載するのは、適切ではないかと思われる。

8. 理論的考察

会計処理に関して貸借対照表、損益計算書上の利息、時価評価に関して理論的考察を行う。まずリキャップCBであるが、第一に貸借対照表では、負債と資本に区分すべきかどうかという基本的な課題があり、第二に利息の計上の必要性、第三に時価評価の必要性の有無である。

8.1 貸借対照表

まず、区分法を用いる意義を考察する。区分法か一括法かの議論であるが、以下の論点があるかと思われる。

1) 不可分性と測定の困難性

一括法の支持の根拠となるものであるが、社債と転換オプションはどちらも独立には存在しえないという考えである。

2) 経済的実質

区分法の支持の根拠となるものである。加井(1997)は、以下の視点を整理している。転換社

債とワラント債に関して経済的実質は同一であるにも関わらず、転換社債に一括法を許容し、ワラント債に区分法を適用する事が比較可能性の観点から問題があり、かつ分離型ワラント債および転換社債間で財務的帰結に差がないという視点である。

3) 発行条件の適正化

一括法の根拠とされていたもので、十分なオプションプレミアムを徴収していない場合、既存株主との間で公平性が保たれないという観点である。

4) 利息の過少計上

区分経理を行わないと転換権に対して払い込まれた金額で社債利息を過少計上する事になる。

以上の論点に関して、次のような議論が展開されている。転換権が公正な評価で発行されているならば既存株主も市場メカニズムによって保護される。区分法の方法に関する様々な議論に関して、野口(2004)が取り上げている。他に、同じ自社株に対する購入選択権でありながら、転換社債には一括法、ワラント債には区分法が適用されたため、わが国では、金融機関に対する規制緩和による競争の激化から、特別目的会社を通じて転換社債をワラント債に組み替えるリ・パッケージ債の仕組みが必要以上に利用されてしまった事も指摘している。また、わが国において区分法以外にも一括法が許容され裁量性があり、実務上一括法が使用されている背景は、転換社債がストックオプションと違って一応独立当事者間取引であるため「発行時点での公正価値」は払込価額と同額として扱う事に合理性があると考えた事があっても知れない。但し議論の分かれるところである。会社法での大きな転換は「オプションの公正価値は算定が前提」である事から、「独立当事者間取引」の議論上で区分法、一括法の議論をすべきではない。

公正価値に関連して、公正価値測定によって算定されたオプションプレミアムを発行条件に反映させる事に関して、「川北（1988）は、行使価格を変化させオプションプレミアムを発行条件に反映させるにはアップ率の弾力化を図る必要があると主張した。アップ率は狭い範囲内で、かつ固定的かつ一律に運営されていたようである。また川北（1988）は、「十分なオプションプレミアムを徴収していない転換社債発行においては、既存株主は転換社債の買い手、すなわち新しい投資家に比べて極めて不利な立場におかれる事になるので既存株主の株主権の侵害に直結するものである。」と述べている。しかしながら抽出されたサンプル（2000年代）では、アップ率は狭い範囲ではなくなったかと思われる。

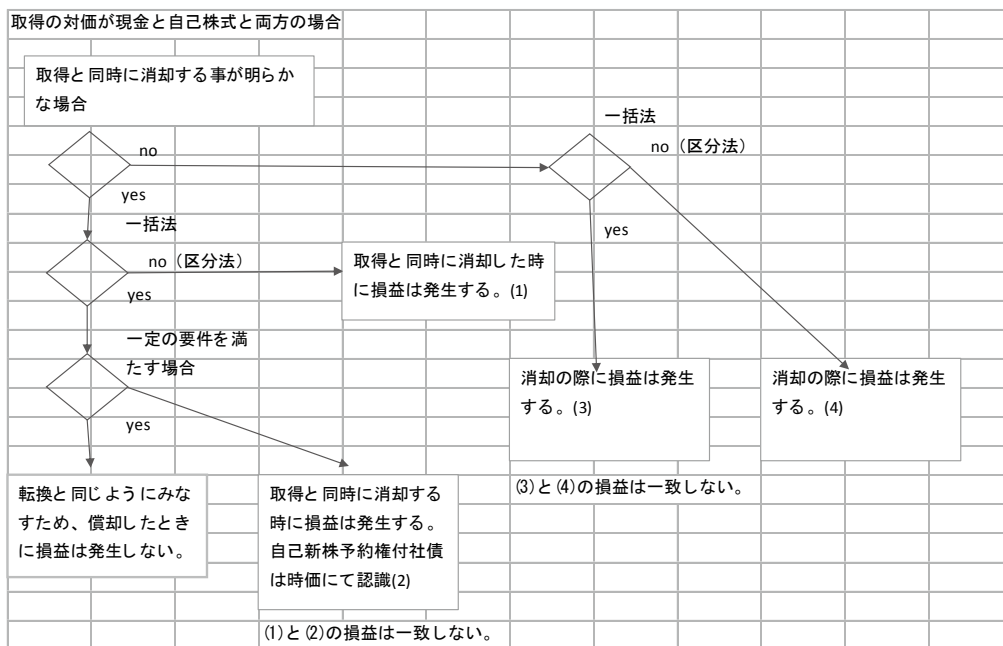
一括法か区分法かという議論に関しては、次項で述べる新株予約権に相当する償却原価を社債利息として計上するかしないかという問題が主たる

相違であり、社債利息を計上する事に対して反対する要因も少なくなってきたかと思われる。

一方、齋藤（2010）は、ストックオプションの会計基準の議論の中で、「行使時点の株価が行使価格を超える分に相当する額を株式で決済するから資本であり、現金で決済するケースもあり、その場合負債ないしは条件付負債になると言われる事がある。しかしながら、株式決済の場合でも、会社は決済を行う上において自社の株式を市場から買い入れ、同時にそれを行使価格で売り渡すという決済方法も考えられ、実質的には現金決済と変わらず、負債か持分かという2分法な議論には疑問が残る。」と指摘しており、負債か資本かという議論の枠組みを超えて議論すべきかとも思われる。

会計処理に関しては、取得の対価が現金と自己株式の両方である場合の日本の企業会計基準適用指針第17号をあらためて図表8にて整理した。取

図表8 取得の対価が現金と自己株式の両方である場合の会計処理



(田中（2007）、名越（2016）を参照し筆者が作成)

得と同時に消却する事が明らかで、一括法を選択し、かつ一定の要件を満たす場合に損益は発生しないが、田中(2007)が指摘するように自社の株式のみを発行する従来の転換社債と経済的実質が同じではないかと思われる。自社の株式の場合、転換社債型新株予約権付社債の新株予約権を行使した場合と経済的実質は同じであるため、転換社債型新株予約権付社債の帳簿価額の額を株式に振替えるのは解釈可能であるが、現金と自社株式を組み合わせた場合、経済的実質が同じであるとは限らないかと思われる。

また、一部現金で決済を行う転換社債に関して、山田(2008)は次のように述べている。「一括法あるいは区分法の議論というより、新株の無償交付部分をどれだけ利益に反映させるか、換言すれば、既存株主から外部者へ富の移転をどのように利益に反映させるかという問題でもある。」また、具体的には以下の内容である。「米国会計基準では、一部現金にて決済¹³⁾を行う転換社債は区分法にて処理を行う。発行会社にとって経済的な利息費用を計上するものであるが、転換時において、普通社債の価値変動部分は転換時に損益に反映するものの、転換オプション部分の価値変動分に関しては、転換社債全体から普通社債部分を控除して算出する。この部分は損益に反映せず持分と調整とする。また社債発行差金の即償却化分および利子率の変動分は費用化する。このうち利子変動費用に関しては経済的な利息費用を計上とはいうものの、表面利率以上の費用化をしており、転換時に行使されて新株が発行されたときに新株に対する払込みでない部分から生じている。さらにこの経済的な利息費用はストックオプションの会計基準の影響¹⁴⁾を受けていると思われる。」と述べている。さらに毎期時価評価する方法も含め、既存株主から富の移転をすべて費用化する処理方法¹⁵⁾も紹介しているが、時価以下での新株発行

においても時価と払込額との差額を損失として認識するところへ行きつく可能性¹⁶⁾があるとして検討を要する事を指摘している。ただこの点に関しては大日方(1994)も指摘した「低利発行はキャッシュフローを擬制せざるをえず、ひとつのキャッシュフローから資本と利益を同時には計算しないので、わが国の会計ルールはいずれの区分にも中立的であるので評価する事ができる。」という考えを支持する。この事は、資本と利益の区分に関わる基本原則として、現行ルールを支えているもののひとつで、「一つの財のフローについては、資本と利益の増減はいずれひとつしか生じない。」という事である。よって、毎期時価評価する方法も含め、既存株主から富の移転をすべて費用化する処理方法は、賛成できないと考える。

8.2 利息計上

転換社債型新株予約権付社債がプレミアム付きで発行されたとした場合、一括法では、その発行価額と額面の差額が社債プレミアムとして認識される。一方、区分法では、転換社債型新株予約権付社債の発行価額を社債部分と新株予約権とに区分するものである。名越(2003)は、「新株予約権付社債の額面と表面利率が同じである普通社債が発行される例をあげ、その場合、普通社債の発行価額は新株予約権付社債のそれより低く設定されるはずであるとし、区分法では、この普通社債の発行価額に基づいて社債プレミアムが計算される。そこで計算される場合の社債プレミアムは、一括法の場合の社債プレミアムよりも小さくなるか、あるいは社債発行差金が認識される事もある。」と述べている。つまり一括法だと転換権に対して払い込まれた金額で社債利息を過少計上し、逆に区分法の場合だと利益が小さくなる。よって利息計上という観点からも一括法ではなく区分法での処理を検討すべきかと思われる。

Appendix (A) 転換社債型新株予約権付社債：リキャップCB サンプル32件

	発行体企業	イベント日	取得条項 (額面現金決済型) Dummy有=1, Dummy無=0
1	テンブホールディングス(株)	2010/ 2 /12	0
2	日本ハム(株)	2010/ 2 /12	0
3	ヤマトホールディングス(株)	2011/ 2 /17	0
4	KDDI(株)	2011/11/28	0
5	イオンクレジットサービス(株)	2012/ 3 / 6	1
6	(株)静岡銀行	2013/ 4 / 9	1
7	日本ハム(株)	2014/ 3 / 7	1
8	東レ(株)2019年&2021満期	2014/ 5 /22	0
9	(株)ヤマダ電機	2014/ 5 /27	1
10	カシオ計算機(株)	2014/ 7 / 7	0
11	東邦ホールディングス(株)	2014/12/ 9	0
12	OBARAGroup(株)	2015/ 3 /19	0
13	(株)T&Dホールディングス	2015/ 5 /20	1
14	(株)SANKYO	2015/ 7 / 7	0
15	富士機械製造(株)	2016/ 3 / 9	0
16	(株)大分銀行	2014/12/ 2	1
17	(株)群馬銀行	2014/ 9 /25	1
18	日立金属(株) 2016年&2019年満期	2007/ 8 /28	1
19	(株)ヤマダ電機 2013年&2015年満期	2008/ 2 /26	0
20	ジェイエフイーホールディングス(株)	2008/ 2 /28	1
21	アサヒビール(株) 2023年&2028年満期	2008/ 5 /13	1
22	日本セラミック(株)	2013/ 4 / 8	0
23	(株)岩手銀行	2013/ 7 / 9	1
24	(株)山口ファイナンシャルグループ	2013/12/ 4	0
25	(株)常陽銀行	2014/ 4 / 8	1
26	(株)ユーシン	2014/ 9 / 2	0
27	(株)アデランス	2014/ 9 /17	0
28	(株)エディオン	2014/ 9 /17	0
29	(株)LIXILグループ2020年&2022年満期	2015/ 2 /16	0
30	サムティ(株)	2015/ 3 / 4	0
31	(株)九電工	2015/ 2 /26	0
32	(株)ニフコ	2015/ 4 /13	1

(筆者作成)

1-17は自社株購入/転換社債発行比率50%以上

18-32は自社株購入/転換社債発行比率50%未満

8.3 時価評価

日本基準では、取得時のみ全体を時価評価する。
米国会計基準では、転換社債に現金転換特性があ

る場合は、社債と転換権の区分は必要であるが、
転換部分(株式オプション)に関して時価評価を
行わないので、転換時に損益が発生する事はない。

Appendix (B) 転換社債型新株予約権付社債：リキャップCB 以外サンプル32 件

	発行体企業	イベント日	取得条項（額面現金決済型） Dummy有=1, Dummy無=0
1	東北電力(株)	2015/11/17	0
2	日本空港ビルディング(株)	2015/2/18	1
3	商船三井(株)	2014/4/8	1
4	住友林業(株)	2013/7/9	1
5	凸版印刷(株)	2006/5/25	1
6	太陽誘電(株)	2014/1/9	0
7	スズキ(株)	2016/3/7	0
8	日本郵船(株)	2006/8/31	1
9	イオンファイナンシャルサービス(株)	2016/8/30	0
10	昭和産業(株)	2016/5/30	0
11	ソディック(株)	2016/4/1	0
12	D C M ホールディングス(株)	2015/12/4	0
13	ソニー(株)	2015/6/30	0
14	シークス(株)	2015/6/23	0
15	東プレ(株)	2014/9/12	0
16	(株)じもとホールディングス	2014/9/4	0
17	ダイソー(株)	2014/7/4	0
18	太平洋工業(株)	2014/3/4	0
19	(株)長野銀行	2014/2/27	0
20	丸全昭和運輸(株)	2014/2/17	0
21	テンプホールディングス(株)	2013/8/27	0
22	横浜冷凍(株)	2013/7/1	0
23	(株)荏原製作所	2013/2/19	0
24	北海道瓦斯(株)	2012/9/18	0

(筆者作成)

一方、国際会計基準は株式オプションだけでなく株式オプションを含む転換社債全体に対して毎期時価評価する。理論的な考察の必要性の他にオプションの評価方法で決定的なものが開発されていない事もあるかと思われる。さて、国際会計基準であるが、オプションの価値変動は、権利行使を行い事実が確定された段階で再測定を行い修正する必要はあるが、継続的に時価評価を行う積極的な意味はないかと思われる。また、オプションの評価方法で決定的であるものが開発されていない中で、時価評価を行う事は誤差の拡大に繋がるか

と思われるので支持できない。

9. 結論

本稿は、転換社債型新株予約権付社債（現金決済条項を含んだ場合も含む）の発行体の会計処理において、日本基準が区分法の他に一括法を許容している事の是非を考察してきた。まず、市場の反応という観点では、転換社債型新株予約権付社債においてリキャップCBに限定した場合、CBアップ率にポジティブな数値にて有意に反応する

事が確認されたものの、平均累積超過収益率はマイナスであったので、株価上昇効果仮説が成立するとは言えないと思われる。次に、希薄化回避を目的とした取得条項に現金決済を含んだ転換社債に関しては、リキャップCBをサンプルとした場合は、正の累積超過収益率の件数が過半数を超えた事が確認された。またCARの平均は、リキャップCBに限定した場合も、リキャップCBを含んだ場合でも、現金決済条項を付与された方が、付与されない場合と比較して高い事が確認された。一括法による会計処理が市場をミスリードしているか否かを本稿では検証していないが、実務上一括法で行っている会計処理を見直す契機となる市場の反応の確認ができたかと思われる。

論点の会計処理において、一括法か区分法かについては、新株予約権相当に関して償却原価法によって償却を行い、社債利息の計上を行う区分法が妥当であると考えられる。また、既存株主から外部者への富の移転という観点からも、新株の無償交付の処理の観点からも区分法を支持する。近年取得条項付（額面現金決済型）転換社債の発行が増加してきた状況を鑑みると、日本会計基準においては、一括法を依然会計基準の選択肢として保持する事の妥当性を検討する事が必要ではないかと思われる。また、株式オプション部分の時価評価は、積極的に行う必要性はないかと思われる。

《注》

- 1) 取得条件が取得通知の直前の最終取引日の普通株式の株価が転換価額以下の時であり、交付財産は、現金と自社の株式の両方の場合が殆どである。この条項を付与する事で償還前の一定期間において経営環境や財務状況に応じ、発行企業の判断で資本増強を図る事を可能にするものである。
- 2) 同じ発行体が発行した複数の社債間において、利金や償還金の受取に有利不利が生じないようにする為に付与される特約である。
- 3) 他の債権の返済に劣後して返済を受ける債権に付与される特約である。
- 4) 株価上昇時に、発行株式数の増加を抑える事が可能で希薄化の抑制になる。転換社債の価格の発行の増加分の対価は株式で、社債額面相当分の対価は現金で決済するもの。
- 5) Recapitalizationの過程の中の取引で、発行会社が発行した転換社債に含まれている株式オプションと期間も行使価格も潜在株式数も全く同じコールオプションを購入する事である。
- 6) バリティが100を超え投資家が転換を行う際、額面価値分は現金を交付し、残りのバリティ100を超える価値の部分については、その価値が相当する株式を交付する仕組みで、希薄化を抑制する手段として用いられるものである。
- 7) 租税法上では、資本取引と損益取引の区分に関する学説とTime-valueとBetの区分に関する学説があり、Timevalueは税引き前無リスク収益と同視する部分（実現の有無にかかわらず）を毎年所得として認識するもので、Betは所得認識した分だけbasisを引き上げ最終的に損益が確定した時にbasisと実際の額との差額をBetに係る損益とする考え方である。
- 8) この問題は、法人段階における課税の意義とも絡む深淵な問題である。金子宏「法人税法における資本取引と損益取引―「混合取引の法理」の提案（その1「現物配当」）あるいは、橋本慎一郎「Time-valueとBet-法人税をめぐる金融商品のTax Planning」を参照。
- 9) 取得条項に基づく取得の対価の金額は、当該取得条項に基づき、当該転換社債型新株予約権付社債に付された新株予約権の目的である自社の株式の数に基づき算定された時価であること。2. 当該取得条項に基づいて取得した際に消却することが募集事項等に示されており、かつ当該取得条項に基づいて取得と同時に消却が行われていること。3. 現金の交付がすべて社債部分の交付に充てられ、自社の株式の交付がすべて新株予約権の取得に充てられるように、現金と自社の株式を対価とするそれぞれの部分があらかじめ明確にされ、これらの額が経済的に合理的な額と乖離していないこと
- 10) 山田（2012）は、一部現金決済の転換社債に関する3つの会計処理（ViewA（一括法）、ViewB（区分法）、ViewC）を用いて説明している。ViewBでは、負債部分と資本部分を区分し発行会社にとって経済的な利息費用を反映させており、この経済的な利息費用は、既存株主からの富の移転を一部費用化する事を意味しているとし、ストックオプションの会計基準で既存株主から富の移転を一部費用化している事と同様の事であるという。
- 11) IASB（2003）para31およびpara33を参照のこと。
- 12) 負債比率を高め自己資本比率を圧縮する事は、ROEなどを高める反面、自己資本比率を下げる事になってしまう。財務優良仮説は、リキャップCBを発行する企業は総じて自己資本比率が高く優良であり、一時的に自己資本比率を下げる余裕がある事である。
- 13) 山田（2008）は、例として発行時額面100億円、転換時額面相当額100億円を現金決済、額面超過額20億円を株式決済にて処理する事をあげている。

- 14) ストックオプション会計基準では、既存株主からの富の移転を一部費用化している。
- 15) 新株の無償交付部分をすべて費用化するもの。
- 16) 大日方 (1994) は、「新株の低利発行によって既存の株主に損失が生じたとみなならば、発行価格のディスカウント分を会計上でも費用として把握する事も考えられよう。また、この会計処理はわが国では容認されないのはいうまでもない。問題となるのは資本拠出 (維持すべき資本の修正) たる財のフローから、資本ばかりではなく、利益 (費用) も計上している点である。」と指摘している。

【参考文献】

- Clor-Proell, S. Koonce, L. and White, B. ,2016. How Do Experienced Users Evaluate Hybrid Financial Instrument. *Journal of Accounting Research*, Vol.54No.5, December .
- 江頭憲治郎.1998.「ストックオプションのコスト」『商事法務の展望』所収 有斐閣.
- 藤田敬司.2006.『資本・負債・デリバティブの会計』中央経済社.
- 橋本慎一郎.2010.「企業ファイナンスへの課税の影響」金子宏編著『租税法の発展』有斐閣, 523-542.
- Hopkins, P.E.,1996. The effect of Financial Statement Classification of Hybrid Financial Instrument on Financial Analyst' Stock Price Judgement. *Journal of Accounting Research*, Vol.34.
- 池田幸典. 2016.『持分の会計』中央経済社.
- 伊藤眞、萩原正佳編著. 2008.『金融商品会計の完全解説改訂第7版』財経詳報社.
- 加井久雄. 1997.「転換社債の区分経理における経済的実質の優先の論理—経済的実質の解釈の多様性を前提として—」『産業経理』第57巻第3号, 135-143.
- 川北英隆. 1988.「転換社債発行条件の適正化」『商事法務』第1148号, 18-22.
- 名越洋子. 2003.「新株予約権付社債の区分処理とストックオプション」『企業会計』第55巻第7号, 33-41.
- . 2016.「取得条項付転換社債型新株予約権付社債の会計問題—現金と自社の株式による取得と消却を中心に—」『明大商学論叢』第98巻第3・4号, 47-63.
- 野口晃弘. 2004.『条件付新株発行の会計』白桃書房.
- 大日方隆. 1994.『企業会計の資本と利益—名目資本維持と実現概念の研究—』森山書店.
- Ramirez, J., 2015. *Accounting for Derivatives-Advanced Hedging under IFRS9* (second edition). John Wiley & Sons Ltd.
- 齋藤静樹. 2010.『会計基準の研究 増補版』中央経済社.
- . 2010.『企業会計とディスクロージャー[第4版]』東京大学出版会.
- 齋藤純. 2006.「取得条項付新株予約権付社債の会計処理」大和総研.
- 重本洋一. 2015.「日本企業よりリキャップCBの発行」『広島経済大学経済研究論集』第37巻第4号.
- 志馬祥紀. 2015.「リキャップCBと市場の評価」『証券経済研究』第92号, 75-91.
- 島田佳憲. 2013.『自社株買と会計情報』中央経済社.
- 田中健二. 2006.「会計上の資本の内と外」『会計』第169号第4号, 1-12.
- . 2007.「現金決済型新株予約権付社債の会計」『会計』第172巻第6号, 1-12.
- 山田純平. 2008.「一部現金で決済される転換社債と転換損益の性格—既存株主からの富の移転と会計上の利益計算」『会計』第173巻第1号, 82-94.
- . 2012.『資本金の基礎概念』中央経済社.
- 吉井一洋. 2006.「新株発行費用・社債発行差金が変わる」大和総研.
- 吉田康英. 2016.『IFRS 9 金融商品の構図—IFRS置換プロジェクトの評価』中京大学経営双書No. 40
- 米山正樹. 2007.「売建自社株ブットオプションの会計処理」『会計』第172巻第3号, 29-42.

付記

本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。

ヘッジ会計適用に関する考察 —一般ヘッジと業種別ヘッジとの比較を中心として—

Hedge accounting in listed Japanese companies: Determinants of application of hedge accounting, and analyses of the differences in hedging methods

松 山 将 之(株式会社日本政策投資銀行 設備投資研究所)

Masayuki MATSUTAMA, Development Bank of Japan Inc., Research Institute of Capital Formation

論文要旨

本稿は、日本基準におけるヘッジ会計の適用要因についての分析である。ヘッジ会計とは、デリバティブの収益認識のタイミングの変更を認める例外的な会計処理であり、会計分野の研究だけではなく、実務面における分析も、これまであまり行われてこなかった。しかし、日本の上場企業の約3割がヘッジ会計を適用し、また、IFRS 9への収斂が予定されていることから、今後、ヘッジ会計についても実務上への影響を踏まえた議論の重要性が高まることが予想される¹⁾。

本稿は、日本基準におけるヘッジ手法に注目し、会計基準との整合性と実務上との関係について明らかにすることを目的としている。まず、日本基準におけるヘッジ会計の手法についてヘッジ要素との関係からの整理を行う。その上でヘッジ対象である金融商品とヘッジ手段であるデリバティブとの関係からヘッジ会計の適用要因についての実証分析を行う。更に、一般ヘッジと業種別ヘッジに注目し、手法によるヘッジ要素との関係の違いについて明らかにする。

本稿における分析の成果は、今後のヘッジ会計に関する議論の活性化や会計実務と学術的な認識のギャップ解消の一助となる研究として意義があると考えられる。

Abstract

This study examines the application of hedge accounting in Japanese companies. It is generally well known that hedge accounting is a specialized accounting treatment for reducing the financial market risk of company-owned financial instruments. Thus, there are few research papers dedicated to hedge accounting. However, hedge accounting has been applied in about 30% of listed Japanese companies. Accounting standards for financial instruments in Japan must converge according to IFRS 9. Going forward, it is expected that the importance of discussion based on the impact on practice will increase for hedge accounting.

This paper aims to clarify the consistency in the relationship between accounting standards and practice by focusing on the hedging methods under Japanese standards. First, I present an overview of the methods of hedge accounting under Japanese standards in the context of the relationship between the hedging instrument and the hedged item. Second, I examine the determinants of the application of hedge accounting using logistic regression analysis. Third, I consider its effect on the accounting behavior of Japanese companies by comparing the differences in the hedging methods.

The academic contribution of this study is the scrutiny of the application of hedge accounting through an analysis of the balance sheets of listed Japanese companies, and thus bridging the gap between research and practice..

1. はじめに

企業は、事業活動の中で、それに付随する様々なリスクを抱えている。為替、金利、コモディティ

イなど市場性のある取引に関しては、実際の企業の実需以外の様々な要因で変動する。したがって、企業には、それらの変動リスクをヘッジ取引によって回避したいというインセンティブがある。こ

本稿における内容や意見等の全ては、執筆者個人に帰属する。従って、本稿に起因する思わぬ誤解や誤りがある場合には、執筆者個人の責任であり、所属する組織とは一切関係のないものである。

の企業がヘッジを行う理由としてSmith (1985)は、累進税のもとで税の負担が軽減されること、破産による予想コストが軽減されること、経営者がリスク回避的であることの3点を挙げている。

しかし、企業がヘッジ活動を行うことと、ヘッジ活動の成果を会計に反映することとは、別の問題である。企業行動におけるヘッジの目的は、価格変動リスクのあるエクスポージャーを、金融商品による相殺するポジションによって、将来発生するかもしれない損失を防ぐことである²⁾。一方、会計基準としてのヘッジ会計の目的は、ヘッジ活動を企業の財務諸表に確実に反映するようにすることである。ヘッジ会計とは、ヘッジ手段であるデリバティブの損益認識のタイミングを変更することによって、ヘッジ活動の影響を損益計算書上に反映する会計手法である。ヘッジ活動では、価値変動によるリスクの削減を目的とし、一方のヘッジ会計では、ヘッジ活動による価格変動の開示を目的としている。つまり、企業行動としてのヘッジと会計基準としてのヘッジ会計は、同じデリバティブを利用する金融取引であるが、その目的が異なっている。

現在では、企業のヘッジ活動が多様化し、デリバティブ取引もグローバルに影響を及ぼす規模となり、それに伴い規制も大きく変化している。このような、環境変化によって、企業の実務と会計基準とのギャップというものが拡大しているのではないかということが、本研究における基本的な問題意識である。

このような状況の中で特に、日本におけるヘッジ会計の研究の多くは、会計基準の規範に関するものが中心であり、実際の適用状況や要因の分析といった実務面での研究はほとんど行われていない。ヘッジ取引とヘッジ会計への十分な理解を欠いたまま、新しい会計基準を適用するだけであれば、表面的な会計処理の変更に留まってしまい、

ヘッジ会計の本来の目的である企業のリスクマネジメント手段として、適切に機能しないおそれがある。本稿は、このような会計基準の変更と実際に会計基準を適用している企業実務とのギャップを埋めることを目指したものである。

2. 日本基準におけるヘッジ会計の特徴

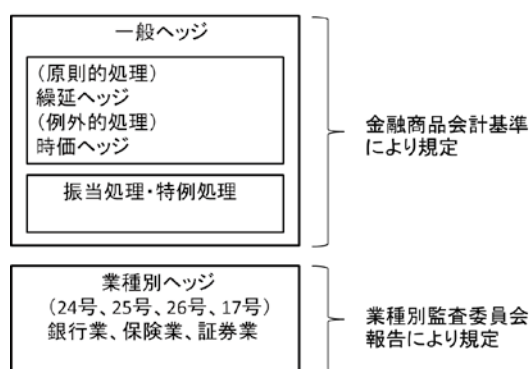
日本基準において、ヘッジ会計は、金融商品会計の一部として規定されている³⁾。金融商品会計体系の中でのデリバティブ取引も含めたヘッジ会計取引は、包括的なルールが「金融商品会計基準」の中で定められ、その細則として「金融商品会計実務指針」が規定されている。更に、「金融商品会計に関するQ & A」の中で実務上の取り扱いに関するルールが定められている。

会計基準としての日本のヘッジ会計の特徴は次の3点である。1点目は、繰延ヘッジと時価ヘッジの2つの手法を一般ヘッジの区分の中で定めている点である⁴⁾。繰延ヘッジを原則的処理とし、時価ヘッジは、例外的処理として位置づけている。実務上も適用されているヘッジ会計のほとんどは繰延ヘッジである。2点目は、金利スワップ等による特例処理のような簡便法によるヘッジ会計の適用も認めている点である。これは、一定の要件を満たせば、ヘッジ手段であるデリバティブの時価評価をせずにヘッジ会計の適用を認めるものである。また、外貨建取引の振当処理や、複合金融商品の区分経理に関する処理についても、ヘッジ会計の範疇に含めている⁵⁾。3点目は、一般ヘッジとは別に、業種別ヘッジの基準も定めている点である。適用の対象は、いずれも金融機関である。金融機関のうち銀行業と保険業では、種類と期間の異なる多数の金融商品によりバランスシートが構成されていることから、ヘッジ会計の構成要件であるヘッジ対象とヘッジ手段を1対1に関連付

ける要件について緩和した包括ヘッジの適用が認められている⁶⁾。

これらの特徴について、まとめたものが図1である。日本のヘッジ会計の手法については、金融商品会計基準により規定された一般ヘッジと業種別監査委員会報告により規定された業種別ヘッジの2つの体系に大別されることがわかる。

図1 日本基準におけるヘッジ会計の体系



出所：筆者作成

3. 先行研究

企業のヘッジの動機に関する研究は、ファイナンスの分で数多くなされている。Nance et al. (1993) や Géczy et al. (1997) は、海外との取引に付随する為替取引や、大規模な研究開発に付随する資金調達といった企業活動に付随する資金取引とヘッジ取引との関係が統計的に有意であると述べている。また、Smith and Stutz (1985) によれば、期待倒産コストの高い企業ほど、ヘッジに対するインセンティブが高まることを指摘している。これは、ヘッジ活動自体の効果によって、企業の期待倒産コストを低減させることにより、企業価値を増加させる可能性が考えられるためである。Graham and Rogers (2002) らによれば、負債利用による節税効果とヘッジ活動との関連か

ら、倒産コストを低減する為にデリバティブを調整手段として使うインセンティブが企業に働くことを指摘している。ヘッジ手段であるデリバティブの利用に関して、Nance et al. (1993) や Mian (1996) らは、デリバティブ利用に関して、企業規模が大きいほどインセンティブが高まることを指摘している。ただし、ファイナンス分野での先行研究では、企業の倒産コストを低減することに注目したデリバティブの効果に関する分析が中心であり、会計基準の適否についての分析はなされていない。

日本企業における研究では、柳瀬 (2010) が、東証一部上場企業を対象として、ヘッジ動機についての分析を行っている。ここでは、ファイナンス分野での先行研究の結果について、日本企業についてもあてはまることを明らかにしている。しかし、そこでもヘッジ取引と会計基準の適否を区分した分析はなされていない。日本基準のヘッジ会計の適用に関する分析については、松山 (2015) が、デリバティブの市場規模から、ヘッジ会計の適用手段として、金利スワップによる繰延ヘッジが中心であることを明らかにしている。そこから純資産の部の繰延ヘッジ損益の変動の有無に注目し、日本の上場企業を対象としてヘッジ会計適用のインセンティブについて分析を行っている⁷⁾。

4. 仮説の設定

本稿では、会計基準としてのヘッジ会計と企業のヘッジ活動との関係について、適用のインセンティブについて注目し、一般ヘッジと業種別ヘッジといった手法の違いによって企業の財務活動への影響について分析することを目的としている。分析にあたっては、ヘッジ会計適用にインセンティブについて松山 (2015) の実証分析のフレームワークを用いて、以下の仮説を設定する。

仮説1：ヘッジ対象となる金融資産・負債の規模並びに資産・負債に占める比率が高ければ、ヘッジ会計を適用する可能性が高まる。

仮説1は、企業のヘッジ会計適用の判断とヘッジ対象となる金融商品の資産・負債に占める規模やそれに付随する属性との関係に注目したものである。ヘッジ会計基準の特徴は、会計基準上の要件を満たした金融商品をヘッジの対象として指定し、ヘッジ手段であるデリバティブと関連付けることによってヘッジ要素を構成する点である。つまり、企業がヘッジ手段としてデリバティブを利用するのは、ヘッジ対象に内包されている金利や為替が変動することによって、事業活動に影響を及ぼすと判断した結果であると考えられる。ここから企業のバランスシートに内包されるリスクが大きくなれば、ヘッジ会計を適用する確率が高まるという仮説を構築する。

仮説2：業種別ヘッジ対象となる業種では、ヘッジ会計の適格要件を緩和していることから、金融商品との関連性が低い。

様々な種類と期間の金融商品を保有する金融機関は、ヘッジ対象とヘッジ手段の1対1の関係を構成することが難しいとされている。日本基準では、ヘッジ会計の適格要件を緩和した業種別ヘッジの適用が金融機関には認められている。業種別ヘッジの対象となる銀行業・保険業は、一般ヘッジと比較して、適用の自由度が高いことから適用率も他の業種と比較して高くなる一方で、ヘッジ対象との関係では、適格要件を緩和していることから、仮説1のようなヘッジ対象とヘッジ手段との関係は弱いと考えられる⁸⁾。したがって、対象となる銀行業や保険業は、一般ヘッジを適用する業種と比較してヘッジ対象となる金融商品との関連性が低いという仮説を構築する。

5. 分析方法

5.1 データ

データに関しては、東証上場企業（東証1部、東証2部、マザーズ）のうち日本国内を営業拠点としている法人の2014年度決算数値を用いている。使用した財務データは、株式会社日本政策投資銀行「企業財務データバンク」（除く金融機関）及び、金融機関に関してはBloombergから取得している。その際、事業年度が1年未満、若しくは対象年度内に上場廃止した企業は対象外としている。また、外部格付情報については、日本格付研究所（JCR）及び格付投資情報センター（R&I）の2014年3月末時点で公表されている格付を用いている。

5.2 説明変数について

(1) ヘッジ会計適用の有無

本稿ではヘッジ会計の適用の有無によるダミー変数（適用なら1、非適用なら0）を被説明変数とする。日本基準におけるヘッジ会計適用の有無の判定にあたっては、原則的処理か、例外的処理のいずれかが行われていればヘッジ会計の適用とする。原則的処理に関しては、その他純資産における繰延ヘッジ損益に注目し、分析対象前年度と分析対象年度を比較して繰延ヘッジ損益の増減のあった場合に適用ありと判定する。これは、年度途中でヘッジの終了が発生した場合でもヘッジ会計適用ありとした方が、より実態に即しているからである。例外的処理の適用の判断については、原則的処理の適用が行われていなかった場合、時価ヘッジ適用先のあった場合には、ヘッジ会計適用先として追加する。

(2) 資産規模

本稿では、先行研究と同様に、規模の代理変数には自然対数の総資産を用いる。ヘッジ手段であ

表1 記述統計量

変数		個数	平均	標準偏差	最小	最大
資産規模	LNTASS	2204	11.169	1.882	4.654	19.204
短期金融負債比率	STBTL	2204	0.168	0.152	0.000	0.945
長期金融負債比率	LTBTL	2204	0.189	0.207	0.000	0.999
金融資産比率	LOANTAS	2204	0.034	0.139	0.000	1.291
自己資本比率	EQCAP	2204	0.487	0.222	0.005	0.971
為替取引（ダミー）	FX_D	2204	0.608	0.488	0	1
投資適格（ダミー）	INVEST_D	2204	0.551	0.497	0	1

出所：日本政策投資銀行「企業財務データバンク」、Bloomberg

るデリバティブの利用に関して、Nance et al. (1993) や Mian (1996) らは、デリバティブ利用に関して企業規模が大きいほどインセンティブが高まることを指摘している。日本企業に関する研究では、柳瀬 (2010) が、東証一部上場企業を対象に、企業のデリバティブの利用とヘッジ動機に関して分析した結果、海外の実証結果の多くが日本企業についてもあてはまることを明らかにしている。企業のバランスシートの規模が大きくなれば内在するリスクも相対的に大きくなるので、企業がヘッジを行うインセンティブが高まると考えられる。したがって、企業の資産規模が大きくなれば、ヘッジ会計適用の確率が高まることが予想される。

(3) 金融商品

ヘッジ会計適用の為には、ヘッジ対象となる金融商品を指定し、ヘッジ手段であるデリバティブとヘッジ対象との間にヘッジ要素を構築しなければならない。したがって、その関係を明らかにするために、ヘッジ対象となりえる金融商品を説明変数とする。先行研究においても外部資金調達とヘッジ取引の関連性が注目され、負債の規模や比率を用いた先行研究（柳瀬 (2010)、Graham and Rogers (2002)）では、統計的に正の有意な関係が確認されている。本稿では、金融負債に関して、リスクヘッジの対象となる金融商品と区分

するために長期と短期に分類している。その際、会計処理との平仄を合わせるため償還1年未満となったヘッジ対象となる金融負債は、そのまま長期に区分している。ヘッジ対象の金融資産には、その他有価証券も含まれるが、事業投資として金利や為替リスクを内包する有価証券を保有する業種は限定的であることから、貸出金のみを説明変数としている。長期の金融負債とヘッジ会計適用の関係に関して、ヘッジ対象の規模が大きくなれば、ヘッジ会計適用の判断の確率が高まることが予想される。

(4) 投資適格

クレジットリスクに関して、先行研究では、期待倒産コストが大きな企業ほどリスクヘッジに関するインセンティブが高いという理由から、代理変数としてレバレッジを用いている。本稿では、企業がヘッジ取引を行うインセンティブの一つとして、調達コストの相対的優劣を示す代理変数として投資適格ダミー変数を採用する。投資適格企業とヘッジ取引関係について、一般的に投資適格 (BBB) 以上を取得している企業は、社債市場においても流動性が高く、低いコストでの調達も可能であり、機動的な判断でのヘッジ活動が可能となる。一方、一般的に投資適格未満の企業や外部格付を取得していない中堅企業は、調達コストも調達先との相対取引の要素が強いことから投資適

格企業よりも高いコストを支払わなければならない。つまり、そのような企業は、ヘッジ対象となる金融負債のリスクをヘッジによって低減させるインセンティブが働きやすいと考えられる。

そこで国内の代表的な格付会社（R&I、JCR）の2社のうちいずれか1社でも長期格付けが投資適格以上であれば1、投資適格未満であれば0とする。外部格付未取得先の企業に関しては、金融機関の内部格付等は一般に公開されていないことから補完手段としてAltmanのZ-score採用する。2.675以下であれば0、それより大きければ1とする。

日本企業の先行研究では、レバレッジを用いた代理変数では正の有意な関係が示されている（柳瀬（2010））。本稿では相対的に市場アクセスの劣る企業がヘッジ会計を適用すると予想し、係数は負値を予想している。

（5）為替取引

為替リスクや為替取引を示す代理変数として、先行研究においては海外売上高や輸出高（Nance et al. (1993)、Géczy et al. (1997)）が用いられているが、日本の開示情報は輸入に関する財務情報が乏しいことから、電気・ガスといったインフラ産業や主に国内市場を対象とする製造業においては、為替取引を特定することが難しい。本稿では、為替リスク自体は資産、負債全体に内包されると見なし、為替調整勘定の有無を代理変数とし

為替取引のダミー変数として用いる。為替取引とヘッジ会計の適用に関しては、先行研究同様に係数が正值となることを予想している。

（6）資本

企業の業績や、先行研究においても、企業のデリバティブの利用によるリスク許容度を測る代理変数として自己資本比率を用いており、統計的には有意な関係が確認されている（Sinkey and Carter (2001)）。

5.3 分析手法

ヘッジ会計適用の有無を被説明変数としてロジットモデルにより企業のバランスシートに内在する財務的な要因がヘッジ会計適用の有無に及ぼす影響について分析を行う。その際、総資産の規模との関係とヘッジ対象となる金融商品が総資産・総負債に占める比率の2つの尺度によって分析をおこなう。また、分析の結果について、係数に関しては、限界効果の平均を用いる。更に、説明変数の1標準偏差の変動に対するインパクトから、ヘッジ会計の適用のインセンティブに影響から考察を導き出す。また、モデルによる推定結果の当て嵌まりに関しては、適合度を用いる⁹⁾。

5.3.1 ヘッジ会計の適用要因について

総資産（LNTASS）、バランスシート内の相対的な規模に関して、それぞれヘッジ対象となる金融資産・負債に対する総資産、総負債に対する比

表2 説明変数

説明変数	内容
総資産	LNTASS 総資産（自然対数）
短期調達総負債比率	STBTL 総負債に対する短期調達の占める比率
長期調達総負債比率	LTBTL 総負債に対する長期調達の占める比率
貸出金総資産比率	LOANTAS 総資産に対する貸出資産の占める比率
自己資本比率	EQCAP 総資産に対する株主資本の占める比率
為替取引（ダミー変数）	FX_D 為替取引の有無（有 = 1、無 = 0）
投資適格（ダミー変数）	INVEST_D 投資適格性の有無（有 = 1、無 = 0）

率を説明変数としている。(短期調達総負債比率 (STBTL) 長期調達総負債比率 (LTBTL) 貸出総資産比率 (LOANTAS)) 自己資本比率 (EQCAP))。また、(FX_D) は、為替取引に関するダミー変数であり、(INVEST_D) は、投資適格を示すダミー変数である。

$Hedge_AC = \begin{cases} 0 & \dots\dots 2014\text{年度において繰延ヘッジ損益の増減額がであった場合} \\ 1 & \dots\dots \textcircled{1}\text{繰延ヘッジ損益の増減額があった場合、}\textcircled{2}\text{繰延ヘッジ損益の増減がなかった場合で且つ時価ヘッジの利用が開示されている場合} \end{cases}$

$$Hedge_AC_i = a_0 + a_1LNTASS_i + a_2STBTL_i + a_3LTBTL_i + a_4EQCAP_i + a_5LOANTAS_i + a_6FX_D_i + a_7INVEST_D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

5.3.2 一般ヘッジと業種別ヘッジの関係について

FIN_Dは、業種別ヘッジの適用対象となる銀行業と保険業をダミー変数である。(1) のモデルに対して、長期調達総負債比率 (LTBTL) の説明変数に業種別ヘッジのダミー変数を交差項に加え、ヘッジ会計の適用との関係を示す分析モデル

を (2) としている。交差項の限界効果が、ヘッジ会計の適用に及ぼす関係について分析する。

$$Hedge_AC_i = a_0 + a_1LNTASS_i + a_2LTBTL_i + a_3FIN_D_i * LTBTL_i + a_4STBTL_i + a_5EQCAP_i + a_6LOANTAS_i + a_7FX_D_i + a_8INVEST_D_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

更に、全ての変数に関して、係数が、 $\delta_0 = \zeta_0$ $\delta_1 = \zeta_1$ $\delta_2 = \zeta_2$ $\delta_3 = \zeta_3$ $\delta_4 = \zeta_4$ $\delta_5 = \zeta_5$ $\delta_6 = \zeta_6$ $\delta_7 = \zeta_7$ する帰無仮説を構築する。一般ヘッジ適用する業種グループを (3) と業種別ヘッジを適用するグループを (4) に分類し、Chow-Testによって構造的な違いの有無について明らかにする。

一般ヘッジ：

$$Hedge_AC_i = \delta_0 + \delta_1LNTASS_i + \delta_2STBTL_i + \delta_3LTBTL_i + \delta_4EQCAP_i + \delta_5LOANTAS_i + \delta_6FX_D_i + \delta_7INVEST_D_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

業種別ヘッジ：

$$Hedge_AC_i = \zeta_0 + \zeta_1LNTASS_i + \zeta_2STBTL_i + \zeta_3LTBTL_i + \zeta_4EQCAP_i + \zeta_5LOANTAS_i + \zeta_6FX_D_i + \zeta_7INVEST_D_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

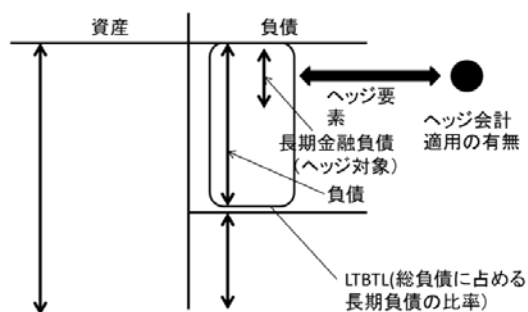
6. 分析結果

6.1 ヘッジ会計の適用要因について

ヘッジ会計の適用の要因に関するロジット分析の結果は、表3の通りである。

ヘッジ会計適用のうちヘッジ対象が及ぼす要因を示すと考えられる長期調達総負債比率 (LTBTL) の限界効果は、0.1135であり、5%の水準で有意な差が認められた。ヘッジ会計適用率に及ぼす影響は、説明変数の1標準偏差の変動に対して2.35%であり、当該変数が、ヘッジ会計の適用のインセンティブに影響を及ぼす水準である

図2 バランスシート上の説明変数の関係図



出所：筆者作成

といえる。また、為替取引のダミー変数である FX_D 及び、クレジットコストの相対的な優劣を示す代理変数としての投資適格ダミー変数である INVEST_D の限界効果は、それぞれ、0.1843と -0.3045であり、1%水準で有意な差が確認された。また、総資産 (LNTASS) の限界効果は、0.1188であり、1%水準で有意な差が確認できた。バランスシートの規模が大きくなれば、ヘッジ会計を適用する可能性が高まるというデリバティブ利用やヘッジ取引と資産規模との関係における先行研究とも整合的な結果となっている。本モデルにおけるヘッジ会計の適用の有無を50%の水準で判断した場合の適合度は、75.36%であった。ヘッジ会計の適用に関して、観察値と推計値との当て嵌まりは、58.38%であり、ヘッジ会計の非適用に関して、観察値と推計値との当て嵌まりは、84.59%であった。

6.2 一般ヘッジと業種別ヘッジの関係について

業種別ダミー変数の長期調達総負債比率 (LTBTL) との交差項が、ヘッジ会計の適用に及ぼす影響についての分析結果は、表4の通りである。

分析の結果、長期調達総負債比率 (LTBTL) の係数0.1152については、(1) の分析と同じ水準であるが、長期調達総負債比率 (LTBTL) の業種別ダミー変数との交差項の係数は、-0.1366であり、有意な結果となっていない。このことは、業種別ヘッジにおいては、この変数とヘッジ会計適用のインセンティブとの関係は見出せないことを示している。

次に、一般ヘッジを適用している業種グループと業種別ヘッジを適用している業種との間に差異について明らかにする。モデル (3)、(4) に示すとおり、全ての変数が一般ヘッジと業種別ヘッジとの間で同じであるという帰無仮説について

表3 分析結果

変数	予想符号	限界効果	標準誤差	Z値	
総資産	LNTASS	(+)	0.1188	0.0060	19.87***
長期調達総負債比率	LTBTL	(+)	0.1135	0.0448	2.53**
短期調達総負債比率	STBTL		-0.0663	0.0662	-1.00
貸出金総資産比率	LOANTAS		0.1321	0.0743	1.78*
自己資本比率	EQCAP		-0.0388	0.0535	-0.73
為替取引 (ダミー変数)	FX_D	(+)	0.1843	0.0187	9.86***
投資適格 (ダミー変数)	INVEST_D	(-)	-0.3045	0.0193	-15.78***
標本数 2,204			PseudoR ²	0.2514	

- ・***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準でそれぞれ有意であることを示す。
- ・限界効果は、平均限界効果 (average marginal probability effect) を用いている。

		(観測値)	適用	非適用	合計
(推計値)	適用		453	220	673
	非適用		323	1208	1531
合計			776	1428	2,204

適合度 0.7536

(観測値) 適用のデータを適用と推計した割合 0.5838
 (観測値) 非適用のデータを非適用と推計した割合 0.8459

Chow Testを行った結果は、F統計量が2.56であり、1%の水準で有意差のあることが認められた。つまり、ヘッジ会計の適用率の上位のグループにおいて、一般ヘッジと業種別ヘッジを適用しているグループでは統計的に構造的な違いがあることを確認出来た。

7. 結論と今後の課題

7.1 結論

本稿では、企業がヘッジ会計を適用するインセンティブについて、ヘッジ対象となる金融商品との関係から2つの仮説を構築した。仮説1は、ヘッジ対象となる金融資産・負債が資産・負債に占める比率が高ければ、ヘッジ会計を適用する可

能性が高まるというものである。分析にあたって、企業に共通するヘッジ対象は、長期借入金や社債といった長期金融負債であり、それらが負債全体に占める比率とヘッジ会計の適用との関係化に注目し、ロジット分析を行った。結果は、長期調達総負債比率（LTBTL）との間に統計的に正に有意な関係があり、効果のマグニチュードもある程度大きく仮説1は支持された。

続いて、仮説2は、ヘッジ会計の手法とヘッジ会計適用の関係について、一般ヘッジと業種別ヘッジに注目して分析を行った。業種別ヘッジは、一般ヘッジと比較して、適格要件を緩和した会計処理であると考えられることから、実証分析においては、業種別ヘッジの適用対象となる銀行業・保険業は、ヘッジ対象である金融商品とヘッジ会計

表4 分析結果

変数	予想符号	限界効果	標準誤差	Z値	
総資産	LNTASS	(+)	0.1188	0.0060	19.89***
長期調達総負債比率	LTBTL	(+)	0.1152	0.0449	2.57***
業種別(ダミー変数)×長期調達総負債比率	FIN_D×LTBTL		-0.1366	0.2821	-0.48
短期調達総負債比率	STBTL		-0.0666	0.0662	-1.01
貸出金総資産比率	LOANTAS		0.1345	0.0745	1.81*
自己資本比率	EQCAP		-0.0389	0.0535	-0.73
為替取引(ダミー変数)	FX_D	(+)	0.1843	0.0187	9.87***
投資適格(ダミー変数)	INVEST_D	(-)	-0.3045	0.0193	-15.78***
		標本数	2,204	PseudoR ²	0.2515

・***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

・限界効果は、平均限界効果（average marginal probability effect）を用いている。

		(観測値)	適用	非適用	合計
(推計値)	適用		453	220	673
	非適用		323	1208	1531
合計			776	1428	2,204
				適合度	0.7536
				(観測値) 適用のデータを適用と推計した割合	0.5838
				(観測値) 非適用のデータを非適用と推計した割合	0.8459

・Chow-Test 統計量（自由度 8 2,188）= 2.56 有意確率 > F = 0.0090

を適用との関連性が低いという仮説を構築した。結果は、ヘッジ会計適用と関連性が高いと考えられる長期調達総負債率（LTBTL）は、仮説1と同様であったが、業種別ヘッジが適用されるダミー変数との交差項では、係数は負となり、統計的にも有意な関係は認められなかった。つまり、業種別ヘッジを適用が認められている銀行業・保険業では、ヘッジに対するインセンティブが異なることが明らかになった。このことは、銀行業・保険業の保有する金融資産・負債が他の業種と比較して構造的にも異なることが、Chow-Testの結果からも明らかとなり、仮説2も支持される結果となった。

実証分析の結果から次の2点が明らかになった。まず、1点目は、ヘッジ対象となる金融商品とヘッジ会計適用については、一般ヘッジについては関連が確認できたことである。2点目は、適格要件を緩和した業種別ヘッジが適用される銀行業・保険業では、このような金融商品とヘッジ会計適用との関連が弱く、むしろ、ヘッジ対象の規模やバランスシートに占める相対的な比率とは関係しない部分が適用に影響を与えている可能性が示唆されたことである。この結果の含意としては、適格要件の緩和をヘッジ会計適用の自由度と考えた場合、従来は、金融商品単位で考えられてきたものが、それ以外の要因でも企業がリスクと判断すればヘッジ会計を適用するという判断が行えるということの意味している。その証左として、業種別ヘッジでは、金融商品の財務数値上の関連は弱くても、銀行業・保険業では積極的にヘッジ会計を適用している。

つまり、本稿における分析では、企業のヘッジ活動と会計基準との間では、整合的な関係があることが明らかとなった。これは、現在の日本基準におけるヘッジ会計が、利用者の実務の要請に合致した基準体系となっていることが理由の1つで

あると考えられる。しかし、今後、日本基準は、IFRS 9への収斂が予定されており、企業のリスクマネジメント能力の向上が求められることが予想される。例えば、ヘッジ会計適用の判断についてIFRS 9においては、リスク方針の文書化を適用の要件に求めてられており企業に対するリスク管理の高度化という課題が加わることとなる。しかし、一般ヘッジの分析でも明らかのように、ヘッジ会計のインセンティブは、長期金融負債といったヘッジ対象が主たる要因となっており、大半の企業ではリスクをコントロールの手段にまでは至っていない。

このような状況を踏まえると、今後、ヘッジ会計を適用する企業に関して、積極的に活用できる企業グループと、そうでないグループに二極化することも想定される。日本基準とIFRS 9の収斂の目的が、会計基準の品質の向上であり、日本企業のグローバル化を推進する為であれば、このような二極化は、避けるべきである。その為にも、現在の日本基準における適用状況を把握し、企業のリスクコントロールの手段としてヘッジ会計が活用できるよう会計基準だけでなく実態面での認知を高めることが必要である。

7.2 今後の課題

本稿における分析上の課題は、被説明変数がヘッジ会計の適用の有無といった質的変数であったことから、ロジット分析における適合度の結果のようにヘッジ会計を適用している企業の行動要因の分析に限界があった点である。ヘッジ会計を適用しているデリバティブの想定元本や種別といった注記情報の収集をすすめ、量的変数を被説明変数とすることによってヘッジの程度に関する分析の範囲の拡張が考えられる。また、現預金などのヘッジ対象となりにくい金融資産・負債についても説明変数に追加することで、ヘッジ会計を適用

しない要因についても追加することで分析に厚みを増すことで、より精緻な議論が可能になると考える。

更に、IFRS 9への収斂によるヘッジ会計の影響についての考察を深めるのであれば、一般ヘッジの中で規定されている特例処理や振当処理を適用している企業の適用のインセンティブについての分析も必要となるであろう。

以上

《注》

- 1) 松山 (2015) によると、2011年度における全業種のヘッジ会計の適用率は、34.8%である。
- 2) 米国財務会計基準審議会 (Financial Accounting Standards Board, 以下,FASB) は包括的研究報告 (1991) において両者の違いについて次のように述べる。企業のヘッジの主要目的は、「現存ポジション及び企業が意図している予定取引に内在するリスクに対するエクスポージャーを緩和することである」としている。
- 3) 金融商品会計基準 (第96項)
- 4) ヘッジ対象の資産・負債、並びにヘッジ手段について要件を満たせば適用することができるヘッジ会計に関する一連の処理のことを、本稿では一般ヘッジを定義している。
- 5) 振当処理については、ヘッジ会計の要件を満たした場合に、円貨換算より発生する為替損益の期間按分が認められている。これは、実務の要請による一時的な特例措置としての位置づけであったが、現在に至るまで認められている。
- 6) 業種別監査委員会報告のうち第17号に関しては、実務上の要請並びに、ヘッジ要素を構成するヘッジ手段に流動性がないことから、実際に適用することが難しい状態となっていた。平成25年7月30日の業種別委員会の決定により廃止された。本稿における業種別ヘッジとは、17号を除く24号から26号の銀行業・保険業における包括ヘッジを意味する。
- 7) 松山 (2015) では、2011年度の企業財務情報を用いて、業種によるヘッジ会計の適用傾向について分析をおこなっている。そこでは、ヘッジ要素とヘッジ会計の適用の関係の強いグループと弱いグループが存在することを明らかにしているが、会計基準による適用との関係についての分析はおこなっていない。
- 8) 松山 (2015) によると、2011年度における業種別ヘッジの適用対象業種である銀行業のヘッジ会計の適用率は、77.1%、保険業は、66.7%と、全業種平均より高い適用率となっている。
- 9) ロジックモデルにおける結果推計結果と推計値の関係について、モデルの当て嵌まり度合いを分析する手法として適合度 (classification table) を用いる。分析、検証方法につ

いては、Peng, and Gray (2002) が詳しい。

《参考文献》

- あずさ監査法人編, 2013. 『金融商品会計の実務』, 第4版, 東洋経済新報社.
- 荻茂生, 長谷川芳孝, 2006. 『ヘッジ取引の会計と税務』, 第4版, 中央経済社.
- Harold, Bierman, Jr., L.Todd Johnson, and D. Scott Peterson., 1991. Hedge Accounting: An Exploratory Study of the Underlying, FASB. (白鳥庄之助他訳, 1997. 『ヘッジ会計: 基本問題の探求』, 増補版, 中央経済社.)
- 企業会計基準委員会, 2006. 『討議資料・財務会計の概念フレームワーク』.
- 企業会計基準委員会, 2008. 『金融商品に関する会計基準』企業会計基準第10号.
- 企業会計基準委員会, 2010. 『包括利益の表示に関する会計基準』企業会計基準第25号.
- 日本公認会計士協会, 2006. 『金融商品会計に関する実務指針』会計制度委員会報告第14号.
- 斎藤静樹, 2010. 『会計基準の研究』, 増補版, 中央経済社.
- 米山正樹, 2008. 『会計基準の整合性分析』, 中央経済社.
- DeMaruzo, P. M. and D. Duffie., 1995. Corporate Incentives for Hedging and Hedge Accounting, Review of Financial Studies 8 (3), 743-771.
- Ge'czy, C., Minton, B. A., & Schrand, C., 1997. Why firms use currency derivatives. Journal of Finance 52 (4) , 1323-1354.
- Graham, JR, and DA Rogers., 2002. Do Firms Hedge in Response to Tax Incentives? The Journal of Finance 57(2), 815-840.
- Gunther, J. W., & Siems, T. F., 2002. The likelihood and extent of banks' involvement with interest-rate derivatives as end-users. Research in Finance 19 (1), 125-142.
- Jr, JF Sinkey, and DA Carter., 2001. Evidence on the Financial Characteristics of Banks That Do and Do Not Use Derivatives. The Quarterly Review of Economics and Finance 40 (3), 431-449.
- 松山将之, 2015. 「我が国の上場企業におけるヘッジ会計適用に関する考察—ヘッジ会計の適用要因と適用企業の業種の分析を中心として—」『経営実務研究』10, 15-33.
- Mian, S. L., 1996. Evidence on Corporate Hedging Policy, Journal of Financial and Quantitative Analysis 30 (3) , 419-439.
- Nance, D. R., Smith, C. W., Jr., & Smithson, C. W., 1993. On the determinants of corporate hedging. The Journal of Finance 48 (1) , 267-284.
- Peng, C. Y., Kuk Lida Lee, and Gray M. Ingersoll .,2002. An Introduction to Logistic Regression Analysis and Reporting. The Journal of Educational Research 96 (1) , 3-14.

斎藤静樹,1999.「キャッシュフローヘッジの概念とヘッジ会計の方法」『会計』156 (6) ,1-14.

桜井貴憲,1999.「キャッシュフローヘッジ会計の国際比較研究」『会計』156 (3), 137-149.

Smith, CW, and RM Stulz., 1985a. The Determinants of Firms' Hedging Policies. *Journal of financial and quantitative* 20 (4), 391-406.

Triki, Thouraya., 2005. Research on Corporate Hedging

Theories: A Critical Review of the Evidence to Date. Working Paper No. 05-04, HEC Montreal.

柳瀬典由, 2011. 「わが国企業のデリバティブ利用とヘッジ行動」『証券アナリストジャーナル』49 (2), 66-75.

付記

本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。

研究ノート

会計情報に基づく現在価値関係

A Note on Accounting-Based Present-Value Relations

権 葉 淳(大阪大学)
Atsushi Shiiba, Osaka University

論文要旨

本稿は、会計分野における現在価値関係に関する研究において基本となる現在価値恒等式について説明する。具体的には、Campbell-Shillerの現在価値恒等式とVuolteenahoの現在価値恒等式を示し、その導出方法を説明する。これらは、期待リターンが変動する状況を前提にしていること、および実証分析をおこなうことを念頭に変数の定常性を考慮して対数変換した変数を用いるとともに線形近似した式になっている点に特徴がある。現在価値関係に関する会計研究は、Vuolteenaho (2000, 2002) によって会計情報に基づく現在価値恒等式が示されるとともに実証分析がおこなわれたことを契機に、近年増加してきている。しかしながら、Vuolteenaho (2000, 2002) の論文は一見すると会計研究に対する含意が理解しづらいこともあり、日本においてはあまり普及していない。そこで本稿では、よく知られた企業価値評価モデルと対比できるように書きかえた式を示し、導出方法についても詳しく説明する。このことによって、Vuolteenahoの現在価値恒等式が会計研究に対して持つ重要性を説明する。

Summary

This research note explains the present-value identities behind the recent accounting research on present-value relations. In particular, I explain the derivations of the Campbell-Shiller and Vuolteenaho present-value identities. These identities allow for time-varying discount rates as opposed to the constant discount rates that are usually assumed in the so-called valuation models, including the discounted dividend model and residual income model. These identities also have empirically tractable properties such as the stationarity of basic variables in identities by using linear approximations of log variables. However, given the difficulty in understanding and interpreting the implications of these identities for accounting research, accounting studies on present-value relations are unpopular especially in Japan. I rewrite these identities to show their relationships with well-known valuation models, and I explain in detail how they can be derived. In doing so, I explain the implications of these identities for accounting research. Finally, I discuss the relationships between research based on present-value identities and that based on the so-called valuation models.

1. はじめに

本稿は、会計分野における現在価値関係 (present-value relations) に関する研究において基本となる現在価値恒等式 (present-value identity) について説明する¹⁾。具体的には、

Campbell-Shillerの現在価値恒等式とVuolteenahoの現在価値恒等式を示し、その導出方法を説明する。特に、よく知られた企業価値評価モデルとの関係でいえば、Campbell-Shillerの現在価値恒等式は割引配当モデルに対応し、Vuolteenahoの現在価値恒等式は残余利益モデルに対応するもの

謝辞：本稿の内容を整理するにあたって、村宮克彦氏、小野慎一郎氏から貴重なコメントを頂いた。また、2016年2月13日に関西大学において開催されたPATW (Positive Accounting Theory Workshop) および2016年2月20日に東京大学において開催された現代会計フォーラムの参加者から貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。なお、本稿における誤りはすべて筆者個人に帰するものである。本研究は、JSPS科研費15K03769、および文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業 (平成26年度-平成30年度) の助成を受けている。

と解釈できることを指摘する²⁾。これらの現在価値恒等式は、期待リターンが変動する状況を前提にしていること、および実証分析をおこなうことを念頭に変数の定常性を考慮して対数変換した変数を用いるとともに線形近似した式になっている点に特徴がある。

現在価値関係に関する会計研究は、Vuolteenaho (2000, 2002) によって会計情報に基づく現在価値恒等式が示されるとともに実証分析がおこなわれたことを契機に、近年増加してきている。それらの研究としては、(a)分散分解によって会計情報の情報内容を検証する研究 (Callen and Segal 2004, Callen et al. 2005)、(b)資本コストに関する研究 (Easton and Monahan 2005)、(c)集計した利益とリターンの関係についての研究 (Sadka 2007)、(d)保守主義に関する研究 (Callen et al. 2010, Callen and Segal 2013) などを指摘することができる³⁾。

しかしながら、Vuolteenaho (2000, 2002) の論文において基本となる簿価時価比率に関する式や期待外リターンに関する式⁴⁾は、一見すると会計研究における意味が理解しづらいこともあり、特に日本においてはあまり普及していないように思える⁵⁾。そこで本稿では、よく知られた企業価値評価モデルと対比できるように書きかえた式を示し、導出方法についても詳しく説明する。このことによって、Vuolteenahoの現在価値恒等式が会計研究に対して持つ重要性を説明することが本稿の目的である。

以下ではまず、第2節において、Campbell and Shiller (1988a) で示された Campbell-Shiller の現在価値恒等式、すなわち対数変換した変数に基づく現在価値関係についての恒等式を導出する⁶⁾。続く第3節において、Vuolteenaho (2000, 2002) において示された Vuolteenaho の現在価値恒等式を導出する。これは Campbell-

Shiller の現在価値恒等式を展開し、配当の代わりにクリーン・サープラス関係を仮定した利益 (ROE) を用いてあらわしたものであり、企業価値評価モデルにおける割引配当モデルから残余利益モデルへの展開に対応している。第4節では追加的な仮定のもとで、Vuolteenaho の現在価値恒等式を展開した式を示す。これは残余利益の時系列を仮定して、その時点で利用可能な変数のみであらわした Ohlson (1995) のモデルと対応するものといえる。最後の第5節では本稿の内容を要約するとともに、Campbell-Shiller の現在価値恒等式や Vuolteenaho の現在価値恒等式に基づく一連の研究と、割引配当モデル、残余利益モデルおよび Ohlson (1995) のモデルに基づく一連の研究との関係について簡潔に述べる。

2. Campbell-Shiller の現在価値恒等式

この節では、Campbell and Shiller (1988a) で示された Campbell-Shiller の現在価値恒等式、すなわち対数変換した変数に基づく現在価値関係についての恒等式について、その導出方法を示す。なお、ここでの証明は、主として Cochrane (2011b) を参考にしている。

2.1. Campbell-Shiller の現在価値恒等式とは

Campbell-Shiller の現在価値恒等式は次のようにならわすことができる。

$$p_t \approx \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} ((1-\rho)d_{t+j} - r_{t+j}) \quad (1)$$

ここで、各変数は次のように定義している⁷⁾。

P_t : t 期における株価

$p_t \equiv \ln(P_t)$

D_t : t 期における配当

$d_t \equiv \ln(D_t)$

$$R_t = \frac{P_t + D_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

$$r_t \equiv \ln(1 + R_t)$$

ρ : 1 より小さい正の定数（以下で具体的に定義する）

k : 定数（以下で具体的に定義する）

この式に基づき、Campbell (1991) は期待外リターンを次のようにあらわしている。

$$r_t - E_{t-1}(r_t) \approx \Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+j} \right) - \Delta E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \right) \quad (2)$$

ここで ΔE_t は、同一の確率変数についての t 期と $t-1$ 期における期待値の差、つまり $E_t(\cdot) - E_{t-1}(\cdot)$ と定義する。また、他の変数についても Δ は t 期から $t-1$ 期を引く記号として用いる。

以下では、(1)式および(2)式を導出する。

2.2. 対数株式リターン

まず、対数配当利回り dp_t を次のように定義する。

$$dp_t \equiv \ln \left(\frac{D_t}{P_t} \right) = d_t - p_t$$

次に、グロスの対数株式リターンを次のように定義する⁸⁾。

$$r_{t+1} \equiv \ln \left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \right) \quad (3)$$

(3)式の株式リターンは次のように書きかえることができる⁹⁾。

$$\begin{aligned} r_{t+1} &= \ln \left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_{t+1}} \times \frac{P_{t+1}}{P_t} \right) \\ &= \ln \left(1 + \frac{D_{t+1}}{P_{t+1}} \right) + \ln \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right) \\ &= \ln(1 + \exp(dp_{t+1})) + \Delta p_{t+1} \end{aligned} \quad (4)$$

2.3. 線形近似

(4)式には非線形の項 ($\ln(1 + \exp(dp_{t+1}))$) があるが、テイラー展開することで線形近似をおこなう。なお、一次のテイラー展開は次のようである¹⁰⁾。 $f(x)$ を微分可能な関数とする。このとき、 x のある \bar{x} の値（基準点と呼ぶ）において、 $f(x)$ を次のように近似することができる。

$$f(x) = f(\bar{x}) + f'(\bar{x})(x - \bar{x}) + \xi$$

ここで、 ξ は近似誤差をあらわす。この式において $f(x) = \ln(1 + \exp(x))$ とすれば、次の式が成り立つ。

$$\begin{aligned} \ln(1 + \exp(x)) &= \ln(1 + \exp(\bar{x})) \\ &\quad + \frac{\exp(\bar{x})}{1 + \exp(\bar{x})}(x - \bar{x}) + \xi \end{aligned}$$

したがって、(4)式非線形の項は、 $\bar{x} = \overline{dp}$ を基準点とすると、次のように近似することができる。ここで、 \overline{dp} は dp_{t+1} の事前の期待値とする。あるいは、定常状態における値と解釈することもある¹¹⁾。

$$\begin{aligned} \ln(1 + \exp(dp_{t+1})) &= \ln(1 + \exp(\overline{dp})) \\ &\quad + \frac{\exp(\overline{dp})}{1 + \exp(\overline{dp})}(dp_{t+1} - \overline{dp}) + \xi_{t+1} \end{aligned} \quad (5)$$

ここで $\rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(\overline{dp})}$ (< 1) と定義する。なお、

実証上は、 ρ の値として、1 より小さい 1 に近い値、たとえば 0.96 などが用いられている。これは、配当利回りの過去平均が、たとえば Campbell et al. (1996, Ch.7) では 1926 年から 1994 年までのアメリカのデータに基づき 4% となっていることによる¹²⁾。このとき、配当利回りの過去平均を D/P と

あらわせば、 $\rho = \frac{1}{1 + \exp(\overline{dp})} = \frac{1}{1 + D/P} = \frac{1}{1 + 0.04} \approx 0.96$

となる。 D/P が 4% とすると $\overline{dp} \approx -3.219$ となる。図 1 は $y = \ln(1 + \exp(dp_{t+1}))$ と、この式を $\overline{dp} \approx$

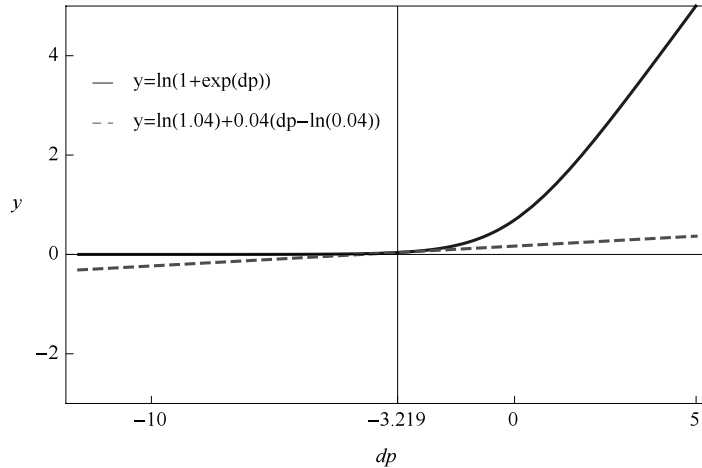


図1 : $y = \ln(1 + \exp(dp_{t+1}))$ とその近似式

-3.219において線形近似した式を図示したものである。

次に、 ρ の定義から $\ln(1 + \exp(\overline{dp})) = \ln(1/\rho) = -\ln \rho$ が成り立つので、(5)式は次のように書きかえることができる。

$$\ln(1 + \exp(dp_{t+1})) = -\ln \rho + (1 - \rho)(dp_{t+1} - \overline{dp}) + \xi_{t+1}$$

また、 ρ の定義より、 \overline{dp} は次のようにあらわすことができる。

$$1 + \exp(\overline{dp}) = \frac{1}{\rho} \iff \overline{dp} = \ln\left(\frac{1}{\rho} - 1\right)$$

これを代入すると、(5)式は次のようになる。

$$\begin{aligned} \ln(1 + \exp(dp_{t+1})) &= -\ln \rho + (1 - \rho)dp_{t+1} \\ &\quad - (1 - \rho) \ln\left(\frac{1}{\rho} - 1\right) + \xi_{t+1} \\ &= k + (1 - \rho)dp_{t+1} + \xi_{t+1} \end{aligned}$$

ここで $k \equiv -\ln \rho - (1 - \rho) \ln(1/\rho - 1)$ である。

よって、(4)式は次のようにあらわすことができる。

$$\begin{aligned} r_{t+1} &= k + (1 - \rho)dp_{t+1} + \Delta p_{t+1} + \xi_{t+1} \\ &= k - \rho dp_{t+1} + d_{t+1} - p_{t+1} + p_{t+1} - p_t + \xi_{t+1} \\ &= k - \rho dp_{t+1} + d_{t+1} - d_t + d_t - p_t + \xi_{t+1} \\ &= k - \rho dp_{t+1} + \Delta d_{t+1} + dp_t + \xi_{t+1} \end{aligned} \quad (6)$$

この式は、対数株式リターンの定義式を線形化したものである。

2.4. 逐次代入

(6)式は次のように書きかえることができる。

$$dp_t = -k + \rho dp_{t+1} - \Delta d_{t+1} + r_{t+1} - \xi_{t+1} \quad (7)$$

一期ずらした式を右辺の dp_{t+1} に代入すると、次のようになる。

$$\begin{aligned} dp_t &= -k + \rho(-k + \rho dp_{t+2} - \Delta d_{t+2} + r_{t+2} - \xi_{t+2}) \\ &\quad - \Delta d_{t+1} + r_{t+1} - \xi_{t+1} \\ &= -\sum_{j=1}^2 \rho^{j-1} k + \rho^2 dp_{t+2} - \sum_{j=1}^2 \rho^{j-1} \Delta d_{t+j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^2 \rho^{j-1} r_{t+j} - \sum_{j=1}^2 \rho^{j-1} \xi_{t+j} \end{aligned}$$

繰り返し代入していくと次式を得る。

$$\begin{aligned} dp_t &= -\sum_{j=1}^N \rho^{j-1} k + \rho^N dp_{t+N} - \sum_{j=1}^N \rho^{j-1} \Delta d_{t+j} \\ &\quad + \sum_{j=1}^N \rho^{j-1} r_{t+j} - \sum_{j=1}^N \rho^{j-1} \xi_{t+j} \end{aligned}$$

$N \rightarrow \infty$ とすると次式を得る。なお、 $N \rightarrow \infty$ のとき $\rho^N dp_{t+N} \rightarrow 0$ を仮定している¹³⁾。

$$\begin{aligned}
 dp_t &= -\frac{k}{1-\rho} - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta d_{t+j} \\
 &\quad + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{t+j} - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \xi_{t+j} \\
 &\approx -\frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (-\Delta d_{t+j} + r_{t+j}) \quad (8)
 \end{aligned}$$

(8)式の数配当利回り dp_t に $d_t - p_t$ を代入して、左辺が p_t になるように整理すると、次のようになる。

$$\begin{aligned}
 p_t &\approx \frac{k}{1-\rho} + d_t + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (\Delta d_{t+j} - r_{t+j}) \\
 &= \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} ((1-\rho)d_{t+j} - r_{t+j}) \quad (9)
 \end{aligned}$$

これは(1)式のCampbell-Shillerの現在価値恒等式である。

なお、 ρ は線形近似をする際の基準点 \overline{dp} に基づいて定義されたものであるが、上述のように1より小さい1に近い値であり、この(9)式に示されるように割引係数 (discount coefficient) と解釈できる定数となっている (Campbell and Shiller 1988a, Vuolteenaho 2002, Campbell and Vuolteenaho 2004)。

2.5. 期待値をとる

(8)式および(9)式について t 期において期待値をとると、それぞれ次のようにあらわすことができる¹⁴⁾。

$$dp_t \approx -\frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t(-\Delta d_{t+j} + r_{t+j}) \quad (10)$$

$$p_t \approx \frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t((1-\rho)d_{t+j} - r_{t+j}) \quad (11)$$

(10)式は配当利回り dp_t が高くなるのは、将来の配当成長 (Δd_{t+j}) が小さくなると予想されるときか、株式リターン (r_{t+j}) が高くなると予想されるときであることを意味している。この対数配

当利回り dp_t を左辺とした(10)式は、実証において重要な式となっており、よく用いられている。その理由は、株価と配当は非定常となる可能性があるが、配当利回り dp_t と変数 ($-\Delta d_{t+j} + r_{t+j}$) は定常である可能性が高く、標準的な統計手法を適用できることにある。さらに、この式は将来の変数に対して線形であるので、配当利回り dp_t を含めたベクトル自己回帰 (Vector Autoregressive; VAR) モデルを用いて、将来の収益率と配当成長率を予測することが1つの方法として考えられる¹⁵⁾。

また(11)式は、現在の株価が高くなるときは、将来の配当が高くなると予想されるときか、将来の株式リターンが低くなると予想されているときであることを意味している。

次に、(2)式の期待外リターンを導出する。まず、(8)式を1期ずらすと、 dp_{t-1} は次のようにあらわすことができる。

$$\begin{aligned}
 dp_{t-1} &\approx -\frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (-\Delta d_{t+j-1} + r_{t+j-1}) \\
 &= -\frac{k}{1-\rho} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+j} + r_{t+j}) \quad (12)
 \end{aligned}$$

(12)式の両辺を t 期と $t-1$ 期において期待値をとると、それぞれ次のようになる。

$$dp_{t-1} \approx -\frac{k}{1-\rho} + E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+j} + r_{t+j}) \right) \quad (13)$$

$$dp_{t-1} \approx -\frac{k}{1-\rho} + E_{t-1} \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+j} + r_{t+j}) \right) \quad (14)$$

(13)式から(14)式を引くと次式を得る。

$$0 \approx \Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+j} + r_{t+j}) \right) \quad (15)$$

この式は次のように書きかえることができる。

$$\begin{aligned}
 &-\Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+j} \right) + \Delta E_t(r_t) + \Delta E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \right) \approx 0 \\
 \Leftrightarrow &r_t - E_{t-1}(r_t) \approx \Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+j} \right) - \Delta E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \right) \quad (16)
 \end{aligned}$$

この式は(2)式に等しい。この(16)式は、期待外株式リターンが大きくなることは、将来の配当成長の増加か将来の株式リターンの減少が予想されていることを意味している。

3. Vuolteenaho の現在価値恒等式

この節では、Vuolteenaho (2000, 2002) において示された Vuolteenaho の現在価値恒等式を導出する。Vuolteenaho の現在価値恒等式は、Campbell-Shiller の現在価値恒等式を展開し、配当の代わりにクリーン・サープラス関係を仮定した利益 (ROE) を用いてあらわしたものである。

Vuolteenaho の現在価値恒等式は、残余利益モデルと同様、配当に関する変数がなく、したがってモデル化することが困難な企業の配当政策について考慮する必要がない点に特徴がある (Vuolteenaho 2002, p.234)。このことから、配当がゼロの可能性もある個別企業の株式リターンについて考察する際には、実証上より望ましい現在価値恒等式であると指摘されている (Cochrane 2011a, p.1101)¹⁶⁾。

なお、ここでの導出は、Vuolteenaho (2000, 2002) および Cohen et al. (2003) にしたがっている¹⁷⁾。また、付録では、Vuolteenaho (2000, 2002) の論文で示された式をそのまま示し、本文との整合性を確認している。

3.1. Vuolteenaho の現在価値恒等式とは

Vuolteenaho の現在価値恒等式は次のようにならわすことができる。

$$p_t \approx b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (roe_{t+j} - r_{t+j}) \quad (17)$$

ここで、各変数は次のように定義している。

P_t : t 期における株価

$p_t \equiv \ln(P_t)$

D_t : t 期における配当

$$R_t \equiv \frac{P_t + D_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

$r_t \equiv \ln(1+R_t)$

B_t : t 期における株主資本簿価

$b_t \equiv \ln(B_t)$

X_t : t 期における利益

$$roe_t \equiv \ln\left(1 + \frac{X_t}{B_{t-1}}\right)$$

ρ : 1 より小さい正の定数 (以下で具体的に定義する)

また、Vuolteenaho (2000, 2002) における期待外リターンは次のようにならわすことができる。

$$r_t - E_{t-1}(r_t) \approx \Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j} \right) - \Delta E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \right) \quad (18)$$

なお、第2節と同様に、 ΔE_t は同一の確率変数についての t 期と $t-1$ 期における期待値の差、つまり $E_t(\cdot) - E_{t-1}(\cdot)$ と定義する。

3.2. 対数株式リターンと対数会計リターン

まず、前節で定義した対数配当利回り $dp_t \equiv \ln\left(\frac{D_t}{P_t}\right) = d_t - p_t$ に加えて、対数株主資本配当率 db_t および対数簿価時価比率 bm_t を次のように定義する。

$$db_t \equiv \ln\left(\frac{D_t}{B_t}\right) = d_t - b_t$$

$$bm_t \equiv \ln\left(\frac{B_t}{P_t}\right) = b_t - p_t = dp_t - db_t$$

次に、前節と同様に、グロスの対数株式リターンを次式で定義する。

$$r_{t+1} \equiv \ln\left(\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}\right) \quad (19)$$

また、グロスの対数会計リターン、すなわちグロスの対数ROEを次式で定義する。

$$roe_{t+1} \equiv \ln\left(1 + \frac{X_{t+1}}{B_t}\right)$$

ここで、次のクリーン・サープラス関係を仮定する。

$$B_{t+1} = B_t + X_{t+1} - D_{t+1} \quad (20)$$

このとき、会計リターンは次のようになる。

$$roe_{t+1} = \ln\left(\frac{B_{t+1} + D_{t+1}}{B_t}\right) \quad (21)$$

2.2節と同様に、(19)式の株式リターンは次のように書きかえることができる。

$$r_{t+1} = \ln(1 + \exp(dp_{t+1})) + \Delta p_{t+1} \quad (22)$$

同様に、(21)式の会計リターンは、株式リターンにおける $P_t(P_{t+1})$ を $B_t(B_{t+1})$ に置きかえたものであるから、次のように書きかえることができる。

$$roe_{t+1} = \ln(1 + \exp(db_{t+1})) + \Delta b_{t+1} \quad (23)$$

3.3. 線形近似

(22)式と(23)式には非線形の項があるが、テイラー展開することで線形近似をおこなう。具体的には、基準点 \bar{x} としては、 dp_{t+1} と db_{t+1} の事前の期待値の加重平均、すなわち $\bar{x} = w\overline{dp} + (1-w)\overline{db}$ とする。ここで $0 < w < 1$ であり、 \overline{dp} と \overline{db} はそれぞれ dp_{t+1} と db_{t+1} の事前の期待値とする¹⁸⁾。このとき、 $\ln(1 + \exp(dp_{t+1}))$ および $\ln(1 + \exp(db_{t+1}))$ は次のようにあらわすことができる。

$$\begin{aligned} \ln(1 + \exp(dp_{t+1})) &= \ln(1 + \exp(\bar{x})) \\ &\quad + \frac{\exp(\bar{x})}{1 + \exp(\bar{x})}(dp_{t+1} - \bar{x}) + \xi_{1t+1} \quad (24) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(1 + \exp(db_{t+1})) &= \ln(1 + \exp(\bar{x})) \\ &\quad + \frac{\exp(\bar{x})}{1 + \exp(\bar{x})}(db_{t+1} - \bar{x}) + \xi_{2t+1} \quad (25) \end{aligned}$$

ここで、 $\rho \equiv \frac{1}{1 + \exp(\bar{x})} (< 1)$ と定義する¹⁹⁾。

3.4. 配当に関する変数の消去

線形近似した2つの式から、次の関係を得る。ただし、 $\xi_{t+1} \equiv \xi_{2t+1} - \xi_{1t+1}$ としている。

$$\begin{aligned} \ln(1 + \exp(db_{t+1})) - \ln(1 + \exp(dp_{t+1})) \\ &= (1 - \rho)(db_{t+1} - dp_{t+1}) + \xi_{t+1} \\ &= -(1 - \rho)bm_{t+1} + \xi_{t+1} \end{aligned}$$

最後の等号は $bm_{t+1} = dp_{t+1} - db_{t+1}$ より成立する。なお、この式展開において、配当に関する変数を消去している。

(23)式から(22)式を引くと次のようになる。

$$\begin{aligned} roe_{t+1} - r_{t+1} &= \ln(1 + \exp(db_{t+1})) + \Delta b_{t+1} \\ &\quad - \ln(1 + \exp(dp_{t+1})) - \Delta p_{t+1} \\ &= -(1 - \rho)bm_{t+1} + \Delta b_{t+1} - \Delta p_{t+1} + \xi_{t+1} \\ &= -(1 - \rho)bm_{t+1} + bm_{t+1} - bm_t + \xi_{t+1} \\ &= \rho bm_{t+1} - bm_t + \xi_{t+1} \quad (26) \end{aligned}$$

この(26)式は、対数株式リターンを線形化するとともに、同じく線形化した対数会計リターンを用いて、配当に関する変数を消去したものと解釈することができる²⁰⁾。つまり、(23)式に(25)式を代入し対数会計リターンを線形化し、 db_{t+1} に含まれる配当 d_{t+1} について解き、これを同じく(22)式に(24)式を代入し対数株式リターンを線形化した式の dp_{t+1} に含まれる配当 d_{t+1} に代入して、配当に関する変数を消去していることに等しい。このことはまた、割引配当モデルから残余利益モデルを導出するときのように、クリーン・サープラス関係を用いて配当を直接に消去してはいないことを意味する²¹⁾。そうではなく、Vuolteenaho(2000, 2002)の上記の証明では、対数株式リターンと(クリーン・サープラス関係を用いて変形した)対数

会計リターンを線形近似した後で配当に関する変数を消去できることを示している。

3.5. 逐次代入

(26)式は次のように書きかえることができる。

$$bm_t = r_{t+1} - roe_{t+1} + \rho bm_{t+1} + \xi_{t+1} \quad (27)$$

(27)式の一期ずらした式を右辺の bm_{t+1} に代入すると、次のようになる。

$$\begin{aligned} bm_t &= r_{t+1} - roe_{t+1} + \rho(r_{t+2} - roe_{t+2} \\ &\quad + \rho bm_{t+2} + \xi_{t+2}) + \xi_{t+1} \\ &= \sum_{j=1}^2 \rho^{j-1} r_{t+j} - \sum_{j=1}^2 \rho^{j-1} roe_{t+j} \\ &\quad + \rho^2 bm_{t+2} + \sum_{j=1}^2 \rho^{j-1} \xi_{t+j} \end{aligned}$$

繰り返し代入していくと次式を得る。

$$\begin{aligned} bm_t &= \sum_{j=1}^N \rho^{j-1} r_{t+j} - \sum_{j=1}^N \rho^{j-1} roe_{t+j} \\ &\quad + \rho^N bm_{t+N} + \sum_{j=1}^N \rho^{j-1} \xi_{t+j} \end{aligned} \quad (28)$$

$N \rightarrow \infty$ とすると次式を得る。なお、 $N \rightarrow \infty$ のとき $\rho^N bm_{t+N} \rightarrow 0$ と仮定している。

$$\begin{aligned} bm_t &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{t+j} - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} roe_{t+j} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \xi_{t+j} \quad (29) \\ &\approx \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (r_{t+j} - roe_{t+j}) \end{aligned} \quad (30)$$

(30)式の数値簿価時価比率 bm_t に $b_t - p_t$ を代入して、左辺が p_t になるように整理すると、次のようになる。

$$p_t \approx b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (roe_{t+j} - r_{t+j}) \quad (31)$$

この(31)式はVuolteenahoの現在価値恒等式である(17)式に等しい²²⁾。

3.6. 期待値をとる

(30)式および(31)式について t 期において期待値をとると、それぞれ次のようにあらわすことができる。

$$bm_t \approx \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t(r_{t+j} - roe_{t+j}) \quad (32)$$

$$p_t \approx b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t(roe_{t+j} - r_{t+j}) \quad (33)$$

(32)式は簿価時価比率 bm_t が低くなる (PBRが高くなる) のは、将来の利益 (roe_{t+j}) が大きくなると予想される時か、株式リターン (r_{t+j}) が低くなると予想される時であることを意味している。前節における対数配当利回り dp_t を左辺とした(10)式の議論と同様に、簿価時価比率 bm_t を左辺とした(32)式は、実証において重要な式となっている。その理由は、簿価と時価は非定常となる可能性があるが、簿価時価比率 bm_t と変数 ($r_{t+j} - roe_{t+j}$) は定常である可能性が高く、標準的な統計手法を適用できることにある²³⁾。さらに、この式は将来の変数に対して線形であるので、簿価時価比率 bm_t を含めたVARモデルを用いて、将来の株式リターンと会計リターン (roe_{t+j}) を予測することが1つの方法として考えられる。

また(33)式は、現在の株価が高くなるときは、将来の会計リターンが高くなると予想される時か、将来の株式リターンが低くなると予想されているときであることを意味している。

ここで、 $rroe_t \equiv roe_t - r_t$ と定義し、この $rroe_t$ を対数変換した残余ROEと呼ぶ²⁴⁾。この残余ROEを用いると(33)式は次のようにあらわすことができる。

$$\begin{aligned} p_t &\approx b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} E_t(rroe_{t+j}) \\ &= b_t + \frac{1}{\rho} \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j E_t(rroe_{t+j}) \end{aligned} \quad (34)$$

これは t 期における対数変換した株価 p_t が、 t 期における対数変換した簿価 b_t と、 ρ を割引率と解釈したときに $t+1$ 期以降の対数変換した残余ROEの t 期時点における割引現在価値合計に $1/\rho$ を乗じた値との和に等しくなることを示しており、残余利益モデルと形式的に似ている式といえる。

次に、(18)式の期待外リターンを導出する。まず、(31)式を1期ずらすと p_{t-1} について、次のようにあらわすことができる。

$$\begin{aligned} p_{t-1} &\approx b_{t-1} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (roe_{t+j-1} - r_{t+j-1}) \\ &= b_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (roe_{t+j} - r_{t+j}) \end{aligned} \quad (35)$$

(35)式の両辺を t 期と $t-1$ 期において期待値をとると、それぞれ次のようになる。

$$p_{t-1} \approx b_{t-1} + E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (roe_{t+j} - r_{t+j}) \right) \quad (36)$$

$$p_{t-1} \approx b_{t-1} + E_{t-1} \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (roe_{t+j} - r_{t+j}) \right) \quad (37)$$

(36)式から(37)式を引くと次式を得る。

$$0 \approx \Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (roe_{t+j} - r_{t+j}) \right) \quad (38)$$

この式は次のように書きかえることができる。

$$\begin{aligned} \Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j} \right) - \Delta E_t(r_t) - \Delta E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \right) &\approx 0 \\ \iff r_t - E_{t-1}(r_t) \approx \Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j} \right) - \Delta E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \right) \end{aligned} \quad (39)$$

この式は(18)式に等しい²⁵⁾。この(39)式は、期待外株式リターンが大きくなることは、将来の会計リターンの増加か将来の株式リターンの減少が予想されていることを意味している。

また、(39)式は次のようにあらわすことも多い。

$$r_t - E_{t-1}(r_t) = Nroe_t - Nr_t \quad (40)$$

$$Nroe_t \equiv \Delta E_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j} \right) \quad (41)$$

$$Nr_t \equiv \Delta E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \right) \quad (42)$$

ここで、 $Nroe_t$ を利益ニュース (earnings news)、 Nr_t を期待リターン・ニュース (expected return news) あるいは割引率ニュース (discount rate news) と呼ぶ²⁶⁾。この(40)式によれば、期待外リターンは、利益ニュースと割引率ニュースのいずれかによって生じるといえる。この(40)式はまた、次のようにあらわすことができる。

$$r_t = E_{t-1}(r_t) + Nroe_t - Nr_t \quad (43)$$

(43)式は、実現リターンを、期待リターン、利益ニュース、および割引率ニュースの3つに分けることができることを示しており、資本コストの研究などで用いられている²⁷⁾。

3.7. 2つの現在価値恒等式を用いた導出

この節では、Vuolteenahoの現在価値恒等式を前節とは少し異なる方法によっても導出することができることを説明する²⁸⁾。

まず、Campbell-Shillerの現在価値恒等式は次式であらわされた。

$$p_t \approx \frac{k_p}{1 - \rho_p} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho_p^{j-1} ((1 - \rho_p) d_{t+j} - r_{t+j}) \quad (44)$$

ただし、(1)式と同じ内容だが、 ρ, k に添え字 p を付けている。たとえば、 ρ_p は $\rho_p \equiv \frac{1}{1 + \exp(dp)}$ である。なお、 \overline{dp} は対数配当利回り dp_t の事前の期待値である。

Campbell-Shillerの現在価値恒等式は、株式リターンの定義を変形して導出しているため、全く同じ手続きによって、会計リターンの定義を変形して株主資本簿価に関する現在価値恒等式を導出することができる。つまり、クリーン・サープラス関係を仮定すると、(19)式と(21)式を比較すると、会計リターンは株式リターンにおける株価 $P_t(P_{t+1})$ を簿価 $B_t(B_{t+1})$ に置きかえたものであることがわかる。したがって、Campbell-Shillerの現在価値恒等式における p_t を b_t に、 r_t を roe_t にそれぞれ置きかえた次の式が成り立つ。なお、線形近似の際には、対数配当利回り dp_t の事前の期待値 \overline{dp} ではなく、対数株主資本配当率 db_t の事前の期待値 \overline{db} を基準点とし、 ρ_p 、 k_b に対応する変数をそれぞれ ρ_b 、 k_b とあらわす。

$$b_t \approx \frac{k_b}{1-\rho_b} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho_b^{j-1} ((1-\rho_b)d_{t+j} - roe_{t+j}) \quad (45)$$

(44)式から(45)式を引いて、 b_t を右辺に移項すると次のようになる。

$$p_t \approx \frac{k_p}{1-\rho_p} - \frac{k_b}{1-\rho_b} + b_t + \sum_{j=1}^{\infty} (\rho_p^{j-1} ((1-\rho_p)d_{t+j} - r_{t+j}) - \rho_b^{j-1} ((1-\rho_b)d_{t+j} - roe_{t+j})) \quad (46)$$

対数株式リターンおよび対数会計リターンを線形近似する際に、同じ基準点において近似したとすると、 $\rho_p = \rho_b = \rho$ および $k_p = k_b = k$ とおくことができる。同じ基準点としては、 dp_t と db_t の事前の期待値の加重平均、すなわち $x = w\overline{dp} + (1-w)\overline{db}$ とする。ここで $0 < w < 1$ であり、 \overline{dp} と \overline{db} はそれぞれ dp_t と db_t の事前の期待値とする。このとき、次のように Vuolteenaho の現在価値恒等式を導出することができる。

$$p_t \approx b_t + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (roe_{t+j} - r_{t+j}) \quad (47)$$

前節の Vuolteenaho (2000, 2002) の証明では、

対数株式リターンと対数会計リターンを線形近似した後で配当に関する変数を消去できることを利用して証明している。これとは少し異なり、ここでの証明では、対数変換した株価に関する Campbell-Shiller の現在価値関係と対数変換した株主資本簿価に関する現在価値関係をそれぞれ導出した後から、配当に関する変数を消去し、同じ式を導出している。

4. Vuolteenahoの現在価値恒等式の展開

現在価値恒等式を用いた研究は、期待リターンが変動する状況を前提にしていること、および実証分析をおこなうことを念頭に変数の定常性を考慮して対数変換した変数を用いるとともに線形近似した式になっている点に特徴がある。特に、Vuolteenahoの現在価値恒等式は、クリーン・サープラス関係を仮定し、会計情報を用いた現在価値恒等式となっている点で会計研究においてもより注目すべきものであると考えられる。

Vuolteenahoの現在価値恒等式を用いた研究では、たとえば Vuolteenaho (2002), Callen and Segal (2004) および Callen et al. (2005) などの分散分解を用いて会計情報の情報内容を検証している研究にみられるように、基礎となる変数の時系列として VAR モデルを仮定し、実証分析をおこなうことも多い。しかし、そのような設定では意味する内容が理解しづらいと考えられるため、ここでは Vuolteenaho の現在価値恒等式に、いくつかの単純な仮定をおいたときに得られる式を示し、Ohlson (1995) のモデルと対応する式を導出できることを示す。

4.1. 残余ROEがAR(1)にしたがうケース

まず、Ohlson (1995) における残余利益の時系列の仮定を参考にして、対数変換した残余

ROEが次の1次の自己回帰 (first-order autoregression; AR(1)) にしたがるケースを考える²⁹⁾。ただし、 ω は定数であり、 $0 < \omega < 1$ とする³⁰⁾。

$$rroe_{t+1} = \omega rroe_t + \varepsilon_{t+1}^{rroe} \quad (48)$$

ここで、 ε_{t+1}^{rroe} は、期待値がゼロ、分散は有限の定数であり、異時点間の共分散はゼロと仮定する³¹⁾。

(48)式を仮定すると、 j 期先の $rroe_{t+j}$ の期待値は $E(rroe_{t+j}) = \omega^j rroe_t$ とあらわすことができる。このとき、(33)式の期待値をとったVuolteenahoの現在価値恒等式は、次のようになる。

$$p_t \approx b_t + \frac{\omega}{1 - \rho\omega} rroe_t \quad (49)$$

この(49)式は、 t 期における対数変換した株価 p_t が、 t 期における対数変換した簿価 b_t と、 t 期における対数変換した残余ROEである $rroe_t$ についての線形の式であらわされることを示しており、残余利益の時系列を仮定してその時点で利用可能な変数のみであらわしたOhlson(1995)のモデルと対応するものといえる。

4.2. 残余ROE以外のその他の情報が存在するケース

次に、前節の設定に加えて、Ohlson(1995)におけるその他の情報 (other information) も存在するケースを考える。ここで、その他の情報とは、残余ROE以外の変数であり、以下では v_t とあらわす。具体的には、対数変換した残余ROEとその他の情報が次の時系列にしたがるケースを考える³²⁾。ただし、 ω 、 γ は定数であり、 $0 < \omega < 1$ 、 $0 < \gamma < 1$ とする。

$$rroe_{t+1} = \omega rroe_t + v_t + \varepsilon_{t+1}^{rroe} \quad (50)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{t+1}^v \quad (51)$$

ここで、 ε_{t+1}^{rroe} および ε_{t+1}^v は、期待値がゼロ、分散は有限の定数であり、異時点間の共分散はゼロと仮定する。また、 ε_t^{rroe} と ε_t^v との共分散も時点にかかわらずゼロと仮定する。このとき、Ohlson(1995)などと同様に展開すれば、 j 期先の $rroe_{t+j}$ の期待値は次のようにあらわすことができる。

$$E(rroe_{t+j}) = \omega^j rroe_t + \frac{\gamma^j - \omega^j}{\gamma - \omega} v_t$$

このとき、(33)式の期待値をとったVuolteenahoの現在価値恒等式は、次のようになる。

$$p_t \approx b_t + \frac{\omega}{1 - \rho\omega} rroe_t + \frac{1}{(1 - \rho\gamma)(1 - \rho\omega)} v_t \quad (52)$$

4.3. 会計リターンと株式リターンがそれぞれAR(1)にしたがるケース

残余ROEである $rroe_t$ に関する仮定を少し変更し、 roe_t と r_t は長期的には同一の値 μ に平均回帰するケースを考える³³⁾。 ϕ と κ は定数であり、 $0 < \phi < 1$ かつ $0 < \kappa < 1$ を満たすものとする。なお、ここではその他の情報はないケースを考える。

$$roe_{t+1} = \mu + \phi(roe_t - \mu) + \varepsilon_{t+1}^{roe} \quad (53)$$

$$r_{t+1} = \mu + \kappa(r_t - \mu) + \varepsilon_{t+1}^r \quad (54)$$

ここで、 ε_{t+1}^{roe} および ε_{t+1}^r は期待値がゼロ、分散は有限の定数であり、異時点間の共分散はゼロと仮定する。また、 ε_t^{roe} と ε_t^r との共分散も時点にかかわらずゼロと仮定する。このとき、 j 期先の roe_{t+j} と r_{t+j} の期待値はそれぞれ、 $E(roe_{t+j}) = \mu + \phi^j(roe_t - \mu)$ および $E(r_{t+j}) = \mu + \kappa^j(r_t - \mu)$ とあらわすことができる。

したがって、(53)式と(54)式の時系列を仮定したとき、期待値をとったVuolteenahoの現在価値恒等式は次のようになる³⁴⁾。

$$p_t \approx b_t + \frac{\phi}{1 - \rho\phi} (roe_t - \mu) - \frac{\kappa}{1 - \rho\kappa} (r_t - \mu) \quad (55)$$

なお、この(55)式は、 $\phi = \kappa = \omega$ としたとき、(49)式に等しい。

5. おわりに

本稿では、Vuolteenahoの現在価値恒等式が会計研究に対して持つ意味をより明確に示すことを目的として、Campbell and Shiller (1988a) で示されたCampbell-Shillerの現在価値恒等式、およびVuolteenaho (2000, 2002) において示されたVuolteenahoの現在価値恒等式について、よく知られた企業価値評価モデルと対比できるように書きかえた式を示し、その導出方法について詳しく説明してきた。これらの現在価値恒等式は、期待リターンが変動する状況を前提にしていること、および実証分析をおこなうことを念頭に変数の定常性を考慮して対数変換した変数を用いるとともに線形近似した式になっている点に特徴がある。特に、Vuolteenahoの現在価値恒等式は、これらの望ましい特徴を有するとともに、会計情報に基づいた式であることから、今後ますます会計研究において重要になってくると予想される。

最後に、Campbell-Shillerの現在価値恒等式やVuolteenahoの現在価値恒等式に基づく一連の研究と、割引配当モデル、残余利益モデルおよびOhlson(1995)のモデルに基づく一連の研究との関係についてふれておく。前者と後者の最大の違いは、基本となる式が、前者は配当やリターンを対数変換した変数を用いてあらわされているのに対して、後者は対数変換せずにそのままの変数であらわされていることである。Cochrane(2011b)はCampbell-Shillerの現在価値恒等式が有用な理由として、期待リターンが変動するときにも線形であらわすことができ、線形の時系列モデルを利用して実証分析をおこなうことができることを指摘している³⁵⁾。一方で、割引配当モデルは期待リ

ターンが変動するときには複雑になるとしている。しかし、これだけでは一概には優劣を決めることはできないと考えられる。たとえば、Lyle et al.(2013)は、期待リターンが変動する状況にOhlson(1995)のモデルを実証可能なかたちで拡張し³⁶⁾、実証分析をおこなっている。つまり、現時点で一方が他方よりもある側面でも有用であると考えられたとしても、今後の研究によってはその優劣が変わる可能性も残されている。また、ある目的には残余利益モデルがより有用であり、別の目的にはVuolteenahoの現在価値恒等式がより有用であるということになるかもしれない。さらに、Callen et al.(2005)およびCallen(2009)が指摘するように、価値関連性研究³⁷⁾とVuolteenahoの現在価値恒等式を利用した分散分解に基づく利益の情報内容に関する研究は、補完的な研究と捉えるべきかもしれない³⁸⁾。このような両者の研究の比較については、Lyle et al.(2013, p.906)も指摘しているように、現時点では会計研究における(重要な)未解決の問題といえるだろう。ただし、こういった比較検討をする際にも、本稿の内容がその基礎となる知識を提供することを期待している。たとえば、Penman and Yehuda(2015)は対数変換していないそのままの変数であらわされる式に基づいて実証分析をおこなうとともに、“Vuolteenaho framework”との関係について議論している³⁹⁾。このとき、Penman and Yehuda(2015)における“Vuolteenaho framework”とは、Vuolteenahoの現在価値恒等式ではなく、対数変換した会計リターン(*roe*)などの変数に関するVARモデルを意味している⁴⁰⁾。Penman and Yehuda(2015)の指摘について検討することは本稿の範囲を超えているが、本稿におけるVuolteenahoの現在価値恒等式についての説明は、こういった議論を正確に理解するための前提となる知識を提供することにもなると考える。

付録

A. Vuolteenaho (2000, 2002) の恒等式

この付録では、参考のために、Vuolteenaho (2000, 2002) の論文で示された主要な式である(2)式および(3)式を、Vuolteenaho (2000, 2002) の論文と同じ記号と定義を用いて示すとともに、本文において示した式と本質的に同じであることを示しておく。なお、この付録の一部の記号は本文における定義と異なっていることには注意してほしい。

Vuolteenaho (2002, p.235) の(2)式は $t-1$ 期における対数変換した簿価時価比率 (θ_{t-1}) に関する恒等式であり、次のようである。また、この式は Vuolteenaho (2000, p.7) における(8)式に対応している。

$$\theta_{t-1} = k_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (e_{t+j} - f_{t+j}) \quad (\text{A.1})$$

また、Vuolteenaho (2002, p.236) の(3)式は期待外リターンに関する恒等式であり、次のようである。

$$r_t - E_{t-1} r_t = \Delta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (e_{t+j} - f_{t+j}) - \Delta E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} + \kappa_t \quad (\text{A.2})$$

ここで、各変数は次のように定義している。

B_t : t 期における株主資本簿価

$$b_t \equiv \log(B_t)$$

D_t : t 期における配当

$$d_t \equiv \log(D_t)$$

X_t : t 期における利益

$$e_t \equiv \log\left(1 + \frac{X_t}{B_{t-1}}\right)$$

M_t : t 期における株価

$$m_t \equiv \log(M_t)$$

$$\theta_t \equiv \log\left(\frac{B_t}{M_t}\right)$$

F_t : t 期における無リスク利率

$$f_t \equiv \log(1+F_t)$$

$$R_t \equiv \frac{M_t + D_t - M_{t-1}}{M_{t-1}} - F_t$$

$$r_t \equiv \log(1 + R_t + F_t) - f_t$$

ρ : 1 より小さい正の定数

k_{t-1} : $t-1$ 期における近似誤差

$$\kappa_t \equiv -\Delta E_t(k_{t-1})$$

なお、 ΔE_t は、同一の確率変数についての t 期と $t-1$ 期における期待値の差、つまり $E_t(\cdot) - E_{t-1}(\cdot)$ であり本文と同じ定義である。

まず、Vuolteenaho (2002) では r_t を対数超過リターンとしている。これを r_t^{vol} とあらわすと、本文の r_t との関係は、 $r_t = r_t^{\text{vol}} + f_t$ である。また、Vuolteenaho (2002) における e_t は本文における roe_t に等しく、これは記号が異なるのみである。同様に、Vuolteenaho (2002) における θ_{t-1} は本文における bm_{t-1} である。さらに、Vuolteenaho (2002) における $t-1$ 期における近似誤差 k_{t-1} は、本文における ξ_t を用いて $\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \xi_{t+j}$ とあらわすことができる。したがって、本文における記号に置きかえると、(A.1)式は次のようになる。

$$bm_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \xi_{t+j} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j} \quad (\text{A.3})$$

左辺を t 時点の bm_t にすると、次のようになる。

$$\begin{aligned} bm_t &= \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \xi_{t+j+1} + \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+j+1} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j roe_{t+j+1} \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \xi_{t+j} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{t+j} - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} roe_{t+j} \quad (\text{A.4}) \end{aligned}$$

この(A.4)式は、本文の(29)式に等しい。

なお、(A.2)式の Vuolteenaho (2002) における期待外リターンに関する恒等式も同じようにすれば、本文の(18)式に等しいことがわかる。

《注》

- 1) 現在価値恒等式 (present-value identity) という表現は Campbell et al. (1996, Ch.7)、Cochrane (2005, Ch.20)、Cochrane (2011a,b) などにしたがっている。以下で説明するように導出の過程で線形近似をおこなっているため、近

- 似誤差を無視した場合には、近似的な現在価値恒等式 (approximate present-value identity) などと呼ぶべきものであるが (Cochrane 2011a)、表現を簡潔にするために本文では「近似的な」という語は省略している。なお、ファイナンス分野における現在価値関係に関する研究のサーベイについては Campbell et al. (1996, Ch.7), Cuthbertson and Nitzsche (2004, Ch.7-9) および Cochrane (2005, Ch. 20) などを参照してほしい。
- 2) Vuolteenahoの現在価値恒等式が残余利益モデルに対応することは、公表されたVuolteenaho (2002) には記述はないが、Vuolteenaho (2000) においては示唆されている。また Campbell (2000, p.1533) も同様の指摘をしている。
 - 3) (a)の内容を紹介・解説した論文として、Callen (2009)、Callen and Segal (2010)、Callen (2015, 2016) がある。本文中で引用した研究以外には、Callen et al. (2006)、Clatworthy et al. (2012)、Shan et al. (2014)、Callen et al. (2016) などがあり、日本企業のデータを用いた研究としては吉田 (2005)、Okuda and Shiiba (2010) がある。また、(b)の内容を紹介・解説した論文として、Callen (2015)、Easton and Monahan (2016)、小野 (2014) がある。本文中で引用した研究以外には、Botosan et al. (2011)、Chattopadhyay et al. (2015)、Lyle and Wang (2015) などの関連する研究があり、日本企業のデータを用いた研究として小野 (2015)、小野・村宮 (2016) がある。次に、(c)に関連した内容を紹介・解説した論文として、Ball and Sadka (2015)、中野 (2012)、中野・吉永 (2017)、吉永 (2017) がある。本文中で引用した研究以外には、Ball et al. (2009)、Patatoukas (2014)、Chue (2015)、Crawley (2015) などの関連する研究があり、日本企業のデータを用いた関連する研究としてはYoshinaga (2016) がある。さらに、(d)の内容を紹介・解説した論文としてはCallen and Segal (2013) がある。本文中で引用した研究以外には Garcia Lara et al. (2011) などがあ。これらの (a) - (d) 以外にも、Goto et al. (2009)、Shan et al. (2013) なども、関連する研究といえる。
 - 4) 本稿の付録の (A.1) 式や (A.2) 式などである。
 - 5) 例外として、福井 (2008) において詳しく解説されている。また、会計研究において変動する割引率を考慮することの重要性については、福井 (2008) に加えて福井 (2015) なども参照のこと。なお、Campbell and Shiller (1988a) で示された Campbell-Shillerの現在価値恒等式に基づいた Campbell (1991) の分散分解を日本の株式市場において検証した研究として青野 (2008) がある。そこでは日本の株式市場において Campbell (1991) の分散分解を用いた最初の論文であると指摘されており (青野 2008, p.24)、ファイナンス分野においても日本ではあまり研究がおこなわれていないようである。
 - 6) 密接に関連した論文として Campbell and Shiller (1988b) もある。
 - 7) より正確には、 P_t は t 期における株式時価総額である。本稿では表現を簡潔にするため株価としている。
 - 8) これは次式を満たすことから、連続複利の株式リターンである。

$$\exp(r_{t+1}) = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}$$
 - 9) Campbell et al. (1996) にしたがっている。なお、 $r_{t+1} = \ln(1 + \exp(-dp_{t+1})) + \Delta d_{t+1} + dp_t$ とあらわしても、同様の展開をすることができる。
 - 10) テイラー展開については、たとえば尾山・安田 (2013, 5.9節) を参照。ただし、尾山・安田 (2013, p.155) は、 $f(x) \approx f(\bar{x}) + f'(\bar{x})(x - \bar{x})$ は微分の式であり、形式的には微分は1次のテイラー展開とみなすことができるとしつつも、微分の式を1次のテイラー展開と呼ぶべきではないとしている。また、対数線形近似については磯貝 (2014) も参考になる。
 - 11) 磯貝 (2014) および清水 (2016) など参照。
 - 12) $f(x)$ を \bar{x} の値において線形近似するとき、近似誤差は \bar{x} に近いほど小さい。このことから、近似誤差を小さくするために、 dp_{t+1} の過去の平均値を基準点として近似することが考えられる。なお、Cochrane (2005, 2011a) も $\rho = 0.96$ を用いている。Campbell (1991, p.178) では1927年から1988年のデータを用いているが、サンプル平均として $\rho = 0.9962$ を用いている。また、青野 (2008) は1970年から2005年までの日本企業のデータを用いているが、サンプル平均として $\rho = 0.9863$ を用いている (青野 2008, p.30)。
 - 13) この条件については Cochrane (2005, pp.401-404) において考察されている。
 - 14) 期待値をとるという操作は厳密には背後にモデルを想定する (いくつかの仮定をする) ことになる。この点は Cuthbertson and Nitzsche (2004, Ch.7) および福井 (2008) の第3章第7節において説明がなされている。
 - 15) この点の説明は Cuthbertson and Nitzsche (2004, Ch.9) などにある。
 - 16) Campbell (2000, p.1532) においても指摘されている。
 - 17) Vuolteenahoの現在価値恒等式の導出は、福井 (2008) によっても詳しく説明されている。以下では、脚注において、福井 (2008) において示されている式とも整合的であることを確認している。また、Callen (2009) および Callen and Segal (2010) においても Vuolteenaho (2000) と同じ方法で証明が示されている。さらに、Lyle and Wang (2015) も最初に簿価時価比率を示しそこから変形して同じ式を導出しているが、同一の方法である。
 - 18) $f(x)$ を x のある \bar{x} の値において線形近似するとき、近似誤差は $x \approx \bar{x}$ であるとき小さい。このことから、近似誤差を小さくするためには、株式リターンと会計リターンの式における非線形の項においてこの x に対応する dp_{t+1} と db_{t+1} について、それぞれ過去の平均値を基準点として近似することが考えられる。さらに、同じ基準点において近似したいため、 dp_{t+1} と db_{t+1} の過去の平均値の加重平均を基準点として近似している。
 - 19) なお、前節とは基準点 \bar{x} の定義が異なるため、 ρ の定義も異なっている。
 - 20) 福井 (2008, p.80) はこれを「対数線形化された残余ROE

モデル」と呼んでいる。なお、福井 (2008) は本稿における bm_t 変数ではなく $pbr_t \equiv p_t - b_t = -(b_t - p_t) = -bm_t$ と定義される pbr_t 変数を用いている。

- 21) この点は Callen et al. (2005, p.386) の脚注16などにおいて指摘されている。
- 22) Easton and Monahan (2005, p.533) では対数変換された簿価時価比率 (本稿における bm_t) を左辺とした同様の式が示されており、福井 (2008, p.82) では対数変換された時価簿価比率 ($pbr_t \equiv p_t - b_t$) を左辺とした同様の式が示されている。
- 23) この点は福井 (2008, pp.80-81) にも分かりやすい説明がある。
- 24) ここでの $rroe_t$ は、福井 (2008, p.78) においても「連続複利ベースの残余ROE」と呼ばれている。
- 25) 福井 (2008, p.87) との整合性を確認しておく。(39)式の右辺第1項の $j = 0$ について、次のようにあらわすことができる。

$$\begin{aligned} \rho^0 \Delta E_t(roe_t) &= \Delta E_t(roe_t) \\ &= E_t(roe_t) - E_{t-1}(roe_t) \\ &= roe_t - E_{t-1}(roe_t) \end{aligned}$$

したがって、(39)式は次のように書きかえることができる。

$$\begin{aligned} r_t - E_{t-1}(r_t) &\approx \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta E_t(roe_{t+j}) - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \Delta E_t(r_{t+j}) \\ &= roe_t - E_{t-1}(roe_t) + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \Delta E_t(roe_{t+j}) - \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \Delta E_t(r_{t+j}) \\ &= roe_t - E_{t-1}(roe_t) + \Delta E_t \left(\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j (roe_{t+j} - r_{t+j}) \right) \end{aligned}$$

これは1期ずらせば、具体的には t を $t+1$ に置きかえれば、福井 (2008, p.87) の表現に等しい。

- 26) Vuolteenaho (2002) は、キャッシュ・フローの代理変数として会計利益を用いているとの立場から、ここでの利益ニュースをキャッシュ・フロー・ニュース (cash-flow news) と呼んでいる。
- 27) たとえば、Easton and Monahan (2005, p.504) の (1) 式、Botosan et al. (2011, p.1087) の (1) 式および (2) 式、Larocque (2013, p.151) の (11) 式など参照。
- 28) この証明は Muramiya and Shiiba (2016) にしたがっている。
- 29) ただし、対数変換した変数についての時系列を仮定した場合には、Ohlson (1995) が強調している Miller and Modigliani (1961) などとの整合性を考慮する場合には問題になるかもしれない。この点は Lyle and Wang (2015, p.508)、Penman and Yehuda (2015)、Penman (2016)、および Lyle (2016) などでも議論されており、現時点では未解決の問題といえる。本稿の第5節も参照のこと。
- 30) このときこの時系列は定常 (stationary) となる。
- 31) 異時点間の共分散とは $\text{Cov}(\varepsilon_{t+s}^{rroe}, \varepsilon_t^{rroe})$ ($s = \dots, -1, 0, 1, 2, \dots$) のことであり、自己共分散とも呼ばれる。このとき自己相関もゼロとなり、系列相関のない確率過程となる。
- 32) ここでは Callen (2009) および Shan et al. (2014) を参考

にしている。

- 33) Lyle and Wang (2015) を参考にしている。ただし、Lyle and Wang (2015) は期待値をとった変数についての時系列を仮定しているのに対して、ここでは例示のためにより単純な実現値についての時系列を仮定している。なお、実現値についての時系列と期待値をとった変数についての時系列との関係については、Cochrane (2008) において議論されている。
- 34) この(55)式は、Lyle and Wang (2015) の(6)式に対応している。ただし、脚注33) で指摘したように Lyle and Wang (2015) とは少し設定が異なっている。
- 35) Campbell (2000, pp.1530-1531) も同様の指摘をしている。また、福井 (2008, pp.76-77) においても詳しく説明されている。
- 36) より正確には Feltham and Ohlson (1999) をベースにしている。この Lyle et al. (2013) の研究は Callen (2016) および小野 (2014) において説明されている。
- 37) 価値関連性研究における検証式は、しばしば Ohlson (1995) のモデルを理論的根拠としている。この点については、たとえば薄井 (1999)、太田 (2003)、大日方 (2013) の第9章、および薄井 (2015) の第6章などを参照のこと。
- 38) 資本コストの研究においても、残余利益モデル等に基づいてインプライド資本コストを推定する一方で、複数の方法による推定値を比較・評価する際には、Vuolteenaho の現在価値恒等式の含意を考慮している研究もある (Easton and Monahan 2005, Botosan et al. 2011, Larocque 2013)。
- 39) Penman (2016) および Lyle (2016) も参考のこと。
- 40) 本稿の数式でいえば、(17)式の Vuolteenaho の現在価値恒等式や(18)式の期待外リターンに関する式ではなく、会計リターン (roe_t) の時系列をあらわした(53)式を意味している。なお、両者を区別せず理解することは、Ohlson (2001, p.114) の脚注2などで指摘されている、残余利益モデルと残余利益の時系列を仮定して導出した Ohlson (1995) のモデルとの混同と似ている。

《参考文献》

- 青野幸平, 2008. 「日本の株式市場の予測可能性」, 『現代ファイナンス』, 第24巻, 23-43.
- Ball, R., Sadka, G., 2015. Aggregate earnings and why they matter, *Journal of Accounting Literature* 34, 39-57.
- Ball, R., Sadka, G., Sadka, R., 2009. Aggregate earnings and asset prices, *Journal of Accounting Research* 47 (5), 1097-1133.
- Botosan, C. A., Plumlee, M. A., Wen, H., 2011. The relation between expected returns, realized returns, and firm risk characteristics, *Contemporary Accounting Research* 28(4), 1085-1122.
- Callen, J. L., 2009. Shocks to shocks: A theoretical foundation for the information content of earnings, *Contemporary*

- Accounting Research 25 (1), 135-166.
- Callen, J. L., 2015. A selective critical review of financial accounting research, *Critical Perspectives on Accounting* 26, 157-167.
- Callen, J. L., 2016. Accounting valuation and cost of equity capital dynamics, *ABACUS* 52 (1), 5-25.
- Callen, J. L., Segal, D., 2004. Do accruals drive firm-level stock returns? A variance decomposition analysis, *Journal of Accounting Research* 42 (3), 527-560.
- Callen, J. L., Segal, D., 2010. A variance decomposition primer for accounting research, *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 25 (1), 121-142.
- Callen, J. L., Segal, D., 2013. An analytical and empirical measure of the degree of conditional conservatism, *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 28 (3), 215-242.
- Callen, J. L., Hope, O.-K., Segal, D., 2005. Domestic and foreign earnings, stock return variability, and the impact of investor sophistication, *Journal of Accounting Research* 43 (3), 377-412.
- Callen, J. L., Livnat, J., Segal, D., 2006. The information content of SEC filings and information environment: A variance decomposition analysis, *The Accounting Review* 81 (5), 1017-1043.
- Callen, J. L., Segal, D., Hope, O.-K., 2010. The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level, *Review of Accounting Studies* 15 (1), 145-178.
- Callen, J. L., Lai, K., Wei, S. X., 2016. The volatility of return revisions and financial statement literacy in emerging markets: The case of cross-listed Chinese firms, *Journal of Business Finance & Accounting* 43 (5) & (6), 572-596.
- Campbell, J. Y., 1991. A variance decomposition for stock returns, *The Economic Journal* 101 (405), 157-179.
- Campbell, J. Y., 2000. Asset pricing at the millennium, *The Journal of Finance* 55 (4), 1477-1900.
- Campbell, J. Y., Shiller, R. J., 1988a. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors, *Review of Financial Studies* 1 (3), 195-228.
- Campbell, J. Y., Shiller, R. J., 1988b. Stock prices, earnings, and expected dividends, *Journal of Finance* 43 (3), 661-676.
- Campbell, J. Y., Vuolteenaho, T., 2004. Bad beta, good beta, *American Economic Review* 94 (5), 1249-1275.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., MacKinlay, A. C., 1996. *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press. (祝迫得夫, 大橋和彦, 中村信弘, 本多俊毅, 和田賢治訳. 2003. 『ファイナンスのための計量分析』, 共立出版).
- Chattopadhyay, A., Lyle, M. R., Wang, C. C. Y., 2015. Accounting data, market values, and the cross section of expected returns worldwide. Harvard Business School Accounting & Management Unit Working paper No. 15-092. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2613366>.
- Chue, T. K., 2015. Understanding cross-country differences in valuation ratios: A variance decomposition approach, *Contemporary Accounting Research* 32 (4), 1617-1640.
- Clatworthy, M. A., Pong, C. K. M., Wong, W. K., 2012. Auditor quality effects on the relationship between accruals, cash flows and equity returns: A variance decomposition analysis, *Accounting and Business Research* 42 (4), 419-439.
- Cochrane, J. H., 2005. *Asset Pricing*, Revised edition, Princeton University Press.
- Cochrane, J. H., 2008. State-space vs. VAR models for stock returns. Manuscript, July 24, 2008. Available at <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/research/> (最終閲覧日2017年5月3日).
- Cochrane, J. H., 2011a. Presidential address: Discount rates, *The Journal of Finance* 66 (4), 1047-1108.
- Cochrane, J. H., 2011b. Predictability notes. Lecture Note (Empirical Asset Pricing, University of Chicago, Winter 2011). Available at <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/teaching/Empirical Asset Pricing/> (最終閲覧日2017年5月3日).
- Cohen, R. B., Polk, C., Vuolteenaho, T., 2003. The value spread, *The Journal of Finance* 58 (2), 609-642.
- Crawley, M. J., 2015. Macroeconomic consequences of accounting: The effect of accounting conservatism on macroeconomic indicators and the money supply, *The Accounting Review* 90 (3), 987-1011.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D., 2004. *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds and Foreign Exchange*, 2nd edition, Wiley. (吉野直行監訳, 菅原周一・上木原さおり訳. 2013. 『ファイナンスの基礎理論—株式・債券・外国為替』, 慶應義塾大学出版会).
- Easton, P. D., Monahan, S. J., 2005. An evaluation of accounting-based measures of expected returns, *The Accounting Review* 80 (2), 501-538.
- Easton, P. D., Monahan, S. J., 2016. Review of recent research on improving earnings forecasts and evaluating accounting-based estimates of the expected rate of return on equity capital, *ABACUS* 52 (1), 35-58.
- Feltham, G. A., Ohlson, J. A., 1999. Residual earnings valuation with risk and stochastic interest rates, *The Accounting Review* 74 (2), 165-183.
- 福井義高, 2008. 『会計測定の再評価』, 中央経済社.
- 福井義高, 2015. 「見つかりかけた忘れもの: 概念フレームワークと変動する割引率」, 『企業会計』, 第67巻, 第9号, 25-32.
- García Lara, J. M., García Osma, B., Penalva, F., 2011. Conditional conservatism and cost of capital, *Review of Accounting Studies* 16 (2), 247-271.
- Goto, S., Watanabe, M., Xu, Y., 2009. Strategic disclosure and stock returns: Theory and evidence from US cross-listing,

- Review of Financial Studies 22 (4), 1585-1620.
- 磯貝茂樹, 2014. 「対数線形近似」. メモ. 2014年4月13日. Available at <https://sites.google.com/site/shigeikiisogai/japanese> (最終閲覧日2017年5月3日).
- Larocque, S., 2013. Analysts' earnings forecast errors and cost of equity capital estimates, *Review of Accounting Studies* 18 (1), 135-166.
- Lyle, M. R., 2016. Valuation: Accounting for risk and the expected return. *Discussion of Penman, ABACUS* 52 (1), 131-139.
- Lyle, M. R., Wang, C., 2015. The cross section of expected holding period returns and their dynamics: A present value approach, *Journal of Financial Economics* 116 (3), 505-525.
- Lyle, M. R., Callen, J. L., Elliott, R. J., 2013. Dynamic risk, accounting-based valuation, and firm fundamentals, *Review of Accounting Studies* 18 (4), 899-929.
- Miller, M. H., Modigliani, F., 1961. Dividend policy, growth, and the valuation of shares, *The Journal of Business* 34(4), 411-433.
- Muramiya, K., Shiiba, A., 2016. What moves firm values? 日本ディスクロージャー研究会, 第1回JARDIS Workshop, 2016年3月21日報告論文.
- 中野誠, 2012. 「マクロ実証会計研究への挑戦」, 『会計』, 第182巻, 第1号, 28-38.
- 中野誠・吉永裕登, 2017. 「マクロ実証会計研究への挑戦」. 中野誠編『マクロとミクロの実証会計』中央経済社, 第4章, 47-55.
- 大日方隆, 2013. 『アドバンスト財務会計(第2版)』, 中央経済社.
- Ohlson, J. A., 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation, *Contemporary Accounting Research* 11 (2), 661-687.
- Ohlson, J. A., 2001. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: An empirical perspective, *Contemporary Accounting Research* 18 (1), 107-120.
- Okuda, S., Shiiba, A., 2010. An evaluation of the relative importance of parent-only and subsidiary earnings in Japan: A variance decomposition approach, *Journal of International Accounting Research* 9 (1), 39-54.
- 小野慎一郎, 2014. 「時間的に変動する株主資本コストの推計方法」, 『大分大学経済論集』, 第66巻, 第4号, 55-76.
- 小野慎一郎, 2015. 「株主資本簿価/時価比率とROEを用いた資本コストの推計: 日本企業のデータによるLyle-Wangモデルの検証」. 日本経営財務研究会, 第39回全国大会, 2015年10月3日報告論文.
- 小野慎一郎・村宮克彦, 2016. 「クリーン・サープラス関係を利用した時間的に変動する期待リターンの推計」. 日本会計研究学会, 第75回大会, 2016年9月13日報告論文.
- 太田浩司, 2003. 「価値関連研究におけるモデル特定化問題」, 『関西大学商学論集』, 第48巻, 第2号, 95-128.
- 尾山大輔・安田洋祐, 2013. 『[[改訂版] 経済学で出る数学』, 日本評論社.
- Patatoukas, P. N., 2014. Detecting news in aggregate accounting earnings: Implications for stock market valuation, *Review of Accounting Studies* 19 (1), 134-160.
- Penman, S. H., 2016. Valuation: Accounting for risk and the expected return, *ABACUS* 52 (1), 106-130.
- Penman, S. H., Yehuda, N., 2015. A matter of principle: Accounting reports convey both cash-flow news and discount-rate news. *Columbia Business School Research Paper No. 14-16*. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2406389>.
- Sadka, G., 2007. Understanding stock price volatility: The role of earnings, *Journal of Accounting Research* 45 (1), 199-228.
- Shan, Y., Taylor, S., Walter, T., 2013. Fundamentals or managerial discretion? The relationship between accrual volatility and future stock return volatility, *ABUCUS* 49 (4), 441-475.
- Shan, Y., Taylor, S., Walter, T., 2014. The role of "other information" in analysts' forecasts in understanding stock return volatility, *Review of Accounting Studies* 19 (4), 1346-1392.
- 清水克俊, 2016. 『金融経済学』, 東京大学出版会.
- 吉田和生, 2005. 「利益情報と株式リターンの分散分解分析」, 『会計プロGRESS』, 第6巻, 59-70.
- 薄井彰, 1999. 「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」, 『会計』, 第155巻, 第3号, 394-409.
- 薄井彰, 2015. 『会計制度の経済分析』, 中央経済社.
- Vuolteenaho, T., 2000. Understanding the aggregate book-to-market ratio and its implications to current equity-premium expectations, Working paper, Harvard University.
- Vuolteenaho, T., 2002. What drives firm-level stock returns? *The Journal of Finance* 57 (1), 233-264.
- Yoshinaga, Y., 2016. Market-wide cost of capital impacts on the aggregate earnings-returns relation: Evidence from Japan, *The Japanese Accounting Review* 6, 95-122.
- 吉永裕登, 2017. 「集約レベルの利益・リターン関係に関する一考察」. 中野誠編『マクロとミクロの実証会計』中央経済社, 第5章, 57-74.

資 料

【資料1】

2016年度日本ディスクロージャー研究学会役員一覧
(任期：2015年4月1日～2018年3月31日)

[会長]	薄井 彰 (早稲田大学)	
[名誉会長]	柴 健次 (関西大学)	
	黒川 行治 (慶應義塾大学)	
[副会長]	奥村 雅史 (早稲田大学)	総務、会誌 (『現代ディスクロージャー研究』担当)
	坂上 学 (法政大学)	総務、研究 (東日本地区担当)
[常任理事]	石川 博行 (大阪市立大学)	総務、研究 (西日本地区担当)
	大柳 康司 (専修大学)	総務(会員担当)、会誌 (『年報 経営ディスクロージャー研究』担当)
	乙政 正太 (関西大学)	研究、会誌 (『年報 経営ディスクロージャー研究』担当)
	中條 祐介 (横浜市立大学)	総務 (会員担当)、会計
	町田 祥弘 (青山学院大学)	総務、会計
	吉田 和生 (名古屋市立大学)	総務 (会報担当)、研究 (中部地区担当)
	吉田 靖 (東京経済大学)	研究、会誌 (『現代ディスクロージャー研究』担当)
[理事]	浅野 敬志 (首都大学東京)	浅野 信博 (大阪市立大学)
	岩渕 昭子 (東京経営短期大学)	太田 浩司 (関西大学)
	太田 康広 (慶應義塾大学)	奥田 真也 (名古屋市立大学)
	音川 和久 (神戸大学)	加賀谷 哲之 (一橋大学)
	亀川 雅人 (立教大学)	木村 史彦 (東北大学)
	小西 範幸 (青山学院大学)	多賀谷 充 (青山学院大学)
	竹原 均 (早稲田大学)	野口 晃弘 (名古屋大学)
	八田 進二 (青山学院大学)	古山 徹 (日経メディアマーケティング)
	村井 秀樹 (日本大学)	弥永 真生 (筑波大学)
	山本 達司 (大阪大学)	
[監事]	神谷 健司 (法政大学)	
	黒川 保美 (専修大学)	
	田宮 治雄 (東京国際大学、公認会計士)	
[幹事]	稲葉 喜子 (はやぶさコンサルティング)	
	海老原 崇 (武蔵大学)	
	大鹿 智基 (早稲田大学)	

【資料2】

日本ディスクロージャー研究会第13回研究大会プログラム

2016年5月28日(土)
東京経営短期大学

■自由論題報告 (10:00~11:45)

司会：奥村 雅史 (早稲田大学)

第1報告 「IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応：企業間における差異を中心に」

金 鐘勲 (一橋大学大学院生)

第2報告 「監査の質が経営者業績予想の正確性に与える影響」

早川 翔 (神戸大学大学院生)・濱村 純平 (神戸大学大学院生)

司会：吉田 靖 (東京経済大学)

第3報告 「企業におけるリコール関連情報の動向と開示の方策」

張 夏玉 (専修大学)

第4報告 「連携事業における企業選定情報と知的資産経営報告の差異」

米岡 英治 (茨城キリスト教大学)

第5報告 「特許情報の株価への浸透過程の分析」

竹原 均 (早稲田大学)

井出 真吾 (ニッセイ基礎研究所)

■理事会 (11:50~12:50)

■会員総会 (12:50~13:30)

■特別プロジェクト最終報告 (13:35~15:35)

司会：黒川 行治 (慶應義塾大学)

第1報告 「負債と資本の中間項目の開示」

野口委員会

第2報告 「地域の再生エネルギーの展開とディスクロージャー」

村井委員会

第3報告 「日本企業のディスクロージャーにおける利益の平準化とその抑制」

國村委員会

■統一論題報告・パネルディスカッション（15：40～18：00）

テーマ 「現代社会におけるディスクロージャーの役割」

司会：柴 健次（関西大学）

第1報告 「地方自治体による発生主義財務情報開示の意義」

大塚 成男（千葉大学）

第2報告 「第三セクター方式の鉄道事業会社の経営とディスクロージャー」

鳥塚 亮（いすみ鉄道株式会社）

■懇親会（18：10～）

【資料3】

日本ディスクロージャー研究学会第14回研究大会プログラム

2016年12月18日(日)

大阪市立大学・学術情報総合センター

■自由論題報告 (10:00~11:55)

○第1会場

司会：村宮 克彦 (大阪大学)

第1報告 「ハイブリッド証券に係る市場の反応と会計処理に関して

－現金決済条項付転換社債型新株予約権付社債を題材として－

山田 和宏 (横浜国立大学院生)

第2報告 「ストック・オプションの公正価値評価におけるインプット情報の裁量的な操作」

田澤 宗裕 (名城大学)

第3報告 「インプライド自己資本コストからの事前リスクプレミアムの推定」

鈴木 一功 (早稲田大学)・竹原 均 (早稲田大学)

○第2会場

司会者：浅野 敬志 (首都大学東京)

第1報告 「同族企業の配当政策」

海老原 崇 (武蔵大学)・高橋 孝輔 (武蔵大学院生)

第2報告 「配当水準と退職給付に係る負債」

野間 幹晴 (一橋大学)

第3報告 「政策保有株式の売却行動に関する実証分析」

円谷 昭一 (一橋大学)・古賀 裕也 (一橋大学)

○第3会場

司会：木村 史彦 (東北大学)

第1報告 「公務員関連理事による会計ディスクロージャーへの影響：

非営利法人のガバナンスに関する実証分析」

黒木 淳 (横浜市立大学)

第2報告 「企業ディスクロージャー資料に基づくマイクロ分析：

金融危機後の米系大手銀行のビジネスモデルの変化と米系投資銀行業界の行方」

岡田 高明 (藍澤証券株)

第3報告 「ヘッジ会計の適用要因についての考察

～一般ヘッジ、業種別ヘッジ、特例処理との比較分析を通じて～」

松山 将之（日本政策投資銀行）

■**会員総会**（13：00～13：35）

■**統一論題報告**（13：40～15：30）

テーマ 「経営者予想とディスクロージャー」

司会：音川 和久（神戸大学）

司会挨拶および趣旨説明

第1報告 「経営者予想利益の裁量性と市場の評価」

首藤 昭信（東京大学）

第2報告 「経営者予想の修正速度と市場の評価」

太田 浩司（関西大学）

■**統一論題討論**（15：00～15：30）

座長 亀川 雅人（立教大学）

■**統一論題座談会**（15：50～17：30）

座長：神山 直樹（日興アセットマネジメント）

討論者：

小澤 大二（インベスコ・アセット・マネジメント）

音川 和久（神戸大学）

首藤 昭信（東京大学）

太田 浩司（関西大学）

■**懇親会**（17：40～）

【資料4】

第2回 JARDIS ワークショッププログラム

2017年3月18日(土)～20日(月)

北九州市立大学・北方キャンパス

3月18日(土)

開会挨拶 第2回 JARDIS Workshop 準備委員会 委員長

梅澤 俊浩 (北九州市立大学)

■第10回『現代ディスクロージャー研究』カンファレンス

司会：奥村 雅史 (早稲田大学)

第1 報告 「フェア・ディスクロージャー規制が与える影響の分析」

石川 徹 (大阪大学大学院経済学研究科 博士後期課程)

第2 報告 「セグメント利益の管理と株式市場の反応」

高橋 克幸 (早稲田大学大学院商学研究科 博士後期課程)

■実証研究 I

司会：山本 達司 (大阪大学)

第3 報告 「決算発表の集中化と情報仲介機能」

森脇 敏雄 (広島経済大学)

司会：奥村 雅史 (早稲田大学)

3月19日(日)

■実証研究 2

司会：山本 達司 (大阪大学)

第1 報告 「Offset Repurchases」

河瀬 宏則 (九州産業大学)・太田 浩司 (関西大学)

第2 報告 「厚生年金基金制度の廃止とその要因分析」

壁谷 順之 (朝日大学)

昼食 (12:30～14:00)

「日本経済新聞社のデータベース紹介と研究利用事例 (仮題)」

「マージェントのデータベース紹介と研究利用事例」

「ビューロー・ヴァン・ダイクのデータベース紹介と研究利用事例」

■実験研究

第3報告 「強制的な情報開示と情報獲得行動: 複占市場実験による検証」

三輪 一統 (神戸大学)

■特別講演

司会: 坂上 学 (法政大学)

第4報告 「会計制度の経済分析」

薄井 彰 (早稲田大学)

■懇親会 (17:00~19:00)

3月20日

■制度研究

司会: 吉田 靖 (東京経済大学)

第1報告 「社会福祉法人の内部留保とディスクロージャー」

國見 真理子 (田園調布学園大学)

■理論研究

司会: 太田 康広 (慶應義塾大学)

第2報告 「A Theory of Tax Avoidance and Geographic Segment Disclosure」

村上 裕太郎 (慶應義塾大学)・椎葉 淳 (大阪大学)

閉会 (12:30)

■エクスカージョン

年報 経営ディスクロージャー研究 (第16号) 編集委員会

編集長：乙政正太 (関西大学)

編集者：浅野敬志 (首都大学東京)

浅野信博 (大阪市立大学)

大柳康司 (専修大学)

奥田真也 (名古屋市立大学)

木村史彦 (東北大学)

年報 経営ディスクロージャー研究
第16号

発行 2017年3月31日

編集人 乙政正太

発行人 薄井彰

日本ディスクロージャー研究学会 ©2016年

〒169-8050 東京都新宿区西早稲田1-6-1

早稲田大学商学部大鹿智基研究室気付

世界中の企業財務、マクロデータ、実質株主、
M&A、サプライチェーンデータを提供

QUICKのリアルタイムマーケット情報と豊富で使いやすいデータベースは
多くの大学や研究機関で、高い評価をいただいています。

QUICK FactSet Workstation



●世界中の企業財務・海外マクロデータ

76,000社余りの上場・非上場の財務データ、16,000社の業績予想、180万系列に上る経済マクロデータをカバー

●業界標準の実質株主データ

運用報告書や各種開示資料から集計した自社・競合の実質株主状況

●M&A案件のための非上場を含む企業情報

非上場企業を含めた幅広いユニバースのM&A案件リスト
買収タイプ、ターゲット企業の財務指標、アドバイザー等の項目で検索

●グローバルなサプライチェーンデータ

145,000以上のグローバルリレーション（関係性）を顧客-サプライヤー関係における多角的な収益&コスト依存率とともに提供

1カ月の無料トライアル
受付中！

サービスの詳細や活用事例は、こちらからご確認ください。

QUICK 大学

検索

http://biz.quick.co.jp/lp_ac/



Quick

ご契約・情報内容等のサービス詳細につきましては、弊社営業担当の村山・設楽(したら)までお問い合わせください。

株式会社QUICK

Biz サービス事業本部

〒103-8317

東京都中央区日本橋室町2-1-1

日本橋三井タワー

Tel: 03-6733-9003

西日本総社

〒541-0041

大阪府中央区北浜1-8-16

大阪証券取引所ビル

Tel: 06-6205-0919

名古屋支社

〒460-0008

名古屋市中区栄3-18-1

ナディアパーク ビジネスセンタービル

Tel: 052-264-9151

福岡支社

〒810-0802

福岡市博多区中洲中島町2-3

福岡フジランドビル

Tel: 092-272-5031

corporate.quick.co.jp



先生方の学術研究をサポートする ネオステージのデータサービス



圧倒的な低コストで、先生方の個人ユースにも最適

オンライン企業分析データベース

有価証券報告書・決算短信等、財務諸表データ
定量&定性分析の機能

- ・過去～最新の開示情報の一括入手
- ・企業活動の事例収集も容易
- ・レポート機能で論文作成を効率化

公認会計士
2万人が
利用中



各種データ収集のお手伝いをいたします

特定業種の法人データサービス 医療/学校/建設 など

各種事業報告書や公開情報などの収集・データ化
企業・団体リストの作成時に

データ実績：

- ・建設関連企業の財務データ 140,000件
- ・医療法人事業報告書データ 50,000件
- ・学校法人事業報告書データ 700件

お求めのデータがございましたら、下記までご相談ください

全国唯一の
医療法人データ



煩雑な作業についてご相談に応じます

データ入力・集計

紙文書のEXCEL入力、大量データの集計、
データ解析用プログラム開発 等



- お問い合わせ先 -

株式会社ネオステージ 営業企画部

<http://www.neostage.co.jp/> mail: sales@neostage.co.jp tel: 03-6206-0151



Creating Global Financial Data Solutions

Mergent, Inc. is a leading provider of business and financial information on global publicly listed companies as well as the exclusive provider of several D&B® online library solutions. Based in the U.S, Mergent, Inc. maintains a strong global presence, with offices in New York, Charlotte, San Diego, London, Tokyo, Kuching and Melbourne.

Founded in 1900, Mergent operates one of the largest continuously collected databases, including descriptive and fundamental information as well as pricing and corporate action data on domestic and international companies, together with terms and conditions on corporate and municipal bonds. In addition, credit and competitor information is readily available.

Mergent has a new, powerful web-based application that features a deep collection of worldwide business information that enables companies to generate insightful business intelligence. This includes access to the latest census data, an integrated job search solution, fundamental data on over 90 million global private businesses, executive contacts on over 90 million executives, and an enhanced people and business search with access to over 210 million consumers.

Contact Us Today For More Information!

www.mergent.com



London
Stock Exchange Group

サービスの詳細内容についてのお問い合わせは下記宛にご連絡ください。

マージェント・ジャパン株式会社

〒100-0006 東京都千代田区有楽町2-7-1 有楽町ITOCiA 12F

Tel: 03-6860-4760 Fax: 03-6860-4880

WebSite: <http://www.mergentjapan.com>

“日経の確かな情報で、企業ガバナンスを紐解く”

企業ガバナンス 関連データセット

- ☑ 上場会社の時系列データを統一フォーマットで
- ☑ 日経独自の調査・評価データも
- ☑ 集計・分析に適したフラグ化した情報

コーポレートガバナンス 報告書

ガバナンスの体制、社外取締役人数、監査体制、報酬額の開示状況、買収防衛策の有無などを収録。

役員

役員数、役員報酬額、女性役員比率、個別役員の氏名、担当職などを収録。

個別役員報酬

有報「コーポレート・ガバナンスの状況等」より、報酬、賞与、退職慰労金、ストックオプションなどを収録。

株主総会 関連データ

株主総会の議案と決議結果を収録。各議案および定款変更議案は、内容の分類も付与しています。

企業リスク ウォッチ

不適切会計、情報流出、社員の不祥事など企業のガバナンスやコンプライアンスに関わる情報を収録。

監査法人・監査意見

有報「監査報告書」より監査法人名、会計士、監査意見を収録。

企業ガバナンスの多面的な分析に必要な詳細なデータと、ガバナンス評価を行うツールをExcelもしくはCSVでご提供します。

コーポレート・ガバナンス 評価システム (NEEDS-Cges)

約150指標をもとに上場企業の企業統治度を定量的に評価、特徴を多角的に把握するためのツールです。

利用者のガバナンスに対する考え方を反映したランキングが作成できます。

また、関連する基礎データを数多く収録。企業統治に関する研究などで幅広くご利用いただけます。

各データ、ツールの提供形態・収録対象期間は異なります。

お問い合わせ

日経メディアマーケティング株式会社

〒101-0047 東京都千代田区内神田 2-2-1

収録期間、収録項目等、詳しくはお問い合わせください

資料請求・お問い合わせ

(03)5295-6227

メールでのお問い合わせ

webinfo@nikkeimm.co.jp