

学籍番号:CD151002

経営者予想開示と財務的意思決定に関する実証研究

Management Earnings Forecasts and Financial Decision-Making

(要 約)

大学院商学研究科
博士後期課程 経営・マーケティング専攻
調 勇二

目次

第1章 研究の目的と背景	1
第1節 目的と背景	1
第2節 分析のフレームワーク	5
第3節 本論文の構成	7
第2章 先行研究の整理と検証課題の導出	10
第1節 はじめに	10
第2節 経営者予想の情報有用性	11
第3節 財務的意思決定と情報開示	14
第4節 検証課題の導出	19
第3章 日本における予想誤差ボラティリティの実態（要約）	22
第4章 予想誤差ボラティリティと情報有用性	23
第1節 はじめに	23
第2節 先行研究の整理および仮説構築	24
第3節 リサーチ・デザインおよびサンプル	29
第4節 分析結果	39
第5節 本章のまとめ	50
第5章 経営者予想開示と株式の発行（要約）	52
第6章 経営者予想開示と自己株式の取得（要約）	54
第7章 要約と結論	56
第1節 はじめに	56
第2節 各章の要約	57
第3節 本論文の結論と貢献	61
第4節 今後の展望	65
参考文献	69

第1章 研究の目的と背景

第1節 目的と背景

本論文では、上場会社による業績予想（以下、経営者予想）の開示が、資本取引に関する経営者の意思決定、すなわち財務的意思決定¹とどのように関係しているのかを明らかにする。経営者予想の開示は、投資家による将来キャッシュフローの予測、ひいては企業価値の推定に資する情報を投資家に提供するという点で投資家にとって有用であると考えられる。しかしながら、経営者予想開示は監査の対象とはなっておらず、開示時点においては外部者による評価も困難であるため、経営者による裁量が入り込む余地が大きい。つまり、経営者予想開示は経営者が内部情報を投資家に伝達するための主たる経路の1つであり、経営者と投資家間の情報の非対称性を縮小しうる一方で、経営者は開示内容に対して裁量を有するがゆえに、機会主義的な開示がなされた場合には情報の非対称性が拡大する可能性も存在する。このように、情報の非対称性に関して二面性を併せ持つ経営者予想開示が、財務的意思決定という情報の非対称性が深刻な影響を及ぼしうるタイミングにおいて、どのように機能しているのか、というのは検証を行うに値する重要なテーマであると考えられる。以下では研究の背景について述べる。

1.1. 株式市場における経営者予想開示の有用性

経営者予想開示は、将来キャッシュフローと密接に関連する売上高や利益に関する予想値を公表するため、投資家による投資判断において有用な情報を提供していると考えられる。このことは、情報の利用者たる投資家に対して行われたアンケート調査等からも裏付けられている。東京証券取引所が2006年3月に公表した「決算短信に関する機関投資家へのヒアリング調査結果」では、国内の機関投資家から寄せられた経営者予想に関する意見が記載されており、機関投資家が経営者予想の開示を必要としていることが伺える。また、同時に公表された「決算短信に関する一般投資家へのアンケート調査結果」では、決算短信を利用すると回答した回答者のうち68.8%が、決算短信の利用項目として次期の経営者予想を「よく利用する」あるいは「ときどき利用する」と回答している。さらに、情報の提供者たる企業もまた、経営者予想は投資家の投資意思決定に資すると考えている。東京証券取引所が上場会社を対象に行なった「ディスクロージャー制度等に関する上場会社アンケート調査報告書」（2009年11月公表）では、経営者予想の開示は投資家の投資判断に有用な情報を提供している、との回答が95.8%を占めている。加えて、経営者予想の情報有用性は学術

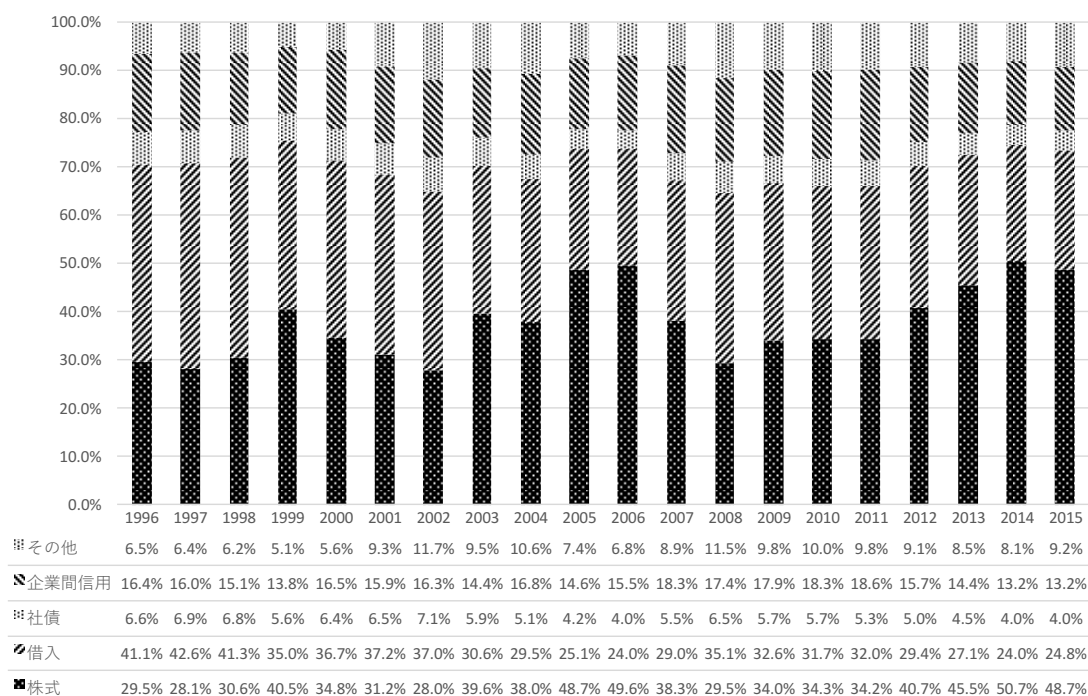
¹ 本論文では資本を直接変動させる取引に関する経営者の意思決定を指して、財務的意思決定と呼ぶ。

的にも裏付けられており、経営者予想が投資意思決定において有用な情報を提供することを示唆する証拠が蓄積されてきた (Patell, 1976; Penman, 1980; Waymire, 1984; Ajinkya and Gift, 1984; 後藤・桜井, 1993; 河, 1994; 太田, 2002; Ota, 2010)。

このように、経営者予想開示が投資家の投資意思決定に資する有用な情報を提供しているという認識は、情報の利用者たる投資家および提供者たる企業の双方に共通しており、その認識を支持する経験的証拠も蓄積されている。それゆえ、株式市場において経営者予想開示がどのような役割を果たしているのかを、情報提供機能の観点から明らかにすることは、実務的および学術的に有意義であると考えられる。

1.2. 日本企業における株式市場の相対的重要度の高まり

従来、日本企業はメインバンク制に代表される間接金融に依存して資金調達を行ってきたが、近年は株式市場における調達に軸足を移しつつある。図 1-1 は、民間非金融法人部門におけるストックベースの資金調達源泉の推移を示している。1996 年においては、借入が資金調達の 41.1%を占め、株式は 29.5%に過ぎなかった。しかしながら、2015 年には株式による調達が 48.7%を占めるまでに増加し、借入は 24.8%にまで減少している。このことは、日本企業にとって株式市場の相対的な重要度が高まりつつあることを如実に表している。

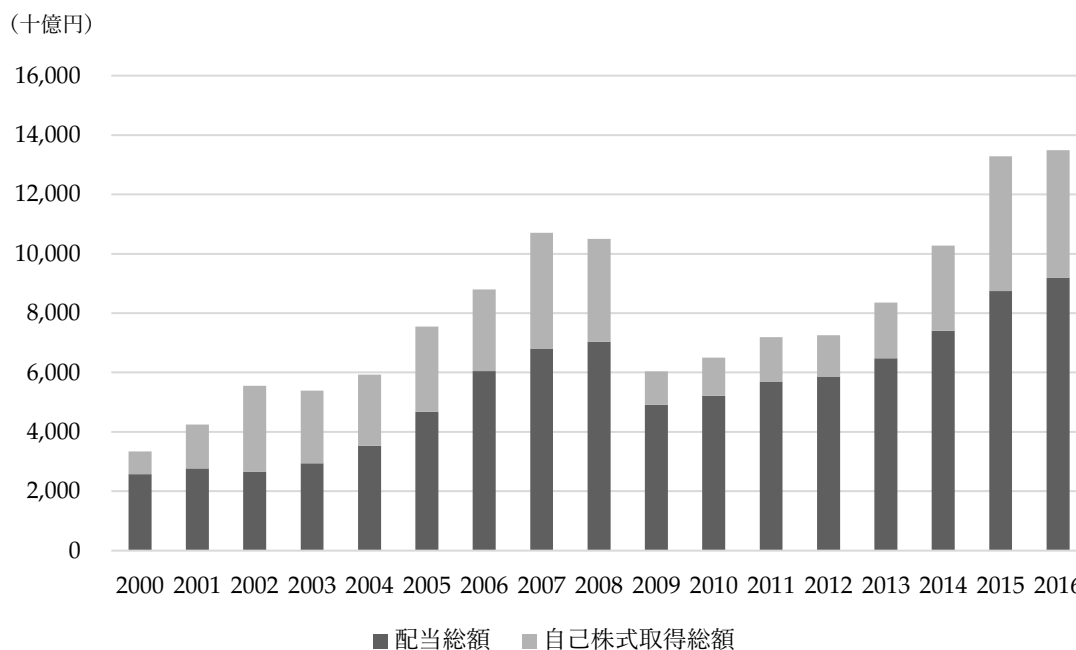


(日本銀行の「資金循環統計」からデータ収集、筆者作成)

図 1-1. 民間非金融法人部門の資金調達源泉

加えて、株式市場の重要性が高まりつつあることは株主還元の観点からも明確に示され

ている。図1-2は、日本の上場会社（金融業除く）の配当総額および自己株式取得総額の推移を示している。2000年度における日本の上場会社の総還元額は3兆3,451億円（配当総額：2兆5,813億円，自己株式取得総額：7,638億円）だったが、2016年度には13兆4,865億円（配当総額：9兆1,885億円，自己株式取得総額：4兆2,980億円）にまで大幅に増加している。



(NEEDS Financial QUEST 2.0 からデータ収集，筆者作成)

図1-2. 上場会社（金融業除く）の配当総額および自己株式取得総額

株式市場の重要性が相対的に高まりつつある経済環境下で、日本企業は株式発行や自己株式の取得といった財務的意思決定をより頻繁に行うようになり、投資家は従来にも増して、企業の財務的意思決定を評価・判断を下す機会に直面することになると予想される。それゆえ、企業が財務的意思決定を行う際にどのような経営者予想開示行動をとるのかを説明することは、企業の将来キャッシュフロー流れに高い関心を有する投資家に対して有益な証拠を提示し、ひいてはより洗練した株式市場形成の一助になると期待される。

1.3. 経営者予想開示に関する日本の「制度」的背景

日本における経営者予想開示は、上場会社に対する証券取引所の開示要請に基づいて任意で行われており、法制度によって開示が義務付けられているわけではない、という点では自発的開示 (voluntary disclosure) と言えるだろう。伊藤 (2011)によれば、日本における経営者予想の開示は、東証記者クラブ (兜倶楽部) が上場会社に対して売上高、経常利益、

純利益および配当に関する次期予想の開示を要請したことに端を発する。1980年には全国証券取引所協議会が行った決算短信の様式改定に伴い、取引所が上場会社に対して経営者予想の開示を要請している。その後、経営者予想開示に関しては1999年、2006年、2012年に相次いで見直しが行われてきた。とりわけ2012年の見直しでは開示形式の規定が緩和され、開示しない場合に必要とされた東証への「事前相談」や「理由の開示」の要請が廃止されるなど、より柔軟な経営者予想の開示が認められるようになった²。

しかしながら、実際にはほとんど全ての上場会社が決算短信において経営者予想を開示している。表1-1は東京証券取引所が開設する市場に上場する3月期決算会社のうち、決算短信で経営者予想を開示した企業の割合を示している。経営者予想を開示した企業の割合は、2012年から2017年にかけて96%以上で推移しており、ほとんど全ての上場会社が経営者予想を開示していると言っても過言ではない状況である。伊藤(2011)は、日本の経営者予想開示が「実質的に義務付け」られていると表現し、Kato et al. (2009)は“effectively mandated”と形容している。Verrecchia and Wang (2011)は、日本の特徴的な経営者予想開示に関する実務慣行により、大規模かつ長期間に渡るデータ・セットを用いた分析が可能になり、先行研究で未解明の興味深い研究課題に取り組むことができると述べている。

表1-1. 経営者予想開示企業の割合³

	2012年 3月期	2013年 3月期	2014年 3月期	2015年 3月期	2016年 3月期	2017年 3月期
開示割合	96.3%	96.4%	96.8%	96.7%	96.1%	96.5%

上述のように、日本の上場会社は経営者予想の開示を実質的に義務付けられている一方、機会主義的な情報開示行動に対して株主から提訴されるリスクは、経営者予想開示行動に関する経験的証拠の蓄積が進む米国の企業と比較して、一般に低いと考えられる⁴。加えて、経営者予想開示はその性質上、開示時点における外部者による評価が困難であり、監査対象ではないため、経営者による裁量が入り込む余地が大きい。それゆえ、日本企業が経営者予想開示に関して裁量的な意思決定を行う蓋然性は高いと考えられる。したがって、日本企業

² 「業績予想開示に関する実務上の取扱いについて」(東京証券取引所, 2012年3月21日)

³ 「平成25年3月期決算短信発表状況等の集計結果について」(東京証券取引所, 2013年6月21日), 「平成27年3月期決算短信発表状況の集計結果について」(東京証券取引所, 2015年6月15日), 「平成29年3月期決算発表状況の集計結果について」(東京証券取引所, 2017年6月2日)に基づき、筆者作成。

⁴ Skinner and Srinivasan (2012)は、監査の質に影響を及ぼす2つの要因である訴訟リスクと評判リスクのうち、日本を監査法人の訴訟リスクがほぼ存在しない法制度を有する国と見なし、2006年の中央青山監査法人に対する監査業務停止命令処分を題材にとり、評判リスクがもたらす経済的影響を実証的に明らかにしている。

の経営者予想開示行動を裁量性の観点から分析することによって、米国を始めとする他国のデータを用いた分析からは得られない新たな知見を提示できる可能性がある。

第2節 分析のフレームワーク

本論文では、前節で説明した研究の背景を踏まえ、経営者予想の開示と財務的意思決定がどのように関係しているのかを、アーカイバル・データを用いた実証的なアプローチにより検証する。

アーカイバル・データを用いた実証的なアプローチにより、現実の経済社会における企業行動を描写できる。実験的アプローチに基づく研究では、実験を適切に設計することにより、因果関係の特定が容易になり、分析結果の内的妥当性を高めることができるが、その一方で、実験的アプローチによって得られた分析結果は外的妥当性の面では限界があり、分析結果が実際の企業行動をどの程度写像できているのかは定かではない（田村ほか, 2015）。加えて、Verrecchia and Wang (2011)が指摘するように、経営者予想開示に関する日本特有の制度的環境により、大規模かつ長期間に渡るデータ・セットを用いた分析が可能である。本論文では、経営者予想開示と財務的意思決定の関係を検証するために、サンプルに偏りのない高精度の大規模なデータを利用できるため、アーカイバル・データを用いた実証的なアプローチを採用する。以下では本論文の特徴について詳述する。

2.1. 予想誤差ボラティリティ

本論文では、経営者予想開示と財務的意思決定の関係を検証するにあたって、Hilary et al. (2014)が取り上げた、経営者予想の時系列特性を捉える尺度である予想誤差ボラティリティを用いる。前節で述べたように、経営者予想の情報有用性については多くの研究蓄積がある。初期の研究では、経営者予想の公表に対して投資家が反応することを示す経験的証拠が提示されている（Patell, 1976; Penman, 1980; Waymire, 1984; Ajinkya and Gift, 1984; 後藤・桜井, 1993; 河, 1994）。その後、関心の対象は経営者予想の情報有用性に影響を与える要因に移り、先行研究では、予想値と実績値の差、すなわち予想誤差の絶対値として定義される予想精度は、経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすことが明らかにされている（Williams, 1996; Hutton and Stocken, 2009; Ng et al., 2013; 高須, 2013）。

しかしながら、予想精度に関する証拠の蓄積が進展する一方で、予想誤差の時系列特性が経営者予想の情報有用性にどのような影響を及ぼすのかに関しては、十分な検討が行われているとはいえない。予想誤差の時系列特性そのものに関しては、主として、予想誤差は持続するの否か、という観点からいくつか先行研究が存在し、それら先行研究においては、予想誤差に持続性が存在すること、すなわち前期の予想誤差と当期の予想誤差の間に平均的には有意な正の相関関係が存在することが確認されている（Ota, 2006; 清水, 2007; Gong et al., 2011）。予想誤差の持続性に関する分析では、予想誤差の自己回帰モデルの回帰係数

を用いるが、クロスセクション・データあるいはパネル・データにおいて推定を行っている。それゆえ、予想誤差の持続性に関する分析ではサンプルの全体的な傾向を測定していることになり、予想誤差の時系列特性に関する個別企業間の差異が経営者予想の情報有用性にどのような影響を及ぼしうるのかを検証することは難しいと考えられる。

予想誤差の時系列特性が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証している例外的な先行研究として、Hilary et al. (2014)を挙げることができる。Hilary et al. (2014)は予想誤差の持続性ではなく、予想誤差のボラティリティに着目することにより、予想誤差の時系列特性が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証している。Hilary et al. (2014)は、過去の予想誤差のばらつきが小さい企業ほど、開示された経営者予想に対して株価がより大きく反応し、アナリストが当該企業に関する1株当たり利益予想をより改訂することを報告している。

本論文ではまず、Hilary et al. (2014)で検証された予想誤差のボラティリティを用いて、経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を明らかにする。予想誤差のボラティリティはその性質上、企業が継続的に経営者予想を開示していなければ測定することが難しい指標である。それゆえ、予想誤差のボラティリティに関する検証は、経営者予想の開示が実質的に義務化されてきたために、各企業の複数期間にわたる予想情報の入手が容易であるという制度的特徴を有する日本においてこそ、より大規模かつ包括的なデータ・セットを用いた分析が可能になる。

2.2 財務的意思決定

本論文では、財務的意思決定、具体的には株式発行および自己株式取得を実施する際に、どのような経営者予想開示行動がなされているのかを解明する。これには大きく3つの理由がある。

第1に、経営者は財務意思決定に際し、自社の株価を変化させるために通常時とは異なる経営者予想開示を含む情報開示行動を選択するインセンティブを有するからである。経営者が既存株主の富の最大化を意図する場合、とりわけ株式発行に際しては、株式発行を公表する前に上方にバイアスをかけた情報を開示することにより株価を上昇させ、より高価格での株式発行を行うことを意図する可能性がある。発行価格を高めることにより、発行株式数を一定とした場合にはより多額の資金調達が可能になり、資金調達額を一定とした場合にはより少ない発行株式数で所定の資金調達額を満たすことが可能となるからである⁵。

第2に、株式投資家は将来キャッシュフローの流列に高い関心を有するからである。将来キャッシュフローの予測、ひいては企業価値の推定に資するという点で、経営者予想に含まれる将来予測情報は会計情報に含まれる実績情報よりも、投資家にとってより有用だと

⁵ 鈴木 (2017)によれば、日本における公募増資では公募増資発表日に公表された発行株式数が価格算定日・発行日までに変更されることはほとんどない (pp.51)。

考えられる。それゆえ、投資家は企業の財務的意思決定に対し判断・評価を下す際に、有用な情報源の1つとして経営者予想情報を利用するだろう。したがって、財務意思決定に際して、経営者がどのような経営者予想開示行動をするのかを明らかにすることは、投資家にとって有益であると考えられる。

第3に、財務意思決定に際しての経営者予想開示行動は、当事者のみならず経済社会に対しても影響を及ぼしうるからである。上述したように、財務的意思決定に際して機会主義的な経営者予想開示行動がなされた場合、新規株主から既存株主への富の移転が生じる可能性がある。しかしながら、新規株主が経営者による機会主義的な行動の可能性を認識し、合理的な意思決定を下すのならば、株式発行に際してより高いディスカウント率の要求、株式の引受量の減少により、予想される富の移転を緩和することを試みるだろう。しかしながら、これは企業にとって、株式発行による資金調達に係る費用の増大を意味する。株式市場の重要性が相対的に高まりつつある経済環境にあっては、このような費用の増大は日本の経済社会の厚生に多大な影響を及ぼしうるという点で重要な問題だといえる。

第3節 本論文の構成

本論文は全7章からなる。第2章以降の構成は以下の通りである。なお、図1-3は各章の関係を示している。

第2章では先行研究のレビューを行い、本論文における検証課題を導出する。レビューの対象とする範囲は、ひとつは経営者予想の情報有用性に関する先行研究である。経営者予想の情報有用性を検証する主たる手法は、経営者予想の公表に対して株価がどのように反応するかを分析するイベント・スタディである。その他には、経営者予想の公表と公表後のアナリスト予想の改訂の関係を分析する手法や、特定の企業価値評価モデルにおける経営者予想情報の増分的な説明力を分析する手法等が存在する。本論文の第4章では、主要な手法であるイベント・スタディのアプローチを採用して、予想誤差ボラティリティが経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証するため、第2章における経営者予想の情報有用性に関する先行研究のレビューでも、この手法を用いた先行研究を中心に概観する。

いまひとつのレビュー対象は、情報開示行動と財務的意思決定の関係に関する先行研究である。会計・ファイナンス領域においては、経営者が自社の株価に影響を及ぼすインセンティブを有する状況下において、情報開示行動を裁量的に選択するかどうかについて、多くの研究がなされてきた。先行研究では主として、(1) 会計利益、および(2) 経営者予想を通じた経営者の裁量的な情報開示行動に焦点が当てられている。第2章における先行研究のレビューでは、株式発行および自己株式取得を対象に、これらの意思決定を行う際における企業の情報開示行動を検証する先行研究を広範にレビューする。これら先行研究のレビューを通じて、本論文で検証すべき課題を導出することが第2章の目的となる。

第3章では、第4章から第6章で行う実証分析で用いる予想誤差ボラティリティに関し

て、日本におけるその実態を概観することを目的とする。日本企業のデータを用いて予想誤差ボラティリティに関する検証を行う先行研究は筆者の知る限り存在せず、予想誤差ボラティリティがどのような特性を有する指標なのかを把握することは、実証分析を行う際に必要だと考えられる。

第4章では、予想誤差ボラティリティが経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証する。具体的には、予想誤差ボラティリティの水準が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響、予想誤差ボラティリティの変化が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響、および予想誤差ボラティリティの水準と変化が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響はどのような関係にあるのかを、経営者予想の公表に対する株価反応に基づいて検証している。

第5章および第6章では、第4章の検証結果に基づく考察を踏まえて、財務的意思決定における経営者予想開示行動に焦点を当て、経営者がどのような開示行動を選択しているのか、および予想誤差ボラティリティは経営者予想開示行動にどのような影響を及ぼすのかを検証する。情報の送り手が、伝達する情報のフィードバック効果を予想して、自身の行動を変化させる、という「情報インダクタンス」(Prakash and Rappaport, 1977) の概念に基づけば、予想誤差ボラティリティは財務的意思決定における経営者予想開示行動に対して影響を及ぼしうると考えられる。経営者は、通常時とは異なる経営者予想を開示した場合に生じる情報有用性の低下というフィードバック効果を事前に予想して、どのような経営者予想を開示するか意思決定すると考えられるからである。第5章では、株式発行として公募増資および第三者割当増資に関する検証を行う。第6章では自己株式の取得に関する検証を行う。

第7章では、第1章から第6章までの議論を総括し、実証分析から得られた経験的証拠およびその示唆をまとめ、本論文の結論および貢献を述べる。最後に、将来的な研究の展望に言及し、本論文の結びとする。

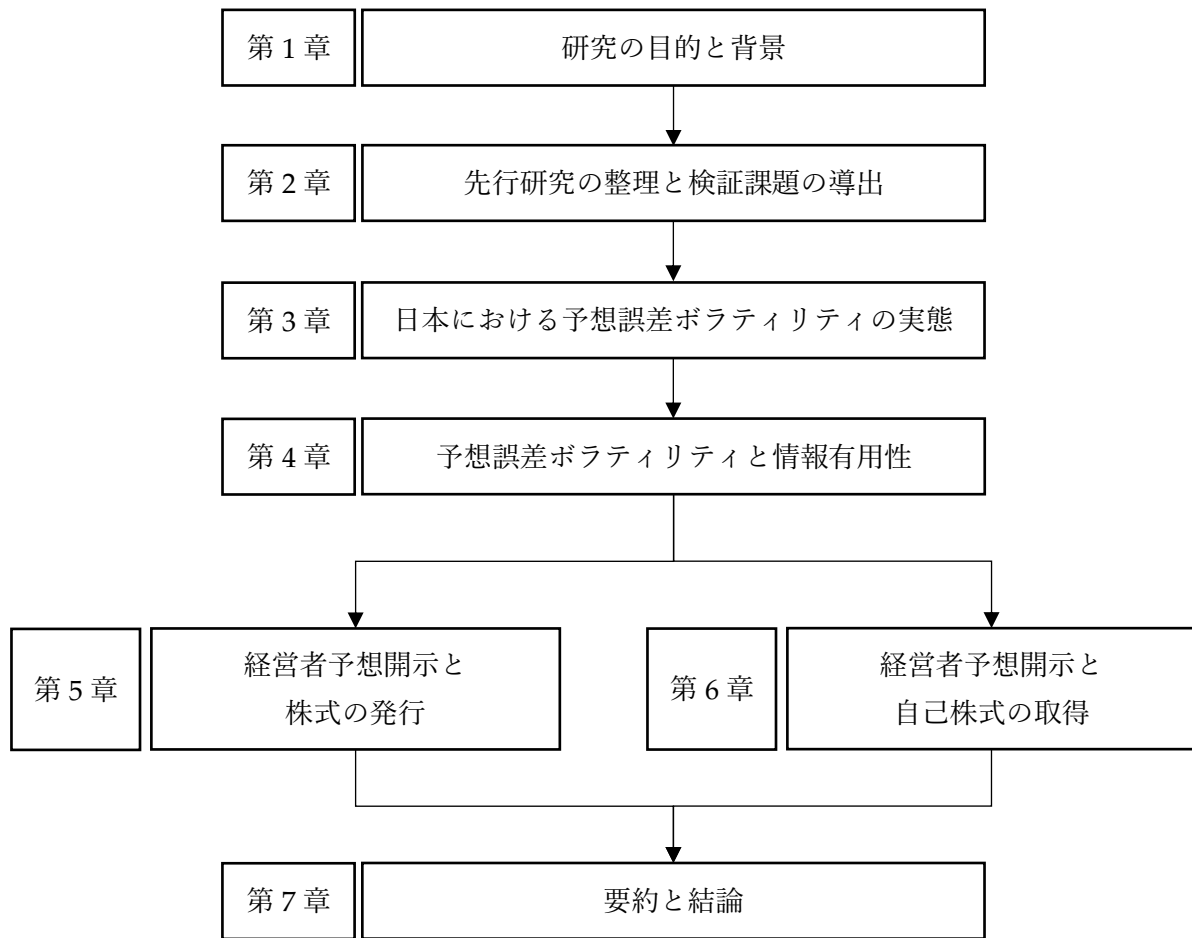


図 1-3. 本論文の構成

第2章 先行研究の整理と検証課題の導出

第1節 はじめに

本章の目的は、第1章で述べた研究の目的と背景に関連する先行研究のレビューを行い、本論文における検証課題を導出することである。第1章では、本論文の研究の背景として、株式市場における経営者予想開示の投資意思決定有用性、日本における株式市場の重要性の高まり、および経営者予想開示に関する日本の制度的特徴を挙げている。このような研究の背景を踏まえて、本章ではまず、経営者予想開示は情報利用者に対して有用な情報を提供しているのか、という視点から先行研究を整理する。経営者予想開示は、将来キャッシュフローと密接に関連する売上高や利益に関する予想値を公表するため、投資家による投資判断において有用な情報を提供していると考えられる一方、経営者は開示内容に対して大きな裁量を有するがゆえに機会主義的な開示がなされる可能性があるため、経営者予想情報が情報利用者にとって有用なのかどうかは必ずしも明確ではない。それゆえ、経営者予想情報は情報有用性を有するか、という命題は多くの研究者の関心を集めており、研究の蓄積が進んでいる。本章では、経営者予想の情報有用性に関する先行研究に加えて、経営者予想の情報有用性に影響を与える要因に関する先行研究をレビューする。

本章では次に、財務的意思決定に際して経営者はどのような情報開示行動を選択するのか、という観点から先行研究を整理する。株式市場の重要性が相対的に高まりつつある経済環境にあって、日本の企業は株式発行や自己株式の取得といった財務的意思決定をより頻繁に行うようになって考えられる。それゆえ、投資家は従前にも増して企業の財務的意思決定を評価・判断する機会に直面することになるだろう。経営者は財務的意思決定時に、通常時とは異なる情報開示行動を選択する可能性がある。なぜなら、財務的意思決定において、株式発行における発行価格や自己株式取得における取得価格は自社の株価に左右されるため、経営者は情報開示行動を通じて株価を変化させることで、財務的意思決定の結果に影響を及ぼすことが可能になるからである。会計・ファイナンス領域においては、多くの先行研究が財務的意思決定時における情報開示行動に関して検証を行っている。本章では、本論文の検証対象である経営者予想開示に関する先行研究に加えて、実績利益開示に関する先行研究も対象として、先行研究を広範にレビューする。

本章の構成は次のとおりである。第2節では、経営者予想の情報有用性に関する先行研究をレビューする。第3節において、財務的意思決定と情報開示に関する先行研究を、実績利益開示に関する先行研究と、経営者予想開示に関する先行研究に分けてレビューする。第4節では、第2節および第3節における先行研究のレビューに基づき、本論文における検証課題を導出する。

第2節 経営者予想の情報有用性

本節では、経営者予想の情報有用性に関する先行研究をレビューする。経営者予想の情報有用性を検証する主たる手法として、経営者予想の公表に対して株価がどのように反応するかを分析するイベント・スタディに基づくアプローチを挙げることができる。初期の研究では、経営者予想の公表に対して株価が反応するかどうかを検証されている。

Patell (1976)は、ニューヨーク証券取引所に上場する258社が1963年から1967年にかけて公表した計336件の利益予想をサンプルとして、経営者予想の公表に対して株価が反応するかどうかを週次ベースで分析している。Patell (1976)は、経営者予想が公表された週において、株価が有意に反応することを報告している。

Waymire (1984)は、経営者予想に含まれる情報の内容にも考慮した精緻な分析を行っている。Waymire (1984)は、1969年から1973年にかけて、ウォール・ストリート・ジャーナルに掲載された479件の経営者予想を対象に、経営者予想の公表に対して株価が反応するかを日次で分析している。分析の結果、Waymire (1984)は、経営者予想公表前時点で利用可能なコンセンサスアナリスト予想を上回る経営者予想、すなわちグッド・ニュースを伝達する経営者予想に関して、公表日前後3日間(-1,+1)の累積異常収益率が1.421% (t 値=6.89)であり、バッド・ニュース予想に関しては、-0.524% (t 値=-2.00)であることを発見している。加えて、Waymire (1984)は、経営者予想利益とコンセンサス予想利益の差として定義される経営者予想ニュースが、公表日前後3日間(-1,+1)の累積異常収益率と強い正の相関を有することを報告している。このように、Waymire (1984)の分析結果からは、経営者予想開示に包含される情報を、株式市場が情報内容と整合するように解釈していることが強く示唆される。

日本のデータを用いた先行研究においても、上述の米国のデータを用いた先行研究と整合する分析結果が報告されている。Conroy et al. (1998)は、東京証券取引所第1部上場会社が1985年から1993年にかけて公表した5,928件の経営者予想を対象に、Waymire (1984)と同様に、経営者予想の公表に対する株価反応を日次で分析している。Conroy et al. (1998)は、東洋経済新報社が出版する『会社四季報』の利益予想値をベンチマークとして用いて、経営者予想をグッド・ニュース予想、バッド・ニュース予想、およびニュース無し予想に分類している。分析の結果、Conroy et al. (1998)は、グッド・ニュース予想に対する公表日前日および当日(-1,0)の累積異常収益率が1.14% (t 値=5.35)であり、バッド・ニュース予想に関しては、-0.98% (t 値=-3.99)であることを発見している。加えて、累積異常収益率を同時に公表された実績利益の情報内容と経営者予想の情報内容に回帰した分析を行い、株価が実績利益よりも経営者予想利益に対して、より強く反応することを報告している。

また、経営者予想の修正に対する株価反応についても検証されている。決算短信における経営者予想の開示は証券取引所の要請に基づいて行われる、あくまでも任意の情報開示である一方、経営者予想の修正は金融商品取引法第166条第2項第3号に基づいて行うことが義務付けられている。この規定はインサイダー取引に関する規制の一環として1989年4

月に導入された。加えて、経営者予想の修正は有価証券上場規程第405条によっても義務付けられている。河(1994)は、1989年4月から1992年5月にかけて公表された、東京証券取引所上場会社による1,945件の経営者予想の修正に対する株価反応を、日次ベースで分析している。分析の結果、河(1994)は、売上高および経常利益の双方を上方修正した場合に、修正日に2.07% (t 値=17.23)の異常収益率が観察され、売上高および経常利益の双方が下方修正された場合には、修正日に-1.09% (t 値=-13.33)の異常収益率が観察されることを報告している。

上述した先行研究の他にも、イベント・スタディのアプローチを用いた多くの先行研究で、経営者予想の公表に対して株価が反応することは確認されており(Penman, 1980; Ajinkya and Gift, 1984; 桜井・後藤, 1992; 後藤・桜井, 1993a; 後藤・桜井, 1993b)、経営者予想開示が投資家にとって有用な情報を提供することを示唆する証拠は蓄積が進んでいる。

さらに、その後の研究では経営者予想の特性が経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすかに関心の対象が移っている。先行研究では大別して、(1)開示された経営者予想そのものの特性、具体的には、グッド・ニュースかバッド・ニュースなのか(Jennings, 1987; Williams, 1996)、実績値開示までの期間(Pownall et al., 1993; Rogers and Stocken, 2005)、予想の形式(Baginski et al., 1993; Pownall et al., 1993; Atiase et al., 2005)と、(2)過去の経営者予想の傾向、具体的には、経営者予想の予想精度(Williams, 1996; Hutton and Stocken, 2009; Ng et al., 2013; 高須, 2013)、経営者予想の楽観度(Kato et al., 2009; 高須, 2013)、経営者予想のボラティリティ(Hilary et al., 2014)に関する分析が行われている。日本の上場会社は、証券取引所が提示する参考様式に基づいて前期の決算短信上で翌年度の経営者予想を開示するため、予想の形式や実績値開示までの期間に関しては企業間で大きく異なる。それゆえ、本論文では過去の経営者予想の傾向に関する先行研究を詳細にレビューする。

Williams(1996)は、1979年から1986年に公表された176社の経営者予想を対象に、経営者予想の公表とアナリスト予想の改訂の関係に予想精度が及ぼす影響を分析している。Williams(1996)は予想精度の指標として、経営者予想値と実績値の差の絶対値として定義される予想精度そのものではなく、アナリスト予想の予想精度と経営者予想の予想精度の差として定義される、相対的な予想精度を用いている。分析の結果、Williams(1996)は、過去の相対的な予想精度が高い企業ほど、つまり過去に経営者予想の予想精度がアナリスト予想の予想精度よりも高い企業ほど、経営者予想ニュース(経営者予想利益と経営者予想公表前時点で利用可能なコンセンサスアナリスト予想の差)と経営者予想公表後のアナリスト予想の改訂幅の間に観察される正の関係が、より強くなることを報告している。この分析結果は、予想精度が経営者予想の信頼性を捉えており、経営者予想情報の信頼性が高いほど、情報利用者たるアナリストにとっての情報有用性が高まることを示唆している。

また、Hutton and Stocken(2009)は、経営者予想の予想精度そのもの(絶対的精度)とアナリスト予想に対する相対的な予想精度(相対的精度)の双方を用いて、経営者予想の公表に対する株価反応に予想精度が及ぼす影響を分析している。Hutton and Stocken(2009)は、2000年から2007年にかけて1,591社が公表した6,655件の経営者予想をサンプルとした分

析を行い、絶対的精度および相対的精度の双方を用いた場合において、経営者予想の予想精度が高いほど、経営者予想ニュースに対する株価反応が大きいことを報告している。この分析結果からは、投資家が過去の経営者予想の傾向を考慮したうえで、新たに公表された経営者予想情報を解釈することが示唆される。

Ng et al. (2013)は、1996年から2008年にかけて公表された23,822件の経営者予想をサンプルとして、経営者予想の公表に対する株価反応に予想精度が及ぼす影響を分析している。Ng et al. (2013)は、Hutton and Stocken (2009)と同様に、過去の経営者予想の予想精度が高いほど、経営者予想ニュースに対する株価反応が大きいことを報告している。

過去の経営者予想の傾向が経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすかどうかは、日本のデータを用いた研究においても検証されている。Kato et al. (2009)は、1997年度から2007年度にかけて日本の上場会社が公表した経営者予想を対象に分析を行い、過去の経営者予想が楽観的な企業ほど、経営者予想公表に対する株価反応が弱いことを報告している。Kato et al. (2009)の分析結果は、投資家が信頼性の低い経営者予想を割り引いて評価することを示唆している。

高須 (2013)もまた、日本のデータを用いて過去の経営者予想の傾向が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証している。2000年3月期から2012年3月期に公表された5,164件の経営者予想をサンプルとした分析の結果、高須 (2013)は、過去の経営者予想の予想精度が高いほど経営者予想利益に対する株価反応が大きいこと、および過去の経営者予想が楽観的な企業ほど経営者予想利益に対する株価反応が小さいことを明らかにしている。

このように、過去の経営者予想の傾向のうち経営者予想の予想精度および楽観度に関しては、経営者予想の情報有用性に及ぼす影響に関する経験的証拠が蓄積されていることがわかる。一方で、経営者予想のボラティリティ、より具体的にいえば、経営者予想の予想誤差のボラティリティが経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証する先行研究は Hilary et al. (2014)に限られる¹。Hilary et al. (2014)は、予想精度には過去の予想誤差がどの程度ばらついてきたかという情報が含まれていないため、経営者予想情報が投資家の意思決定にどの程度有用であるかどうかを、予想精度では十分に捉えられない可能性を指摘している。彼らは、2002年から2010年にかけて公表された四半期利益に関する経営者予想をサンプルとして、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を、経営者予想公表に対する株価反応とアナリスト予想の改訂を分析することにより検証している。彼らは、過去8四半期の経営者予想の予想誤差の標準偏差を同一期間のコンセンサス・アナリスト予想の予想誤差の標準偏差と比較して、相対的に経営者予想の予想誤差の標準偏差が小さい企業を経営者予想のボラティリティが小さい企業と定義している。分析の結果、Hilary et al. (2014)は、過去の経営者予想のボラティリティが小さい企業ほど、経営者予想利益に対して株価がより強く反応すること、およびアナリスト予想の改訂幅がより大きい

¹ Hilary et al. (2014)は、経営者予想のボラティリティ、より具体的には経営者予想の予想誤差のボラティリティが小さいことを指して、“consistent”と表現している。

ことを報告している。加えて、投資家が洗練されているほど、あるいはアナリストが経験豊富なほどその傾向がより顕著になることが明らかにされている。Hilary et al. (2014)の分析結果は概して、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすことを示唆しているといえる。

経営者予想の情報有用性に関する先行研究をまとめると、経営者予想の情報有用性を支持する経験的証拠が数多く蓄積されていることがわかる。また、経営者予想の情報有用性に影響を及ぼす過去の経営者予想の傾向については、予想精度と予想の楽観度に関する検証は多くの先行研究でなされている。一方で、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に及ぼす影響に関しては、現段階では十分な検証がなされているとはいえない。

第3節 財務的意思決定と情報開示

3.1. 実績利益情報の開示

実績利益情報の開示行動に関しては、多くの先行研究が利益調整行動の観点から検証を行っており、株式発行 (Teoh et al., 1998; Rangan, 1998; Shivakumar, 2000; Cohen and Zarowin, 2010; Chen et al., 2010; Chou et al., 2010; He et al., 2010; 高原, 2012; 鈴木, 2017)、および自己株式の取得 (Gong et al., 2008a; 島田, 2013; Chiu and Liang, 2015) について、多くの先行研究で財務的意思決定との関係が検証されており、経験的証拠の蓄積は厚い²。

実績利益情報の開示に関していえば、経営者には株式発行に際して情報開示行動を変化させる、具体的には利益増加型の利益調整を行うことにより、自社の株価を上昇させ、より高価格での株式発行を行うことを意図する可能性がある。発行価格を高めることにより、発行株式数を一定とした場合にはより多額の資金調達が可能になり、資金調達額を一定とした場合にはより少ない発行株式数で所定の資金調達額を満たすことが可能となるからである。株式発行時における実績利益情報の開示行動を検証する先行研究の多くが、利益増加型の利益調整が観察されるかどうかを検証している。

Teoh et al. (1998)は、1976年から1989年にかけて公募増資を実施した1,265社をサンプルとして、公募増資実施企業による利益調整が観察されるか分析を行っている。分析の結果、

² その他に、株式交換による買収時における実績利益情報の開示行動を分析する先行研究

(stock swap acquisitions, Erickson and Wang, 1999; Louis, 2004; 浅野ほか, 2007; Botsari and Meeks, 2008; Gong et al., 2008b; 北川, 2009; Higgins, 2013) や、経営者による株式の取得や売却といった内部者取引と実績情報の開示行動の関係を検証する先行研究 (Beneish and Vargus, 2002; Cheng and Warfield, 2005; Bergstresser and Philippon, 2006; Sawicki and Shrestha, 2008) が存在する。前者については、株式交換による買収が株式発行と企業取得という2つの取引から構成されており、各取引が情報開示行動に与える影響を明確に区別することが困難だと考えられるため、ここでは議論の対象としない。また、後者については、内部者による株式の売買は企業の資本を変動させるわけではないため、本論文では扱わない。

彼らは、公募増資実施前に裁量的会計発生高が増加すること、および増資前の裁量的会計発生高が大きい企業ほど、公募増資後の長期株価パフォーマンスが悪いことを報告している。

また、Rangan (1998)は四半期決算のデータを用いて、公募増資実施企業による利益調整を検証している。1987年から1990年にかけて実施された230件の公募増資案件に基づく分析の結果、Rangan (1998)はTeoh et al. (1998)と同様に、公募増資実施前に裁量的会計発生高が増加することを確認している。加えて、公募増資前の裁量的会計発生高が正に大きい企業ほど、公募増資後に総資産利益率が低下し、公募増資後の長期株価パフォーマンスが悪いことが確認されている。

Cohen and Zarowin (2010)は、Teoh et al. (1998)やRangan (1998)が検証した会計発生高を通じた利益調整 (accrual-based earnings management) に加えて、キャッシュフローを変化させることによる利益調整、すなわち実体的利益調整 (real earnings management, real activities manipulation) を公募増資企業が行っているかどうかを検証している³。Cohen and Zarowin (2010)は、1987年から2006年にかけて実施された1,511件の公募増資案件に基づく分析の結果、公募増資企業が会計発生高による利益調整と実体的利益調整の双方を行い、利益を増加させていることを示唆する結果を提示している。加えて、Cohen and Zarowin (2010)は、公募増資後の総資産利益率の低下は、会計発生高による利益調整よりも実体的利益調整による影響が大きいことを報告している。

上述のように、先行研究では公募増資企業による利益増加型の利益調整が行われていることを示す経験的証拠が蓄積されている。さらに、公募増資に加えて第三者割当増資における利益調整もまた、先行研究における検証の対象になっている。Chen et al. (2010)は、第三者割当増資時における実績利益情報の開示行動を検証している。Chen et al. (2010)は、1997年から2003年にかけて米国の上場企業が実施した288件の第三者割当増資案件に基づく分析の結果、第三者割当増資実施企業が会計発生高による利益増加型の利益調整を行っていること、および増資前の裁量的会計発生高が大きい企業ほど、増資後の長期株価パフォーマンスが悪いことを報告している。一方で、1980年から2000年にかけて米国の上場企業が実施した289件の第三者割当増資案件をサンプルとして、利益調整行動の検証を行っているChou et al. (2010)は、第三者割当増資実施企業が会計発生高による利益調整を行うことを確認していない。

株式発行時における実績利益情報の開示行動に関する分析は、日本のデータを用いた先行研究でも行われている。高原 (2012)は2002年から2009年にかけて日本の上場企業が実施した66件の公募増資案件をサンプルとして、公募増資企業による会計発生高を通じた利益調整行動を検証している。分析の結果、高原 (2012)は公募増資企業による利益増加型の利益調整が行われていることを示唆する証拠を提示している。

³ 伊藤 (1985)は、キャッシュフローを変化させることによる利益調整を「実質的会計政策」と呼んでいる。

また、鈴木 (2017)は株式発行方法別（公募増資、第三者割当増資、転換社債）に、株式発行時における会計発生高を通じた利益調整行動を検証している。分析の結果、鈴木 (2017)は、公募増資実施企業および転換社債発行企業については、利益増加型の利益調整を行う傾向が観察されるものの、第三者割当増資実施企業については観察されないことを報告している。

株式発行時における実績利益情報の開示行動に関する先行研究を概観すると、多くの先行研究では公募増資企業による利益増加型の利益調整を示唆する証拠が提示されている一方、第三者割当増資に関しては、必ずしも一貫した経験的証拠が得られていないことがわかる。

株式発行に関する研究の蓄積と比較すると限定的ではあるものの、先行研究では自己株式取得時の実績利益情報の開示行動に関する分析も行われている。自己株式取得に関していえば、経営者は自己株式取得時に割安な価格で自社株を取得するために情報開示行動を変化させる、より具体的には利益減少型の利益調整を行う可能性がある。

Gong et al. (2008a)は 1984 年から 2002 年の間に実施された計 1,720 件の市場内買付型（open market repurchases）の自己株式取得案件を分析対象とし、自己株式取得時の利益調整および自己株式取得後の業績および株価パフォーマンスに関する分析を行っている。分析の結果、彼らは自社株買い実施企業が実施四半期および 1 四半期前に利益減少型の利益調整を行うこと、および自社株買い直前期に利益減少型の利益調整を行うほど、実施後の ROA の改善幅がより大きく、株価パフォーマンスがより高いことを報告している。

また、Chiu and Liang (2015)は、2004 年から 2008 年にかけて実施された 202 件の一括取得型（accelerated share repurchases）の自己株式取得案件を分析対象とし、自社株買い実施時の利益調整を検証している。彼らの分析結果からは、経営者が一括取得型の自社株買いの実施前に利益減少型の利益調整を行うことは確認されない。

日本企業のデータを用いて自己株式取得と実績利益情報の開示行動の関係を検証した先行研究としては、島田 (2013)が挙げられる。島田 (2013)は、自社株買い発表企業を実際の買付状況に基づいて買付企業と非買付企業に区分し、両グループ間の利益調整行動を比較している。2002 年から 2010 年の間に発表された自己株式取得案件を対象に分析を行った結果、実際に自社株の買付を行う企業ほど、棚卸資産、減価償却費および特別損益を通じて利益減少型の利益調整を行うことを示唆する結果が報告されている。

このように、財務的意思決定と実績利益情報の開示行動の関係に関する先行研究においては、経営者が財務的意思決定に際して情報開示行動を変化させることが、とりわけ利益調整行動の観点から明らかにされており、多くの経験的証拠が蓄積されている。本節では次に、本論文が最も関心を寄せている経営者予想情報の開示行動に関する先行研究を概観する。

3.2. 経営者予想情報の開示

経営者予想情報の開示に関しても、資金調達⁴(Ruland et al., 1990; Frankel et al., 1995; Lang and Lundholm, 2000; Ota, 2006; 鈴木, 2017)⁵、自己株式の取得 (Brockman et al., 2008)、株式交換による買収 (Ge and Lennox, 2011) 等、財務的意思決定との関係に関する検証が行われているものの、実績利益情報の開示と比較すると十分に研究蓄積が進展しているとはいえない⁶。

経営者予想開示に関しても、実績利益情報の開示と同様に、経営者は財務的意思決定に際して経営者は自社の株価に影響を及ぼすために、経営者予想にバイアスをかけるような開示行動を選択する可能性がある。

Ruland et al. (1990)は、財務的意思決定と経営者予想開示行動の関係を分析した研究の嚆矢である。Ruland et al. (1990)は、1980年から1985年にかけて経営者予想を公表した146社および同一業種から抽出された同数のコントロール企業をサンプルとして、資金調達⁷と経営者予想との関係を検証している。分析の結果、彼らは、経営者予想を公表した企業は公表しない企業と比較して、公表後3ヶ月以内に資金調達を行う傾向を有することを報告している。

また、Frankel et al. (1995)は、Ruland et al. (1990)と重複する1980年から1983年を分析対象期間とし、外部資金調達と経営者予想開示の関係を検証している。Frankel et al. (1995)のサンプルは、840社の経営者予想公表企業と1,040社の非公表企業から構成されており、このうち、934社が分析期間中に外部資金調達を実施している⁸。分析の結果、彼らは、分析期間中に資金調達を実施した企業ほど経営者予想を公表する確率が高いことを確認している。しかしながら、資金調達の直前期に経営者予想の公表確率が高まるわけではないことを報告している。加えて、彼らは資金調達の直前期に開示された経営者予想が楽観的な傾向を

⁴ 一部の先行研究では、株式発行、社債発行、長期負債の借入などを区別せずに分析している。

⁵ 関連する他の先行研究として、経営者予想開示が公募増資のアンダープライシングに与える影響を検証するLi and Zhuang (2012)が挙げられる。しかしながら、彼らは経営者予想開示が情報の非対称性に及ぼす影響に注目しており、本論文とは関心の対象が異なるため本論文では扱わない。経営者予想開示と情報の非対称性の関係を検証する先行研究としては他に、Coller and Yohn (1997)や村宮 (2005)がある。

⁶ 実績情報の開示と同様に、経営者予想情報の開示に関しても、経営者による株式の取得や売却といった内部者取引との関係を検証する先行研究が存在するが (Rogers and Stocken, 2005; Cheng and Lo, 2006; Cheng et al., 2013)、本論文では扱わない。

⁷ Ruland et al. (1990)は、長期負債の借入および株式発行を行った企業を資金調達企業と定義している。

⁸ Frankel et al. (1995)は、普通株式、社債、優先株式、転換社債を発行した企業を外部資金調達企業に分類しており、このうち普通株式あるいは社債発行企業が85%を占める。

有していないことを確認している⁹。

Lang and Lundholm (2000)は、公募増資時における自発的開示行動(voluntary disclosure)に関する分析を行っており、経営者予想開示は将来志向(forward-looking)情報の1つとして扱われている。彼らは、41社の公募増資実施企業と対応する同数の41社の非実施企業、計82社が公募増資公表前後3年間に開示した6,210件の自発的開示案件をサンプルとして分析を行っている。このうち、将来志向情報の開示は734件である。分析の結果、Lang and Lundholm (2000)は、公募増資前に将来志向情報の開示が増加する傾向は観察されないことを報告している。

このように、米国の企業を対象とした初期の先行研究からは、財務的意思決定時に経営者が経営者予想開示行動を変化させることを示唆する頑健な証拠は提供されていない。一方で、日本を対象とした先行研究からは、経営者が財務的意思決定時において、通常時とは異なる経営者予想開示行動を選択することを示唆する証拠が提示されている。

Ota (2006)は、1979年から1999年にかけて日本の上場会社が公表した28,593企業年の経営者予想をサンプルとして、経営者予想に係るバイアスの決定要因を分析している。Ota (2006)は、経営者予想にバイアスをもたらす要因の1つとして外部資金調達を挙げ、外部資金調達、より具体的には公募増資と社債発行¹⁰を行う企業が経営者予想開示行動を変化させるかどうかを、経営者予想の予想誤差に基づいて検証している。分析の結果、Ota (2006)は、公募増資実施企業が非実施企業よりも悲観的な経営者予想を公表すること、および社債発行企業と非発行企業の間には差がないことを報告している。この分析結果は、公募増資時に経営者予想開示行動が変化することを示唆している。

また、鈴木 (2017)は、株式発行方法別(公募増資、第三者割当増資、転換社債)に、経営者予想開示行動が変化するかどうかを、Ota (2006)と同様に経営者予想の予想誤差に基づいて検証している。2000年から2011年の日本における上場企業を対象とした分析からは、株式発行非実施企業と比較して、公募増資企業は悲観的な経営者予想を開示すること、および第三者割当増資企業および転換社債発行企業は楽観的な経営者予想を開示することを報告している。鈴木 (2017)の分析結果からは、株式発行の方法によって経営者予想開示行動が異なることが示唆される。

上述のように、日本のデータを用いて株式発行時における経営者予想開示行動を検証した先行研究であるOta (2006)および鈴木 (2017)からは、株式発行に際して経営者が通常時

⁹ Frankel et al. (1995)は、資金調達直前期に楽観的な経営者予想を開示することによる訴訟リスク等のコストが、より高い公募価格を実現するベネフィットを上回ったために、この分析結果が得られたと解釈している。複数の先行研究において、訴訟リスクと経営者予想を含むディスクロージャーの関係が検証されている(Skinner, 1997; Johnson et al., 2001; Baginski et al., 2002; Atiase et al., 2006; Rogers and Van Buskirk, 2009; Cao and Narayanamoorthy, 2011)。

¹⁰ Ota (2006)は、普通社債あるいは転換社債を発行した企業を社債発行企業として扱っている。

とは異なる経営者予想開示行動をとる可能性が示唆されている。

株式発行以外の財務的意思決定と経営者予想開示行動の関係を検証する先行研究は、さらに限定的である。自己株式取得時における経営者予想開示行動を検証した先行研究として Brockman et al. (2008)が挙げられる。Brockman et al. (2008)は、1994年から2005年にかけて628社が実施した760件の自己株式取得案件を用いて、自己株式取得実施企業が分析期間中に公表した12,301件の経営者予想をサンプルとして、自己株式取得企業の経営者予想開示行動が、自己株式取得時にどのように変化するかを分析している。分析の結果、彼らは、経営者が自己株式取得の直前にバッド・ニュースに分類される経営者予想の公表頻度 (frequency) および程度 (magnitude) を増加させていること、および悲観的なバイアスをかけた経営者予想を開示することを発見している¹¹。Brockman et al. (2008)の分析結果は、経営者が割安な価格で自社株を取得するために経営者予想開示行動を変化させることを示唆している。

Ge and Lennox (2011)は、株式交換による買収が経営者予想開示に及ぼす影響を検証する先行研究である。彼らは、1995年から2006年にかけて実施された951件の株式対価買収案件および1,835件の現金対価買収案件をサンプルとした分析を行っている。分析の結果、彼らは、株式対価買収企業が現金対価買収企業と比較して、買収前期間においてバッド・ニュースに分類される経営者予想の公表頻度が低く、およびバッド・ニュースの大きさが小さいことを報告している。一方で、買収前期間におけるグッド・ニュース予想の公表頻度および程度が、株式交換買収企業と現金対価買収企業の間で異なることは確認されていない¹²。Ge and Lennox (2011)は、分析結果からは、作為によるごまかし (deception by commission) と不作為によるごまかし (deception by omission) に対する訴訟リスクの非対称性を考慮して、経営者が経営者予想開示行動を選択することが示唆されると解釈している。

財務的意思決定と経営者予想情報の開示行動の関する先行研究を概観すると、経営者が財務的意思決定に際して情報開示行動を変化させることを示唆する証拠は提示されているものの、経験的証拠の蓄積は実績利益情報の開示行動と比較すると限定的であることがわかる。

第4節 検証課題の導出

本節では、第2節および第3節で行った先行研究のレビューに基づいて、本論文における検証課題を導出する。

¹¹ Brockman et al. (2008)は、経営者予想公表日前後3日間 (-1, +1) の累積異常収益率に基づいて、累積異常収益率が正の場合にグッド・ニュースの経営者予想、負の場合にバッド・ニュースの経営者予想と分類している。

¹² Brockman et al. (2008)と同様に、経営者予想公表日前後3日間 (-1, +1) の累積異常収益率に基づいて経営者予想を分類している。

第2節で明らかにされたように、経営者予想の情報有用性に関する経験的証拠は日本および米国の双方において相当に厚く蓄積されている。そのなかにあつて、未解明だと考えられる課題の1つは、経営者予想開示が実質的に義務付けられている日本特有の制度的環境において、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に与える影響である。上述したように、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか否かは、Hilary et al. (2014)が既に米国のデータを用いて検証している。しかしながら、米国における経営者予想の開示は自発的開示であるために、米国企業による経営者予想開示のデータを用いて実証分析を行う場合、自己選択バイアスの問題が懸念される (Verrecchia and Wang, 2011)。それゆえ、上場会社による経営者予想開示が実質的に義務付けられている日本のデータを用いて、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証することは、学術的には Hilary et al. (2014)の単なる再検証を超えた意義を有すると考えられる。加えて、米国という日本とは異なる制度的環境のもとで得られた検証結果を、そのまま日本に対して当てはめることが可能かどうかは定かではない。それゆえ、日本のデータを用いた検証は、日本における経営者予想開示に携わる経営者および投資家の双方にとって有意義であると考えられる。以上の議論に基づき、本論文における以下の第1の検証課題が導出される。

検証課題1：経営者予想のボラティリティは経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか。

本論文では次に、財務的意思決定に際しての経営者予想開示行動に関して検討する。第3節で議論したように、経営者には財務的意思決定に際して情報開示行動を変化させるインセンティブが生じる可能性があり、先行研究では経営者がそのような行動をとるのかどうかを検証している。先行研究のレビューによって、実績利益情報の開示に関しては、財務的意思決定に際して経営者が情報開示行動を変化させる、より具体的に言えば利益調整を行うことを示唆する証拠が蓄積されていることが明らかにされている。一方で、財務的意思決定時における経営者予想開示に関しては、日本および米国の双方において十分な検証がなされているとはいえないことがわかる。米国においては、訴訟リスクが経営者の情報開示行動に影響を及ぼすことを示唆する証拠が提示されている (Skinner, 1997; Johnson et al., 2001; Baginski et al., 2002; Atiase et al., 2006; Rogers and Van Buskirk, 2009; Cao and Narayanamoorthy, 2011)。それゆえ、米国においては、財務的意思決定に際して経営者が経営者予想に関する開示行動を変化させる傾向はあまり観察されないのかもしれない (Frankel et al., 1995)。日本では経営者に対する株主代表訴訟は米国ほど一般的ではないため、経営者が財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させる蓋然性はより高いと考えられる。実際に、日本のデータを用いて株式発行時における経営者予想開示行動を検証した先行研究では、経営者が経営者予想開示行動を変化させることを示唆する分析結果が得られている (Ota, 2006; 鈴木, 2017)。第1章で述べたように、日本企業にとって株式市

場の重要性は従来よりも高まりつつあり、財務的意思決定に際して経営者がどのような経営者予想開示行動をとっているのかに関して、投資家は高い関心を寄せていると考えられる。以上の議論に基づき、本論文では以下の第2の検証課題を設定する。

検証課題2：経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか。

本論文では次に、経営者予想のボラティリティが財務的意思決定時の経営者予想開示行動に影響を及ぼすのかを検証する。経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのだとすれば、経営者予想のボラティリティは、投資家にとっての経営者予想情報の信頼性（credibility, Rogers and Stocken, 2005）あるいはレピュテーション（reputation, Graham et al., 2005）といった特性を捉えている可能性がある。もしそうであるならば、経営者は財務的意思決定に際しても、経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を考慮した上で、経営者予想開示行動を選択するかもしれない。米国企業の最高財務責任者（chief financial officer, CFO）を対象としたサーベイ調査からは、経営者は自社の財務報告に対するレピュテーションを確立・維持するために経営者予想開示を含む自発的開示に関する意思決定を行うことが示唆される（Graham et al., 2005）。それゆえ、財務的意思決定に際して経営者が経営者予想開示に対するレピュテーションを維持したいと考えるのならば、過去の経営者予想のボラティリティによって、財務的意思決定時における経営者予想開示行動は異なると考えられる。過去の経営者予想のボラティリティが低い、つまり経営者予想開示に対する投資家からのレピュテーションが高い企業ほど、財務的意思決定に際しても、そのレピュテーションを維持するために、経営者予想開示行動を変化させないかもしれない。その一方で、過去の経営者予想が大きくばらついている企業、すなわち経営者予想開示に対するレピュテーションが低いと考えられる企業は、財務的意思決定の時点で既にレピュテーションが低いため、財務的意思決定に際して特定の方向にバイアスをかけるような経営者予想開示行動を選択する可能性は相対的に高いと考えられる。上述の議論は、より厳密に構築された仮説および実証的な分析に基づいて検証する必要があると考えられるため、本論文における第3の検証課題として以下を設定する。

検証課題3：経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか。

第3章 日本における予想誤差ボラティリティの実態（要約）

本章では、経営者予想のボラティリティ、より具体的には、経営者予想値と実績値の差として定義される経営者予想誤差のボラティリティについて、日本における実態を把握する。経営者予想の予想誤差ボラティリティは、筆者の知る限り Hilary et al. (2014)で初めてアーカイバル・データを用いた実証分析において検証の対象とされた指標であり、日本においてその実態を詳細に検討した先行研究は未だ存在しない。それゆえ、日本のデータを用いて予想誤差ボラティリティに関する検証を行うにあたっては、その実態を把握する必要があると考えられる。具体的には、当期純利益および経常利益の双方について、予想誤差ボラティリティを複数の測定期間で算出し、時系列での推移や業種別の傾向について検討する。併せて、予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性がどのように関係するのかについても検討する。

本章における分析結果の要約は以下の通りである。検討の結果、予想誤差ボラティリティは異なる会計利益を用いた場合でも、一定程度共通する経営者予想の時系列特性を捉えた変数であることが確認された。また、予想誤差ボラティリティは短期で測定したとしても、より長期間で測定した場合との相関は高く、予想誤差の時系列特性に関して相当程度共通する特性を捉えていることが示唆された。

予想誤差ボラティリティの時系列の推移に関する検討からは、予想誤差ボラティリティにはマクロレベルの経済環境の不確実性が反映されることが示唆された。また、業種ごとの傾向に関する検討では、業績が資源価格や製品価格の変動、景気動向の変化に左右されやすい業種ほど、予想誤差ボラティリティが高く、需要が景気動向等に左右されにくい傾向にある業種ほど、予想誤差ボラティリティが低い傾向が観察された。

予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係に関する検討からは、予想誤差ボラティリティは予想誤差の時系列特性に関して、予想誤差の持続性と共通する傾向を捉えていることが示唆された。

本論文ではここまで、第1章で研究の目的と背景に関する議論が行われた。続く第2章では、その研究の目的と背景に基づいて、関連する先行研究、具体的には経営者予想の情報有用性に関する先行研究、および財務的意思決定に際しての情報開示行動に関する先行研究に関するレビューを行い、具体的な検証課題が導出された。本章では、導出された検証課題に対する検討に先立って、日本における予想誤差ボラティリティの実態に関する検討を行った。これによって、第4章から第6章にかけて行うアーカイバル・データを用いた実証的な分析を行うための準備が完了したことになる。第4章では、経営者予想の予想誤差ボラティリティが情報有用性に及ぼす影響を検証し、続く第5章および第6章では、株式発行および自己株式取得のそれぞれについて経営者予想開示との関係に関する検証が行われる。

第4章 予想誤差ボラティリティと情報有用性¹

第1節 はじめに

本章では、第2章で導出された第1の検証課題「経営者予想のボラティリティは経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか」を検証する。

上場会社による業績予想（以下、経営者予想）の開示は、長年にわたり日本の適時開示制度において重要な役割を担ってきた。伊藤（2011）によれば、日本における経営者予想の開示は、東証記者クラブ（兜倶楽部）が上場会社に対して売上高、経常利益、純利益および配当に関する次期予想の開示を要請したことに端を発する。1980年には全国証券取引所協議会が行った決算短信の様式改定に伴い、取引所が上場会社に対して経営者予想の開示を要請している。その後、経営者予想開示に関しては1999年、2006年、2012年に相次いで見直しが行われてきた。とりわけ2012年の見直しでは開示形式の規定が緩和され、開示しない場合に必要とされた東証への「事前相談」や「理由の開示」の要請が廃止されるなど、より柔軟な経営者予想の開示が認められるようになった²。しかしながら、このような経営者予想開示に関する要請の見直しを経てもなお、2017年3月期決算の上場会社のうち、96.5%が決算短信において経営者予想を開示している³。

本章では、経営者予想の開示が実質的に義務化されてきたために、各企業の複数期間にわたる予想情報の入手が容易であるという日本の制度的特徴に注目し、第1の検証課題「経営者予想のボラティリティは経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか」を、予想誤差⁴ボラティリティと経営者予想公表時の株価反応の関係を分析することにより検証する。経営者予想の情報有用性に関する研究領域では、主として予想誤差の中心的傾向⁵に焦点が当てられてきた。とりわけ、予想誤差の絶対値（の平均値）として測定される、予想精度が高い経営者予想を過去に公表していた企業ほど、経営者予想が投資家およびアナリストの期待改訂に影響を及ぼすことが明らかにされている（Williams, 1996; Hutton and Stocken, 2009）。一方で予想誤差のボラティリティについては、これまで必ずしも十分に注意が払われていなかった。Hilary et al. (2014)は、予想精度には過去の予想誤差がどの程度ばらついていたかという情報が織り込まれていないため、経営者予想情報が投資家の意思決定にどの程度

¹ 本章は調（2017）を加筆修正したものである。

² 「業績予想開示に関する実務上の取扱いについて」（東京証券取引所、2012年3月21日）

³ 「平成29年3月期決算発表状況の集計結果について」（東京証券取引所、2017年6月2日）

⁴ 本章では、予想誤差を（当期経営者予想値－当期実績値）として定義したうえで議論を進める。ただし、分析においては前期末株式時価総額で基準化する。

⁵ 中心的傾向（central tendency）とは、平均値や中央値、最頻値といった統計量で表される、データの集合の傾向を指す。

有用であるかどうかを、予想精度では十分に捉えられない可能性を指摘している。また、Verrecchia and Wang (2011)が指摘するように、経営者予想が任意開示である米国のデータを用いた場合、自己選択バイアスの問題が懸念される。他方、日本においては、証券取引所の要請に従い、ほぼすべての上場会社が経営者予想を開示しているため、このようなバイアスが分析結果に影響を及ぼす可能性は低いと考えられる。それゆえ、本章では予想誤差のボラティリティに焦点を合わせ、経営者予想利益に対する株価反応との関係を日本企業のデータを用いて分析することにより、第1の検証課題「経営者予想のボラティリティは経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか」を検証する。

本章の構成は次のとおりである。第2節では先行研究の整理を行い、本章で検証する仮説を提示する。第3節においては、リサーチ・デザインおよびサンプル抽出に関する説明を行う。第4節では、主分析の分析結果に加えて、追加分析の結果を報告する。第5節は本章のまとめである。

第2節 先行研究の整理および仮説構築

2.1. 先行研究の整理

経営者予想に関する研究の一領域として、経営者予想の情報有用性を検証する研究分野が存在する⁶。当該分野における初期の研究では、経営者予想の公表に対して投資家が反応することを示す経験的証拠、すなわち経営者予想が投資意思決定において有用な情報を提供することを示唆する証拠が蓄積されてきた (Patell, 1976; Waymire, 1984; Conroy et al., 1998)⁷。さらに、その後の研究では経営者予想の情報有用性に影響を与える要因として、予想誤差の中心的傾向、とりわけ予想精度に関する分析が行われている。Williams (1996)は、過去に経営者予想がアナリスト予想よりも高い予想精度を有していた企業ほど、経営者予想公表後のアナリスト予想の改訂幅が大きいことを明らかにしている。また、Hutton and Stocken (2009)は経営者予想利益に対する株価反応を分析し、過去の経営者予想精度が高い企業ほど経営者予想利益に対する株価反応が大きいことを報告している。また、高須 (2013)は日本のデータを用いた分析を行い、過去の経営者予想の予想精度が高いほど、あるいは過去の経営者予想が悲観的なほど、経営者予想利益に対する株価反応が大きいことを報告している。以上のように、これまでの研究では、予想誤差の中心的傾向と経営者予想の情報有用性との関係に関する経験的証拠の蓄積が、日本および米国の双方において進められている。

⁶ 第2章で先行研究のレビューをより包括的に行っている。

⁷ 円谷 (2011)は、日本 IR 協議会が 2011 年 2 月に実施した「IR 活動の実態調査」の結果に基づき、上場企業の IR (investor relations) 担当者は経営者予想と株価水準に密接な関連性があるとの認識を有する、と指摘している。したがって、情報提供者である企業・経営者もまた、経営者予想が株式投資家の投資意思決定に有用な情報であると考えていることが示唆される。

本章では、先行研究で主たる関心の対象となっていた予想誤差の中心的傾向から視座を移し、予想誤差の時系列特性の企業間差異が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を、予想誤差のボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応の関係を分析することにより検証する。予想誤差のボラティリティを用いることにより、経営者予想の時系列特性に関する個別企業間の差異が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証することが可能となる。先行研究では、予想誤差の時系列特性を分析する手法として、Ota (2006)や清水 (2007)、Gong et al. (2011)が採用する、予想誤差の持続性に着目するアプローチと、Hilary et al. (2014)が採用する、予想誤差のボラティリティに着目するアプローチの2つが主として用いられている。

Ota (2006)および清水 (2007)は、日本企業を対象に分析を行い、予想誤差に持続性が存在すること、すなわち前期の予想誤差と当期の予想誤差の間に平均的には有意な正の相関関係が存在することを確認している⁸。さらに、これらの先行研究では観察された予想誤差の持続性を前提とした上で、経営者予想が新たに公表された時点で投資家が観察可能な、各企業の経営者予想の予想誤差に基づいた投資戦略をとることにより、正の超過リターンを得られることを示唆する結果を提示している。このことは、投資家が予想誤差の持続性に関する情報を速やかに織り込んだ上で投資意思決定を行えていない可能性を示唆している。Gong et al. (2011)は、米国企業を対象に予想誤差の持続性が存在することを確認した上で、アナリストが自身のアナリスト予想を改訂する際に、予想誤差に持続的な傾向が存在することを部分的には織り込むことを明らかにしている。

Hilary et al. (2014)は、2002年から2010年にかけて公表された四半期利益に関する経営者予想をサンプルとして、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を、経営者予想公表に対する株価反応とアナリスト予想の改訂を分析することにより検証している。分析の結果、彼らは、過去の経営者予想のボラティリティが小さい企業ほど経営者予想利益に対して株価がより強く反応すること、およびアナリスト予想の改訂幅がより大きいことを報告している。加えて、投資家が洗練されているほど、あるいはアナリストが経験豊富なほどその傾向がより顕著になることが明らかにされている。Hilary et al. (2014)の分析結果は概して、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすことを示唆しているといえる。

予想誤差の持続性に関する分析では、予想誤差の自己回帰モデルの回帰係数が用いられており、予想誤差の持続性に関する主要な先行研究であるOta (2006)や清水 (2007)、Gong et al. (2011)はいずれも、個別企業ごとではなくクロスセクション・データあるいはパネル・データにおいて自己回帰モデルの推定を行っている。それゆえ、予想誤差の持続性に関する

⁸ その他に、Kato et al. (2009)もまた日本企業を対象にした分析から、日本企業は平均的に期初時点で楽観的な経営者予想を開示し、その楽観的傾向は過去に楽観的な予想を開示していた企業ほど顕著であることを報告している。

分析ではサンプルの全体的な傾向を測定していることになり、経営者予想の時系列特性に関する個別企業間の差異が経営者予想の情報有用性にどのような影響を及ぼしうるのかを検証することは難しいと考えられる。

他方、経営者予想のボラティリティ、より具体的には各企業の予想誤差のボラティリティを用いる場合には、個々の企業の予想誤差の時系列特性の差異が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証することが可能となる。投資家やアナリストは、投資意思決定あるいはアナリスト予想の改訂に際して、公表された経営者予想情報を利用しているため、サンプルの全体的な傾向よりもむしろ、個々の企業の経営者予想の時系列特性により強い関心を寄せていると考えられる。加えて、経営者予想の公表に対して投資家やアナリストが反応することを踏まえれば、経営者予想を公表する企業・経営者もまた、経営者予想利益に対する株価反応がどのような要因に影響されるのかについて、高い関心を有していると考えられる。したがって、予想誤差ボラティリティに注目し、予想誤差ボラティリティの企業間差異が経営者予想利益に対する株価反応に影響を及ぼすかを検証することは、投資家・アナリストおよび経営者の双方に対して実務的意義を有すると考えられる。それゆえ、本章は予想誤差ボラティリティを分析の俎上に載せ、経営者予想利益に対する株価反応との関係を分析する。

本章は、予想誤差ボラティリティを用いて、予想誤差の時系列特性の企業間差異が情報有用性に及ぼす影響の検証を目的とするという点で、Hilary et al. (2014)と同様の問題意識に基づいて分析を行っているが、Hilary et al. (2014)に対しては次の2点から追加的な貢献があると考えられる。第1に、日本企業のデータを用いて分析を行っている点である。Verrecchia and Wang (2011)は、経営者予想に関する研究の蓄積が進む米国のデータを用いた場合、経営者予想が任意開示であるために自己選択バイアスの問題が懸念されることを指摘している。他方で、日本においては、ほぼすべての上場会社が経営者予想を開示しているため、このようなバイアスが分析結果に影響を及ぼす可能性は低いと考えられる⁹。したがって、アーカイバル・データを用いて経営者予想に関する実証研究を行う場合、日本企業のデータを用いることによって、より自己選択バイアスの影響が少ない分析を行うことが可能になると考えられる。第2に、本章では予想誤差ボラティリティの変化に関する分析も行っている点である。日本においては、経営者予想の開示が実質的に義務化されてきたために、任意開示である米国と比較して各企業の予想情報を複数期間に渡って継続的に取得することが容易である。本章では、このような制度的特徴を活用して、予想誤差ボラティリティの変化が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証する。

⁹ 東京証券取引所が2017年6月に公表した「平成29年3月期決算発表状況の集計結果について」によれば、2017年3月期決算の上場会社のうち、96.5%が決算短信において経営者予想を開示している。

2.2. 仮説構築

本節では利益のボラティリティと利益の予測可能性 (predictability) に関する Dichev and Tang (2009) の議論に基づいて、予想誤差ボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応の関係に関する仮説を構築する。

Dichev and Tang (2009) は、次期利益 (E_{t+1}) を当期利益 (E_t) に回帰する、1次自己回帰の利益予想モデルである(1)式を設定している。

$$E_{t+1} = \alpha + \beta E_t + \varepsilon \quad (1)$$

(1)式の両辺の分散をとることにより、

$$\text{Var}(E_{t+1}) = \beta^2 \text{Var}(E_t) + \text{Var}(\varepsilon) \quad (2)$$

となる。なお、ここでは前期の利益 E_t とノイズ ε の間には相関がないと仮定している。Dichev and Tang (2009) によれば、(1)式におけるノイズの分散は、利益予想係数 β の影響を考慮した後に残存する利益のボラティリティを捉えているため、(2)式の $\text{Var}(\varepsilon)$ は(1)式の利益予想モデルにおける利益の予測可能性を表している。

次に、経営者予想の情報有用性に関する先行研究で主に分析されてきた、次期利益の経営者予想値 (MF_{t+1}) と実績値の差として測定される予想誤差 (MFE_{t+1}) は以下のように定義される。

$$MFE_{t+1} = MF_{t+1} - E_{t+1} \quad (3)$$

予想誤差の分散は(4)式のように表される。

$$\begin{aligned} \text{Var}(MFE_{t+1}) &= \text{Var}(MF_{t+1} - E_{t+1}) \\ &= \text{Var}(MF_{t+1}) - 2\text{cov}(MF_{t+1}, E_{t+1}) + \text{Var}(E_{t+1}) \end{aligned} \quad (4)$$

(4)式の左辺である $\text{Var}(MFE_{t+1})$ は、 $2\text{cov}(MF_{t+1}, E_{t+1})$ の減少関数になっているため、経営者予想値と次期利益の共分散が大きくなるほど、つまり経営者予想値で次期利益を予測できる程度が高くなるほど、予想誤差の分散が小さくなることを(4)式は示している。それゆえ、予想誤差の標準偏差は、(2)式の $\text{Var}(\varepsilon)$ と同様に、将来利益の予測可能性を捉えていると考えられる。また、Hilary et al. (2014) は予想誤差の標準偏差を用いて、予想誤差ボラティリティが経営者予想の公表に対する株価反応に及ぼす影響を検証している。それゆえ本章では、予想誤差の標準偏差を用いて、予想誤差ボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応の関係を分析する。

投資家にとっての情報有用性は、投資家が任意の情報に基づいてどの程度正確に将来キャッシュフローを予想できるか、に依る部分が大きいと考えられる。大日方 (2013a)は、会計情報が投資意思決定に有用であるためには、投資家による企業価値の算定に資すること、および企業の将来キャッシュフローの予測に資することが必要だと指摘している。また、Dechow et al. (1998)は、利益情報が将来キャッシュフロー予測に資することをモデル分析によって示している。それゆえ、経営者予想利益に基づく将来利益の予測可能性は、投資家にとっての経営者予想の情報有用性を構成する要素の一つであると言えるだろう。以上の議論から、本章では予想誤差ボラティリティが小さい(大きい)ほど、つまり予想誤差の標準偏差が小さい(大きい)ほど、経営者予想に基づく将来利益の予測可能性が高い(低い)ため、投資家にとっての情報有用性が高く(低く)、経営者予想利益に対する株価反応が大きい(小さい)と予想する。以上より、次の仮説を導出する。

仮説1：予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が大きい。

本章では次に、各企業における予想誤差ボラティリティの変化へと分析を拡張することにより、個々の企業における時系列での変化が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証する。予想誤差の標準偏差が経営者予想に基づく将来利益の予測可能性を捉えている、という仮説1に関する上述の議論を前提とすれば、予想誤差ボラティリティの上昇は、経営者予想に基づく将来利益の予測可能性の低下、ひいては経営者予想の情報有用性の低下を意味すると考えられる。それゆえ、予想誤差ボラティリティの上昇幅が大きい企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が小さいと予想し、次の仮説を導出する。

仮説2：予想誤差ボラティリティが上昇する企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が小さい。

経営者予想の開示が任意とされている米国企業を対象に、経営者予想の開示を取りやめる要因を検証する研究では、自社が開示した予想値あるいはアナリスト予想値の未達成や業績の悪化を経験した企業が、開示を中止する傾向を有することを報告している (Houston et al., 2010; Feng and Koch, 2010)。米国企業を対象とする場合、予想誤差ボラティリティの変化を観察可能なサンプルが、予想達成企業や業績の良好な企業に限定されることにより、サンプルに偏りが生じる恐れがある。一方、日本企業は経営者予想の開示が実質的に義務化されているため (Kato et al., 2009; Iwasaki et al., 2015)、このようなサンプル・バイアスが分析結果に影響を及ぼす可能性は低いと考えられる¹⁰。この点は、予想誤差ボラティリティ

¹⁰ 2012年3月に行われた経営者予想開示に関する要請の見直し以前においては、経営者予想を

の変化が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証する際に、日本企業のデータを用いて分析を行う利点の一つであると考えられる。

第3節 リサーチ・デザインおよびサンプル

3.1. リサーチ・デザイン

本節では、前節で導出した仮説の検証を行うためのリサーチ・デザインを提示し、サンプル抽出条件を説明する。本章では、予想誤差ボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応との関係に関する仮説1の検証にあたって、以下の(5)式を推定する。

$$CAR_{i,t} = \alpha + \beta_1 MFNews_{i,t} + \beta_2 MFEVOL_{i,t-1} + \beta_3 MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1} + \beta_4 EarningsSurprise_{i,t-1} + \beta_5 DividendNews_{i,t} + \beta_6 DividendSurprise_{i,t-1} + \delta Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

ここで、 $CAR_{i,t}$ は標準的なマーケット・モデルの推定¹¹に基づいて算定した、経営者予想公表日の前後1営業日(-1,+1)、3日間の累積異常リターンである。 $MFNews_{i,t}$ は予想ニュースであり、t-1期の決算短信公表時に決算短信上で開示されるt期の期初¹²経営者予想純利益からt-1期実績純利益を減じ、t-1期末株式時価総額で基準化して算出する¹³。 β_1 は有意な正の値を示すと予想される。

予想誤差の標準偏差 $MFEVOL_{i,t-1}$ は、t期の経営者予想公表時点で観察可能な直近3期、つまりt-3期からt-1期の予想誤差の標準偏差をとる。予想誤差は、各期の経営者予想純利

開示しない場合に、東京証券取引所に対して事前相談を行うことや、決算短信において経営者予想を開示しない理由を記載することが、上場会社に対して要請されていた。加えて、証券業に属する企業を除くほぼ全ての上場会社が経営者予想を開示していたことから、経営者予想の開示取りやめの実務的なハードルは相当に高かったと推察される。

¹¹ マーケット・モデルの推定期間は、経営者予想公表日の210営業日前から11営業日前(-210,-11)、200日間であり、マーケット・リターンの算出には東証株価指数(TOPIX)を用いている。

¹² 本章では、当期の決算短信において開示される期初時点の経営者予想(期初経営者予想)を分析対象とする。

¹³ 経営者予想公表によって株式市場に明らかになる情報内容、すなわち予想ニュースをこのように算定することは、t期の経営者予想公表前のt期の株式市場の期待利益が、t-1期の実績利益であることを暗黙裡に仮定することになる。このような仮定は幾分単純にすぎる仮定かも知れない。先行研究では、株式市場の期待利益をアナリストのコンセンサス予想で代理する研究が多いが、日本企業を対象にした分析では、アナリストがカバーする企業数は少なく、カバーされる企業も東証一部上場企業に偏る傾向が見られることが知られている(太田・河瀬,2014)。それゆえ、本章ではコンセンサス予想の使用に係る問題点に鑑み、本文中に記載する方法を用いて予想ニュースを算定する。

益から各期の実績純利益を減じて、前期末の株式時価総額で除した値である。本章では、 $MFNews_{i,t}$ と $MFEVOL_{i,t-1}$ の交差項である $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ を説明変数に加える。 $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ は、 $CAR_{i,t}$ と $MFNews_{i,t}$ の関係が $MFEVOL_{i,t-1}$ によって異なるかどうかを捉える変数であり、予想誤差ボラティリティが小さいほど経営者予想利益に対する株価反応が大きいのであれば、この交差項の係数 β_3 は負の値を示すと考えられる。したがって、本章では仮説1から β_3 は有意な負の値になると予想する。

$EarningsSurprise_{i,t-1}$ は利益サプライズであり、 $t-1$ 期実績純利益から $t-1$ 期最終経営者予想純利益を減じ、 $t-2$ 期末株式時価総額で基準化した値である¹⁴。 $DividendNews_{i,t}$ は配当予想ニュースであり、 t 期経営者予想一株当たり配当から $t-1$ 期実績一株当たり配当を減じ、 $t-1$ 期末株価で基準化して算出する。 $DividendSurprise_{i,t-1}$ は配当サプライズであり、 $t-1$ 期実績一株当たり配当から $t-1$ 期最終経営者予想一株当たり配当を減じ、 $t-2$ 期末株価で基準化した値である。これらの変数は、決算短信公表時に予想ニュースと同時に開示される、その他の情報をコントロールするために加えられる変数であり、サプライズ変数 ($EarningsSurprise_{i,t-1}$, $DividendSurprise_{i,t-1}$) については、最終予想値を減じることにより、各企業の期中修正行動の違いを考慮している。それぞれの変数の係数 β_4 , β_5 および β_6 は、いずれも有意な正の値を示すと予想される。

また、本章ではその他のコントロール変数 $Controls$ として、 $t-1$ 期末株式時価総額の自然対数 ($Ln(MV)_{i,t-1}$)、 $t-1$ 期末時価簿価比率¹⁵の自然対数 ($Ln(PBR)_{i,t-1}$)、 $t-5 \sim t-1$ 期の自己資本純利益率の標準偏差 ($ROEVOL_{i,t-1}$)、経営者予想公表前120日間の株式リターンから同一期間の東証株価指数 (TOPIX) のリターンを控除して算出された、経営者予想公表前累積株式リターン ($Return_{i,t}$)、経営者予想公表前120日間の株式リターンの標準偏差 ($ReturnVOL_{i,t}$)、減益予想ダミー $D_BadMFNews_{i,t}$ (減益予想の場合に1をとるダミー変数)、赤字予想ダミー

¹⁴ 円谷 (2008) は、実績利益を経営者予想の修正値として公表する、「同値発表企業」が存在することを明らかにしている。本章の研究・デザイン上、このような企業の利益サプライズはゼロと計算されることになる。本章の主分析では、このような企業年観測値をサンプルに含めて分析を行っているが、当該観測値をサンプルから除外した場合にも分析結果が大きく異なることを確認している。具体的には、売上高、経常利益および純利益に関する決算短信公表前の最終予想値が実績値と等しい企業を同値発表企業と定義し、同値発表企業年観測値 ((5)式のその他のコントロール変数 $Controls$ を全て含めた ALL モデルにおいては3,430企業年観測値、(6)式の ALL モデルにおいては3,335企業年観測値) を除外したうえで、再度推定を行っている。(5)式の推定において主たる関心を寄せる変数である $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ の係数についていえば、主分析においては-0.088 ($p < 0.01$) であり、同値発表企業年観測値を除外した場合には-0.095 ($p < 0.01$) となり、大きく異なる。同様に、(6)式の推定において主たる関心を寄せる変数である $MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$ の係数は、主分析においては-0.220 ($p < 0.01$) であり、同値発表企業年観測値を除外した場合には-0.240 ($p < 0.01$) となり、大きく異なる。

¹⁵ 株式時価総額を自己資本簿価で除した値として定義される。

$D_MFLoss_{i,t}$ (赤字予想の場合に1をとるダミー変数)、予想精度ダミー $D_MFAccuracy_{i,t-1}$ ($t-3\sim t-1$ 期の予想精度(予想誤差の絶対値)の平均値が産業年の中央値よりも小さい場合に1をとるダミー変数)¹⁶、および年度ダミー、産業ダミーを加える。 $D_BadMFNews_{i,t}$ 、 $D_MFLoss_{i,t}$ および $D_MFAccuracy_{i,t-1}$ の3つのダミー変数に関しては、それぞれ単独項とともに $MFNews_{i,t}$ との交差項($MFNews_{i,t} \times D_BadMFNews_{i,t}$, $MFNews_{i,t} \times D_MFLoss_{i,t}$, $MFNews_{i,t} \times D_MFAccuracy_{i,t-1}$)をコントロール変数として加える。先行研究では、過去の予想精度が高い企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が大きいことが明らかにされている(Hutton and Stocken, 2009; 高須, 2013)。それゆえ、本章では、過去の予想精度が各産業・各年度において相対的に高いことを示す変数である予想精度ダミー $D_MFAccuracy_{i,t-1}$ と $MFNews_{i,t}$ の交差項 $MFNews_{i,t} \times D_MFAccuracy_{i,t-1}$ の係数は、有意な正の値を示すと予想する。また、先行研究では、株式市場はグッド・ニュースと比較してバッド・ニュースに対してより強く反応すること(Jennings, 1987; Williams, 1996)、および黒字予想と比較して赤字予想に対してより弱い反応を示すこと(Rogers and Stocken, 2005)が明らかにされている。それゆえ、本章では、 $MFNews_{i,t} \times D_BadMFNews_{i,t}$ の係数は有意な正の値をとり、 $MFNews_{i,t} \times D_MFLoss_{i,t}$ の係数は有意な負の値を示すと予想する。

本章では次に、以下の(6)式を推定することにより仮説2を検証する。

$$CAR_{i,t} = \alpha + \beta_1 MFNews_{i,t} + \beta_2 \Delta MFEVOL_{i,t-1} + \beta_3 MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1} + \beta_4 Earnings Surprise_{i,t-1} + \beta_5 Dividend News_{i,t} + \beta_6 Dividend Surprise_{i,t-1} + \delta Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

ここで、 $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ は予想誤差の標準偏差の変化を表す変数である。予想誤差ボラティリティの変化が経営者予想利益に対する株価反応に及ぼす影響を分析するために、 t 期の経営者予想公表時点で観察可能な直近4期、つまり $t-4$ 期から $t-1$ 期の予想誤差の標準偏差から、直近の t 期を除く $t-4$ 期から $t-2$ 期の予想誤差の標準偏差を減じることにより、予想誤差の標準偏差の変化 $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ を算出する。本章では、 $MFNews_{i,t}$ と $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ の交差項である $MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$ を説明変数に加える。 $MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$ は、 $CAR_{i,t}$ と $MFNews_{i,t}$ の関係が $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ によって異なるかどうかを捉える変数であり、予想誤差ボラティリティが上昇するほど経営者予想利益に対する株価反応が小さいのならば、この交差項の係数 β_3 は負の値を示すと考えられる。したがって、本章では仮説2から β_3 は有意な負の値に推定されると予想する。

その他のコントロール変数 *Controls* のうち予想精度に関するコントロール変数は、 $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ と整合性を持たせるために、(5)式の予想精度ダミー $D_MFAccuracy_{i,t-1}$ から予想

¹⁶ 予想精度の値 $MFAccuracy_{i,t-1}$ 、および予想ニュース変数との交差項 $MFNews_{i,t} \times MFAccuracy_{i,t-1}$ を説明変数として加えてモデルを推定した場合、一部の变数で VIF (variance inflation factor) が一般に多重共線性が疑われる基準値である 10 を上回っており、多重共線性が懸念される。それゆえ、本章では予想精度をダミー変数に変換した上でモデルに加えている。

精度低下ダミー $D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$ ($t-4 \sim t-1$ 期の予想精度が $t-4 \sim t-2$ 期の予想精度よりも悪化した場合に 1 をとるダミー変数) に変更する。その他の変数に関しては(5)式と同一であり、 $D_BadMFNews_{i,t}$ 、 $D_MFLoss_{i,t}$ および $D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$ の 3 つのダミー変数に関しては、(5)式と同様にそれぞれ単独項とともに $MFNews_{i,t}$ との交差項 ($MFNews_{i,t} \times D_BadMFNews_{i,t}$, $MFNews_{i,t} \times D_MFLoss_{i,t}$, $MFNews_{i,t} \times D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$) をコントロール変数として加える。表 4-1 には本章の分析で用いる変数の定義が示されている。

表 4-1. 変数の定義

$CAR_{i,t}$	マーケット・モデルの推定に基づいて算定した、経営者予想公表日の前後1営業日 (-1,+1), 3日間の累積異常リターン. マーケット・モデルの推定期間は、経営者予想公表日の210営業日前から11営業日前 (-210, -11), 200日間であり、マーケット・リターンの算出には東証株価指数 (TOPIX) を用いている.
$MFEVOL_{i,t-1}$	t期の経営者予想公表時点で観察可能な直近3期 (t-3期~t-1期) の予想誤差の標準偏差. 予想誤差は、各期の経営者予想純利益から各期の実績純利益を減じて、前期末の時価総額で基準化した値.
$\Delta MFEVOL_{i,t-1}$	t期の経営者予想公表時点で観察可能な直近4期 (t-4期~t-1期) の予想誤差の標準偏差から、直近のt期を除くt-4期からt-2期の予想誤差の標準偏差を減じることにより算出された、予想誤差の標準偏差の変化.
$MFNews_{i,t}$	t期の期初経営者予想純利益からt-1期実績純利益を減じ、t-1期末時価総額で基準化して算出された、経営者予想利益ニュース.
$EarningsSurprise_{i,t-1}$	t-1期実績純利益からt-1期最終経営者予想純利益を減じ、t-2期末時価総額で基準化して算出された、実績利益サプライズ.
$DividendNews_{i,t}$	t期経営者予想一株当たり配当からt-1期実績一株当たり配当を減じ、t-1期末株価で基準化して算出された、経営者予想配当ニュース.
$DividendSurprise_{i,t-1}$	t-1期実績一株当たり配当からt-1期最終経営者予想一株当たり配当を減じ、t-2期末株価で基準化して算出された、実績配当サプライズ.
$Ln(MV)_{i,t-1}$	t-1期末株式時価総額の自然対数.
$Ln(PBR)_{i,t-1}$	t-1期末時価簿価比率の自然対数. 時価簿価比率は株式時価総額を自己資本簿価で除した値.
$ROEVOL_{i,t-1}$	t-5~t-1期の自己資本純利益率の標準偏差.
$Return_{i,t}$	経営者予想公表前120日間の株式リターンから同一期間のTOPIXのリターンを控除して算出された、累積株式リターン.
$ReturnVOL_{i,t}$	経営者予想公表前120日間の株式リターンの標準偏差.
$D_BadMFNews_{i,t}$	t期の期初経営者予想純利益が減益予想の場合に1をとるダミー変数.
$D_MFLoss_{i,t}$	t期の期初経営者予想純利益が赤字予想の場合に1をとるダミー変数.
$D_MFAccuracy_{i,t-1}$	t-3~t-1期の予想精度 (予想誤差の絶対値) の平均値が産業年の中央値よりも小さい場合に1をとるダミー変数.
$D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$	t-4~t-1期の予想精度がt-4~t-2期の予想精度よりも悪化した場合に1をとるダミー変数.

3.2. サンプル

本章では、分析に用いる全てのデータを NEEDS Financial QUEST 2.0 から取得している。本章が分析対象とするのは、2000 年度¹⁷から 2016 年度における決算に関する期初経営者予想であり、以下の条件を満たす企業年観測値がサンプルに含まれている。サンプル抽出条件は、①日本の株式市場に上場し日本の会計基準を用いる企業、②銀行業・証券業・保険業・その他金融業などの金融業を除く業種に属する企業¹⁸、③決算月数が 12 ヶ月である企業、④当期の決算短信上で次期の期初経営者予想を開示している企業¹⁹、⑤(5)式あるいは(6)式の基本モデルに含まれる変数が全て入手可能な企業、である²⁰。(5)式の推定における初期サ

¹⁷ 2000 年度には、2000 年 4 月期から 2001 年 3 月期を決算期とする企業年観測値が含まれる。他の年度も同様である。NEEDS Financial QUEST 2.0 における経営者予想に関するデータの収録期間は 1997 年 1 月期以降であり、予想誤差の標準偏差 $MFEVOL_{i,t-1}$ を算出するには過去 3 期の予想誤差が必要となる。それゆえ、サンプル期間は過去 3 期の予想誤差が算出可能である 2000 年度（2000 年 4 月期から 2001 年 3 月期）以降に限定される。

¹⁸ 業種分類は日経業種中分類に基づく。

¹⁹ NEEDS Financial QUEST 2.0 においては、当期純利益の予想がレンジで開示されている場合、下限値が収録されている。また、配当予想に関しては、レンジで開示されている場合には下限値および上限値の双方が収録されている。それゆえ、本章の分析では、当期純利益の予想がレンジで開示されている場合、下限値を用いていることになり、利益予想に関するレンジ開示の扱いと整合性を持たせるため、配当予想に関してもレンジ予想の場合には下限値を用いている。加えて、一部の企業は、売上高や経常利益、当期純利益といった項目のうち、一部の項目に関する経営者予想を開示していない場合がある。本章では、頑健性分析として、一部項目に関する経営者予想を開示していない観測値が分析結果に及ぼす影響を取り除くために、売上高あるいは経常利益に関する経営者予想を開示していない観測値を除外した上で再度推定を行っている。一部項目に関する経営者予想を開示していない観測値は、(5)式のその他のコントロール変数 *Controls* を全て含めた ALL モデルにおいては 15 企業年観測値、(6)式の ALL モデルにおいても 15 企業年観測値であり、再推定の結果、本章は分析結果が大きく異なることを確認している。具体的には、(5)式の推定において主たる関心を寄せる変数である $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ の係数についていえば、主分析においては -0.088 ($p < 0.01$) であり、一部項目に関する経営者予想を開示していない企業年観測値を除外した場合には -0.088 ($p < 0.01$) となり、ほぼ異なる。同様に、(6)式の推定において主たる関心を寄せる変数である $MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$ の係数は、主分析においては -0.220 ($p < 0.01$) であり、一部項目に関する経営者予想を開示していない企業年観測値を除外した場合には -0.220 ($p < 0.01$) となり、ほぼ異なる。

²⁰ 主分析では、決算月の異なる全ての企業を分析対象としてサンプルに含めているが、経営者予想利益に対する株価反応は公表月によって異なる可能性が存在する。それゆえ、分析結果の頑健性を確認するために、分析対象企業を 3 月期決算企業に限定した上で、再度(5)式および(6)式を推定する。紙幅の都合上、推定結果を詳細に報告することはしないが、分析対象企業を 3 月期決算企業に限定した場合にも、(5)式および(6)式の推定結果は質的に主分析の結果と大きく異なる

サンプル・サイズは 40,895 企業年, (6)式の推定における初期サンプル・サイズは 38,096 企業年である. なお, 異常値が分析結果に及ぼす影響を考慮して, 各連続変数の上下 1%を上下 1 パーセンタイル値に置換している. 表 4-2 は分析に用いるサンプルにおける観測値の分布を報告している.

表 4-2. 業種別および年度別の観測値分布

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	業種別合計
食品	75	114	112	116	122	127	128	117	114	113	115	106	114	111	112	113	110	1,919
繊維	40	50	51	53	47	51	51	40	44	37	43	39	41	42	40	43	41	753
パルプ・紙	19	24	21	23	21	23	25	23	22	21	21	21	22	18	20	21	22	367
化学	108	161	164	167	175	179	181	175	172	157	167	155	176	174	175	178	171	2,835
医薬品	39	46	44	43	43	43	40	39	37	37	44	42	44	39	36	38	36	690
石油	4	8	8	7	8	8	7	9	9	8	5	10	11	10	12	11	10	145
ゴム	12	18	21	21	19	18	19	18	18	16	19	13	18	18	18	18	17	301
窯業	40	57	51	58	57	58	58	52	51	49	49	45	53	50	47	47	50	872
鉄鋼	27	36	33	36	40	42	45	41	41	29	29	17	30	28	25	23	22	544
非鉄金属	83	110	110	113	113	115	117	108	104	96	95	84	99	102	105	106	108	1,768
機械	138	189	194	192	199	197	196	186	193	172	181	164	195	200	198	191	198	3,183
電気機器	132	193	185	181	187	207	212	199	209	181	203	182	211	202	201	205	199	3,289
造船	3	4	3	3	4	5	5	5	6	6	6	6	4	3	3	4	5	75
自動車	48	67	65	71	67	70	72	69	72	34	42	12	68	70	62	59	58	1,006
輸送用機器	12	15	16	11	12	13	13	12	13	12	10	5	11	11	10	9	10	195
精密機器	25	36	31	31	37	39	38	37	37	35	36	35	42	45	44	42	41	631
その他製造	52	80	86	87	92	90	89	87	90	89	101	92	104	105	103	101	103	1,551
水産	5	9	8	8	8	9	9	7	8	9	10	9	10	10	8	6	8	141
鋁業	4	6	7	7	6	6	4	4	5	4	6	7	8	7	6	6	5	98
建設	120	161	167	158	159	158	156	145	141	138	149	141	152	153	156	158	158	2,570
商社	162	240	240	252	277	279	291	280	272	273	297	271	299	302	301	311	308	4,655
小売業	116	141	143	155	177	185	176	173	173	181	212	209	212	210	207	202	205	3,077
不動産	31	47	47	46	48	55	63	68	78	67	73	87	85	86	81	79	85	1,126
鉄道・バス	15	24	24	31	31	26	27	23	24	24	27	22	24	27	27	28	28	432
陸運	24	28	25	28	31	31	30	32	32	33	35	26	33	34	33	30	31	516
海運	8	12	13	15	14	16	16	15	14	12	9	8	6	7	8	9	8	190
空運	2	3	3	3	4	3	5	2	2	2	2	2	2	2	2	3	4	46
倉庫	25	34	33	34	35	35	37	36	36	35	33	33	36	34	33	33	34	576
通信	9	12	12	11	16	16	19	23	23	23	25	25	26	24	24	22	25	335
電力	2	3	3	4	5	5	6	5	11	11	10	6	2	3	3	2	3	84
ガス	5	8	8	10	11	11	12	13	13	13	13	13	13	13	10	9	9	184
サービス	129	208	227	250	270	310	365	360	387	414	518	539	561	563	546	540	554	6,741
年度別合計	1,514	2,144	2,155	2,225	2,335	2,430	2,512	2,403	2,451	2,331	2,585	2,426	2,712	2,703	2,656	2,647	2,666	40,895

表 4-3 には記述統計量が提示されている. $CAR_{i,t}$ は平均値 0.005, 中央値 0.001 と正の値をとっており, $MFNews_{i,t}$ も同様に平均値 0.042, 中央値 0.007 と正の値をとっている. これら

ない. 具体的には, (5)式の推定において主たる関心を寄せる変数である $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ の係数についていえば, 主分析においては -0.088 ($p < 0.01$) であり, 3 月期決算企業に限定した場合には -0.093 ($p < 0.01$) となり, 大きく異ならない (28,515 観測値). 同様に, (6)式の推定において主たる関心を寄せる変数である $MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$ の係数は, 主分析においては -0.220 ($p < 0.01$) であり, 3 月期決算企業に限定した場合には -0.225 ($p < 0.01$) となり, 大きく異ならない (27,803 観測値).

からは、サンプルに含まれる日本企業が公表する経営者予想は平均的にはグッド・ニュースであり、株式市場は公表される経営者予想に含まれる予想ニュースに対して、整合的な反応を示していることが示唆される。また、どちらの変数も分布が右に歪んでいることがわかる。主たる関心を寄せる変数である $MFEVOL_{i,t-1}$ について見てみると、平均値と比較して標準偏差が大きくなっている。 $MFEVOL_{i,t-1}$ が正の値のみをとる変数であることから、予想誤差ボラティリティは企業間で大きく異なっていることが示唆される。また、 $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ についていえば、平均値 0.007、中央値 0.000 となっており、最大値 0.172、最小値 -0.037 となっていることから、一部の企業年観測値において予想誤差ボラティリティが大きく上昇していることが示唆される。

また、表 4-4 には相関マトリックスが提示されている。 $CAR_{i,t}$ と $MFNews_{i,t}$ のピアソン（スピアマン）相関係数は 0.14 (0.28)（いずれも 1%水準で有意）であり、予想ニュースに対して株価が反応することを示唆していると考えられる。また、 $CAR_{i,t}$ と $EarningsSurprise_{i,t-1}$ 、 $DividendNews_{i,t}$ 、および $DividendSurprise_{i,t-1}$ のピアソン（スピアマン）相関係数は、それぞれ -0.01 (0.03)、0.15 (0.16)、-0.05 (-0.04) であり、株式市場は実績情報よりも予想情報に対してより強く反応している可能性がある。また、本章で主たる関心を寄せる変数である $MFEVOL_{i,t-1}$ あるいは $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ との相関係数が大きい変数が存在する。 $MFEVOL_{i,t-1}$ についていえば、 $ROEVOL_{i,t-1}$ とのピアソン相関係数が、0.56 となっており、 $MFEVOL_{i,t-1}$ とともに説明変数として加えた場合、多重共線性が懸念される。また、 $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ についていえば、 $MFNews_{i,t}$ とのピアソン相関係数が、0.53 となっており、 $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ とともに説明変数として加えた場合、多重共線性が懸念される。しかしながら、(5)式および(6)式の推定に際し VIF (variance inflation factor) を算出したところ、(5)式を推定した際の $MFEVOL_{i,t-1}$ および $ROEVOL_{i,t-1}$ の VIF はともに、一般に多重共線性が疑われる基準値である 10 を下回っていた。同様に、(6)式を推定した際の $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ および $MFNews_{i,t}$ の VIF はともに、一般に多重共線性が疑われる基準値である 10 を下回っていた。それゆえ、多重共線性が本章の分析結果に重大な影響を及ぼす可能性は高くないと考えられるため、前項で提示した(5)式および(6)式を用いて仮説の検証を行う。

表 4-3. 記述統計量

	Mean	S.D.	Min.	25%	Median	75%	Max	N
$CAR_{i,t}$	0.005	0.064	-0.167	-0.026	0.001	0.032	0.240	40,895
$MFEVOL_{i,t-1}$	0.061	0.088	0.001	0.013	0.029	0.068	0.504	40,895
$\Delta MFEVOL_{i,t-1}$	0.007	0.027	-0.037	-0.003	0.000	0.007	0.172	38,096
$MFNews_{i,t}$	0.042	0.154	-0.187	-0.002	0.007	0.030	1.244	40,895
$EarningsSurprise_{i,t-1}$	-0.004	0.040	-0.348	-0.003	0.000	0.005	0.070	40,895
$DividendNews_{i,t}$	0.000	0.005	-0.024	0.000	0.000	0.000	0.022	40,895
$DividendSurprise_{i,t-1}$	0.000	0.007	-0.045	0.000	0.000	0.001	0.018	40,895
$Ln(MV)_{i,t-1}$	9.659	1.646	6.427	8.442	9.473	10.688	14.505	40,895
$Ln(PBR)_{i,t-1}$	-0.013	0.751	-1.543	-0.523	-0.086	0.416	2.944	40,826
$ROEVOL_{i,t-1}$	0.081	0.132	0.000	0.019	0.038	0.082	1.244	38,796
$Return_{i,t}$	0.037	0.238	-0.725	-0.096	0.019	0.147	0.973	39,376
$ReturnVOL_{i,t}$	0.025	0.013	0.007	0.016	0.022	0.030	0.090	39,376
$D_BadMFNews_{i,t}$	0.276	0.447	0	0	0	1	1	40,895
$D_MFLoss_{i,t}$	0.027	0.161	0	0	0	0	1	40,895
$D_MFAccuracy_{i,t-1}$	0.526	0.499	0	0	1	1	1	40,895
$D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$	0.403	0.490	0	0	0	1	1	37,944

表 4-4. 相関マトリックス

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1) $CAR_{i,t}$		-0.02	0.02	0.28	0.03	0.16	-0.04	0.01	-0.07	-0.03	-0.07	-0.02	-0.27	-0.07	0.02	0.02
(2) $MFEVOL_{i,t-1}$	0.00		0.10	0.23	-0.04	0.01	-0.15	-0.41	-0.27	0.62	0.12	0.32	0.03	0.12	-0.70	0.01
(3) $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$	0.02	0.43		0.08	-0.01	-0.03	-0.09	-0.03	-0.08	-0.04	0.00	0.08	0.01	0.06	-0.04	0.49
(4) $MFNews_{i,t}$	0.14	0.46	0.53		-0.28	0.19	-0.31	-0.18	-0.17	0.17	0.00	0.12	-0.78	-0.02	-0.18	0.18
(5) $EarningsSurprise_{i,t-1}$	-0.01	-0.23	-0.23	-0.43		0.01	0.22	0.11	0.10	-0.02	0.08	-0.05	0.20	-0.05	0.03	-0.07
(6) $DividendNews_{i,t}$	0.15	0.08	0.03	0.14	-0.06		-0.15	0.08	0.07	0.05	0.05	-0.03	-0.19	-0.08	0.00	-0.04
(7) $DividendSurprise_{i,t-1}$	-0.05	-0.15	-0.24	-0.33	0.17	-0.19		0.17	0.20	-0.11	0.11	-0.09	0.16	-0.11	0.10	-0.12
(8) $Ln(MV)_{i,t-1}$	-0.02	-0.31	-0.14	-0.20	0.11	-0.02	0.12		0.46	-0.21	-0.02	-0.21	0.00	-0.08	0.33	-0.03
(9) $Ln(PBR)_{i,t-1}$	-0.07	-0.13	-0.14	-0.20	0.09	-0.03	0.14	0.42		0.16	0.02	0.02	-0.01	-0.07	0.16	-0.12
(10) $ROEVOL_{i,t-1}$	0.00	0.56	0.21	0.30	-0.15	0.04	-0.08	-0.18	0.28		0.08	0.37	0.02	0.11	-0.50	-0.07
(11) $Return_{i,t}$	-0.08	0.15	0.05	0.02	0.02	0.09	0.09	-0.05	0.04	0.12		0.27	0.01	0.00	-0.05	-0.03
(12) $ReturnVOL_{i,t}$	-0.02	0.34	0.19	0.24	-0.14	-0.07	-0.13	-0.24	0.12	0.38	0.30		0.01	0.09	-0.23	0.07
(13) $D_BadMFNews_{i,t}$	-0.25	0.01	-0.03	-0.30	0.15	-0.15	0.13	0.00	-0.02	0.01	0.01	-0.01		0.08	-0.03	-0.04
(14) $D_MFLoss_{i,t}$	-0.06	0.11	0.13	0.04	-0.08	-0.08	-0.11	-0.08	-0.06	0.10	0.01	0.11	0.10		-0.09	0.06
(15) $D_MFAccuracy_{i,t-1}$	0.01	-0.51	-0.21	-0.24	0.13	-0.05	0.10	0.32	0.13	-0.33	-0.08	-0.23	-0.02	-0.09		-0.02
(16) $D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$	0.02	-0.01	0.34	0.22	-0.12	-0.01	-0.14	-0.03	-0.12	-0.07	-0.02	0.05	-0.04	0.05	-0.02	

左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数を示している。

第4節 分析結果

4.1. 主分析

表 4-5. 主分析－(5)式の推定結果

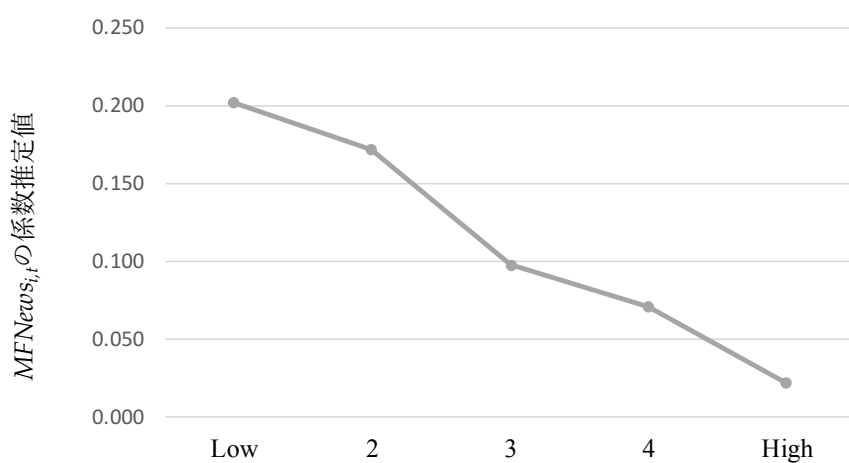
Model	(5)			
Dependent Variable	$CAR_{i,t}$			
Control	BASE		ALL	
$MFNews_{i,t}$	0.141	[9.89]***	0.065	[8.47]***
$MFEVOL_{i,t-1}$	-0.027	[-2.39]**	0.002	[0.25]
$MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$	-0.238	[-6.98]***	-0.088	[-4.02]***
$EarningsSurprise_{i,t-1}$	0.130	[6.24]***	0.138	[4.90]***
$DividendNews_{i,t}$	1.714	[11.67]***	1.540	[9.43]***
$DividendSurprise_{i,t-1}$	0.270	[2.37]**	0.371	[2.83]***
$Ln(MV)_{i,t-1}$			0.000	[0.89]
$Ln(PBR)_{i,t-1}$			-0.006	[-4.75]***
$ROEVOL_{i,t-1}$			0.014	[3.03]***
$Return_{i,t}$			-0.026	[-7.73]***
$ReturnVOL_{i,t}$			-0.042	[-0.60]
$D_BadMFNews_{i,t}$			-0.026	[-16.35]***
$MFNews_{i,t} \times D_BadMFNews_{i,t}$			0.066	[2.32]**
$D_MFLoss_{i,t}$			-0.005	[-1.31]
$MFNews_{i,t} \times D_MFLoss_{i,t}$			-0.052	[-6.59]***
$D_MFAccuracy_{i,t-1}$			0.001	[1.40]
$MFNews_{i,t} \times D_MFAccuracy_{i,t-1}$			0.107	[2.85]***
Constant	0.019	[14.61]***	0.020	[4.36]***
<i>Year&Industry</i>		yes		yes
Adj-R-squared		0.071		0.124
N		40,895		38,381

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示している。

表 4-5 は(5)式の推定結果を示している。左列は、その他のコントロール変数 *Controls* ($Ln(MV)_{i,t-1}$, $Ln(PBR)_{i,t-1}$, $ROEVOL_{i,t-1}$, $Return_{i,t}$, $ReturnVOL_{i,t}$, $D_BadMFNews_{i,t}$, $D_MFLoss_{i,t}$, $D_MFAccuracy_{i,t-1}$) を説明変数として加えない、BASE モデルを用いた推定結果である。右列は、その他のコントロール変数 *Controls* を全て追加した、ALL モデルの推定結果を示している。なお、 $D_BadMFNews_{i,t}$, $D_MFLoss_{i,t}$ および $D_MFAccuracy_{i,t-1}$ の3つのダミー変数に関しては、それぞれ単独項とともに $MFNews_{i,t}$ との交差項を加えている。

$MFNews_{i,t}$ と $MFEVOL_{i,t-1}$ の交差項である $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ の係数は、BASE モデルおよび ALL モデルの双方のモデルにおいて、1%水準で統計的に有意な負の値をとっている。これは、予想誤差ボラティリティが小さいほど経営者予想利益に対する株価反応が大き

いことを意味しており、仮説 1 を支持する結果といえる。他の変数について見てみると、 $MFNews_{i,t}$ 、 $EarningsSurprise_{i,t-1}$ 、 $DividendNews_{i,t}$ 、および $DividendSurprise_{i,t-1}$ の係数推定値はいずれも有意に正であり、予測と整合して経営者予想公表期間の累積異常リターンと正の関係を有することがわかる。 $MFNews_{i,t} \times D_MFAccuracy_{i,t-1}$ の係数は正の値であり、予想精度が高いほど経営者予想利益に対する株価反応が大きいことを報告する、先行研究の結果と整合的である。また、 $MFNews_{i,t} \times D_BadMFNews_{i,t}$ および $MFNews_{i,t} \times D_MFLoss_{i,t}$ の係数はそれぞれ、正および負の値をとっており、バッド・ニュースおよび赤字予想に関しても、先行研究から予測される結果と概ね整合的な結果が得られている。



	$MFEVOL_{i,t-1}$				
	Low	2	3	4	High
$MFNews_{i,t}$	0.202	0.172	0.098	0.071	0.022
	[2.59]***	[4.37]***	[4.30]***	[5.34]***	[4.64]***
Other Variables	yes	yes	yes	yes	yes
Constant	yes	yes	yes	yes	yes
Year&Industry	yes	yes	yes	yes	yes
Adj-R-squared	0.115	0.149	0.144	0.127	0.148
N	7,469	7,678	7,664	7,678	7,892

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示している。

図 4.1. 予想誤差ボラティリティと株価反応： $MFEVOL_{i,t-1}$ に基づく五分位での区分

本章では次に、予想誤差ボラティリティが経営者予想利益に対する株価反応に与える影響を視覚的に把握するために、サンプルを区分して分析する。具体的には、全ての変数に関する情報が入手可能な 38,411 企業年観測値を、 $MFEVOL_{i,t-1}$ に基づいて産業年ごとに五分位点で区分する。そのうえで、区分した各サブ・サンプルについて、その他のコントロール変数を全て説明変数として用いる ALL モデルから、 $MFEVOL_{i,t-1}$ および $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ を除いたモデルを推定する。

図4-1は五分位数で区分した各サブ・サンプルにおける $MFNews_{i,t}$ の係数推定値を示すとともに、それぞれの係数推定値をプロットして折れ線グラフとして示している。 $MFNews_{i,t}$ を除く他の変数の推定結果は省略されている。 $MFNews_{i,t}$ の係数は、予想誤差ボラティリティが最も小さいサブ・サンプル (Low 列) で最も大きく、予想誤差ボラティリティが大きいサブ・サンプルほど係数が小さいことがわかる。加えて、図4-1からは、予想誤差ボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応との間には、線形に近い関係があることがわかる。したがって、図4-1で示されたサンプルを区分して分析した結果からも、表4-4で提示された分析結果と同様に、予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど経営者予想利益に対する株価反応が大きいことが観察されており、仮説1は支持される。

表4-6. 主分析-(6)式の推定結果

Model	(6)			
Dependent Variable	$CAR_{i,t}$			
Control	BASE		ALL	
$MFNews_{i,t}$	0.107	[13.06]***	0.104	[8.64]***
$\Delta MFEVOL_{i,t-1}$	-0.040	[-1.12]	0.066	[2.22]**
$MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$	-0.467	[-5.40]***	-0.222	[-2.92]***
$EarningsSurprise_{i,t-1}$	0.130	[5.05]***	0.135	[4.57]***
$DividendNews_{i,t}$	1.761	[13.02]***	1.572	[10.59]***
$DividendSurprise_{i,t-1}$	0.169	[1.52]	0.294	[2.21]**
$Ln(MV)_{i,t-1}$			0.001	[1.36]
$Ln(PBR)_{i,t-1}$			-0.006	[-5.10]***
$ROEVOL_{i,t-1}$			0.007	[1.51]
$Return_{i,t}$			-0.026	[-7.77]***
$ReturnVOL_{i,t}$			-0.070	[-0.98]
$D_BadMFNews_{i,t}$			-0.027	[-17.15]***
$MFNews_{i,t} \times D_BadMFNews_{i,t}$			0.076	[2.91]***
$D_MFLoss_{i,t}$			-0.005	[-1.25]
$MFNews_{i,t} \times D_MFLoss_{i,t}$			-0.055	[-8.04]***
$D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$			-0.003	[-4.09]***
$MFNews_{i,t} \times D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$			-0.055	[-4.07]***
Constant	0.019	[11.38]***	0.022	[4.77]***
<i>Year&Industry</i>		yes		yes
Adj-R-squared	0.071		0.126	
N	38,096		37,131	

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示している。

本章では次に、仮説2の検証に関する分析結果を報告する。表4-6は、(6)式の推定結果を提示している。左列は、その他のコントロール変数 *Controls* ($Ln(MV)_{i,t-1}$, $Ln(PBR)_{i,t-1}$, $ROEVOL_{i,t-1}$, $Return_{i,t}$, $ReturnVOL_{i,t}$, $D_BadMFNews_{i,t}$, $D_MFLoss_{i,t}$, $D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$)

を説明変数として加えない、BASE モデルを用いた推定結果である。右列は、その他のコントロール変数 *Controls* を全て追加した、ALL モデルの推定結果を示している。なお、 $D_BadMFNews_{i,t}$ 、 $D_MFLoss_{i,t}$ および $D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$ の3つのダミー変数に関しては、それぞれ単独項とともに $MFNews_{i,t}$ との交差項を加えている。

$MFNews_{i,t}$ と $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ の交差項である $MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$ の係数は、BASE モデルと ALL モデルの双方のモデルにおいて、1%水準で統計的に有意な負の値をとっている。これは、予想誤差ボラティリティの上昇幅が大きい企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が小さいことを意味しており、仮説2を支持する結果といえる。他の変数について見てみると、(5)式の推定結果と同様に、 $MFNews_{i,t}$ 、 $EarningsSurprise_{i,t-1}$ および $DividendNews_{i,t}$ の係数はいずれも有意に正に推定されており、予測と整合的に累積異常リターンと正の関係を有することがわかる。一方で、 $DividendSurprise_{i,t-1}$ の係数は正であるものの、有意水準は低いことがわかる。 $MFNews_{i,t} \times D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$ の係数は有意な負の値であり、予想精度の低下が観察された企業ほど経営者予想利益に対する株価反応が小さいことがわかる。また、 $MFNews_{i,t} \times D_BadMFNews_{i,t}$ および $MFNews_{i,t} \times D_MFLoss_{i,t}$ の係数は、(5)式と同様にそれぞれ正および負の値をとっており、バッド・ニュースおよび赤字予想に関する先行研究と整合的な結果が得られている。

4.2. 追加分析

本章では追加分析として、予想誤差ボラティリティの水準および変化を同時に考慮した分析を行う。主分析では、予想誤差ボラティリティの水準と変化の双方が、経営者予想利益に対する株価反応と負の関係を有することを発見している。これらの分析結果は、予想誤差ボラティリティが経営者予想利益に基づく将来利益の予測可能性を捉えており、投資家はその予測可能性の差異を織り込んで経営者予想公表に対して反応することを示唆している。しかしながら、予想誤差ボラティリティの水準と変化を同時に考慮した場合に、それぞれが経営者予想利益に対する株価反応にどのような影響を及ぼすかは、必ずしも明らかではない。それゆえ、本章では追加分析として、予想誤差ボラティリティの水準と変化を同時に考慮した分析を行う。

具体的には、事前、つまり $t-2$ 期の予想誤差ボラティリティの水準 $MFEVOL_{i,t-2}$ と、 $t-1$ 期の予想誤差ボラティリティの変化 $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ のそれぞれに基づいて、産業年ごとに二分位でサンプルを区分し、

- (1) 予想誤差ボラティリティが小さく、予想誤差ボラティリティの変化が小さい観測値群
- (2) 予想誤差ボラティリティが大きく、予想誤差ボラティリティの変化が小さい観測値群
- (3) 予想誤差ボラティリティが小さく、予想誤差ボラティリティの変化が大きい観測値群
- (4) 予想誤差ボラティリティが大きく、予想誤差ボラティリティの変化が大きい観測値群

に区分する。次に、

- (2)の観測値群に属する場合に1をとるダミー変数 $HighMFEVOL_{i,t-2_Low}\Delta MFEVOL_{i,t-1}$
 (3)の観測値群に属する場合に1をとるダミー変数 $LowMFEVOL_{i,t-2_High}\Delta MFEVOL_{i,t-1}$
 (4)の観測値群に属する場合に1をとるダミー変数 $HighMFEVOL_{i,t-2_High}\Delta MFEVOL_{i,t-1}$

を作成する。

本章では、次の(7)式を推定することにより、予想誤差ボラティリティの水準と変化が経営者予想利益に対する株価反応に及ぼす影響を同時に考慮して検証する。

$$\begin{aligned}
 CAR_{i,t} = & \alpha + \beta_1 MFNews_{i,t} \\
 & + \beta_2 HighMFEVOL_{i,t-2_Low}\Delta MFEVOL_{i,t-1} + \beta_3 MFNews_{i,t} \times HighMFEVOL_{i,t-2_Low}\Delta MFEVOL_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 LowMFEVOL_{i,t-2_High}\Delta MFEVOL_{i,t-1} + \beta_5 MFNews_{i,t} \times LowMFEVOL_{i,t-2_High}\Delta MFEVOL_{i,t-1} \\
 & + \beta_6 HighMFEVOL_{i,t-2_High}\Delta MFEVOL_{i,t-1} + \beta_7 MFNews_{i,t} \times HighMFEVOL_{i,t-2_High}\Delta MFEVOL_{i,t-1} \\
 & + \beta_8 EarningsSurprise_{i,t-1} + \beta_9 DividendNews_{i,t} + \beta_{10} DividendSurprise_{i,t-1} \\
 & + \delta Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

(7)式におけるその他のコントロール変数 *Controls* には $Ln(MV)_{i,t-1}$, $Ln(PBR)_{i,t-1}$, $ROEVOL_{i,t-1}$, $Return_{i,t}$, $ReturnVOL_{i,t}$, $D_BadMFNews_{i,t}$, $D_MFLoss_{i,t}$, $D_MFAccuracy_{i,t-2}$ および $D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$ が含まれ, $D_BadMFNews_{i,t}$, $D_MFLoss_{i,t}$, $D_MFAccuracy_{i,t-2}$ および $D_MFAccuracyLoss_{i,t-1}$ については、主分析と同様、単独項とともに $MFNews_{i,t}$ との交差項をコントロール変数として加える。

(7)式において、 $MFNews_{i,t}$ の係数は、(1)の観測値群における経営者予想利益に対する株価反応を捉えている。 $MFNews_{i,t}$ と各ダミー変数の交差項の係数 β_3 , β_5 , および β_7 は、(1)の観測値群と他の各観測値群における $MFNews_{i,t}$ の係数の差分を捉えていると解釈できる。

表 4-7 は(7)式の推定結果を示している。左列はその他のコントロール変数 *Controls* を説明変数として加えずに推定した、BASE モデルの推定結果を示している。右列はその他のコントロール変数 *Controls* を全て追加した、ALL モデルの推定結果を示している。予想誤差ボラティリティが小さく、予想誤差ボラティリティの変化が小さい(1)の観測値群における $MFNews_{i,t}$ の係数は、 β_1 から 0.372 (ALL モデル: 0.207) であり、1%水準で有意な正の値をとっている。また、 $MFNews_{i,t}$ と各ダミー変数の交差項の係数は全て負であり、1%水準で有意である。これは、(1)の観測値群と比較して、(2), (3)および(4)の観測値群における $MFNews_{i,t}$ の係数が、統計的に有意な水準で小さいことを意味しており、予想誤差ボラティリティの水準が高いほど、あるいは予想誤差ボラティリティが上昇するほど、経営者予想利益に対する株価反応が小さいことを明らかにした主分析の結果と整合的である。

表 4-7. 追加分析-(7)式の推定結果

Model	(7)			
	CAR _{i,t}			
Dependent Variable	BASE		ALL	
Control				
MFNews _{i,t}	0.372	[5.03]***	0.207	[4.17]***
HighMFEVOL _{i,t-2} Low ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.001	[-0.46]	0.000	[-0.30]
MFNews _{i,t} ×HighMFEVOL _{i,t-2} Low ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.254	[-3.65]***	-0.090	[-2.06]**
LowMFEVOL _{i,t-2} High ΔMFEVOL _{i,t-1}	0.003	[2.23]**	0.004	[3.35]***
MFNews _{i,t} ×LowMFEVOL _{i,t-2} High ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.298	[-3.94]***	-0.132	[-2.82]***
HighMFEVOL _{i,t-2} High ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.003	[-0.93]	0.002	[0.73]
MFNews _{i,t} ×HighMFEVOL _{i,t-2} High ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.325	[-4.37]***	-0.123	[-2.84]***
EarningsSurprise _{i,t-1}	0.128	[4.68]***	0.132	[4.30]***
DividendNews _{i,t}	1.777	[13.05]***	1.581	[10.67]***
DividendSurprise _{i,t-1}	0.188	[1.67]*	0.307	[2.36]**
Ln(MV) _{i,t-1}			0.001	[1.09]
Ln(PBR) _{i,t-1}			-0.006	[-5.19]***
ROEVOL _{i,t-1}			0.008	[1.50]
Return _{i,t}			-0.026	[-7.43]***
ReturnVOL _{i,t}			-0.071	[-0.95]
D_BadMFNews _{i,t}			-0.027	[-16.56]***
MFNews _{i,t} ×D_BadMFNews _{i,t}			0.059	[2.26]**
D_MFLoss _{i,t}			-0.004	[-1.04]
MFNews _{i,t} ×D_MFLoss _{i,t}			-0.057	[-9.21]***
D_MFAccuracy _{i,t-1}			-0.001	[-0.81]
MFNews _{i,t} ×D_MFAccuracy _{i,t-1}			0.033	[2.77]***
D_MFAccuracyLoss _{i,t-1}			-0.003	[-3.16]***
MFNews _{i,t} ×D_MFAccuracyLoss _{i,t-1}			-0.060	[-4.18]***
Constant	0.019	[8.18]***	0.023	[5.56]***
Year&Industry		yes		yes
Adj-R-squared		0.073		0.129
N		37,585		36,376

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。

括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示してい

各観測値群における MFNews_{i,t} の係数を ALL モデルの推定結果を基に比較すると、上述したように、予想誤差ボラティリティが小さく、予想誤差ボラティリティの変化が小さい(1)の観測値群における MFNews_{i,t} の係数は 0.207 であり、(2)の観測値群における MFNews_{i,t} の係数は、0.117 (=0.207-0.090) である。同様に、(3)の観測値群における MFNews_{i,t+1} の係数は、0.075 (=0.207-0.132)、(4)の観測値群における MFNews_{i,t} の係数は、0.084 (=0.207-0.123) となっている。(1)の観測値群と(3)の観測値群における MFNews_{i,t} の係数の差は、β₅ より-0.132 (t=-2.81) であり、(2)の観測値群と(4)の観測値群における MFNews_{i,t} の係数の差は、β₃ と β₇ の差より-0.033 (t=-3.04, 表記せず) である。このことは、事前の予想誤差ボラ

ティリティの水準如何にかかわらず、直近期において予想誤差ボラティリティが上昇した企業は、公表した経営者予想に対する株価反応が小さいことを意味している。したがって、本追加分析の結果は、企業・経営者が経営者予想の公表を通じて市場に伝達する新規情報を割り引かれずに評価されるためには、予想誤差ボラティリティを小さく維持し続ける必要があることを示唆している。

4.3. 頑健性テスト

4.3.1. 企業固定効果モデル

本章の主分析および追加分析では、年度効果および産業効果をコントロールしてモデルを推定している。ここでは頑健性テストとして、産業効果に代えて企業効果をコントロールした企業固定効果モデルによる推定を行う。企業の予想誤差ボラティリティが観察不可能な企業特性の影響を受ける場合、主分析および追加分析の結果は、予想誤差ボラティリティではなく、それら観察不可能な特性の影響によって析出された可能性がある。山本 (2015) によれば、企業固定効果モデルは、観察不可能な特性が時系列に沿って大幅に変化しない場合において、欠落変数バイアスを緩和するのに有効な推定手法である。

表 4-8, 表 4-9, および表 4-10 の第 1 列はそれぞれ, (5)式, (6)式, および(7)式を企業固定効果モデルによって再度推定した結果を示している。(5)式, (6)式, および(7)式の推定結果は、関心のある変数の一部について係数の有意水準の低下が見られるが、概して主分析・追加分析の結果と整合しており、予想誤差ボラティリティが経営者予想利益に基づく将来利益の予測可能性を捉えており、投資家はその予測可能性の差異を織り込んで経営者予想公表に対して反応することを示唆している。それゆえ、主分析および追加分析の結果は、欠落変数バイアスに対して頑健であると考えられる。

4.3.2. 累積異常リターンの計測期間の変更

本章の主分析および追加分析では、累積異常リターン $CAR_{i,t}$ を経営者予想公表日の前後 1 営業日 (-1,+1) で計測している。ここでは、 $CAR_{i,t}$ の計測期間を、当日および翌日 (0,+1), あるいは前後 3 日 (-3,+3) に変更した場合についても分析を行い、分析結果の頑健性を確認する。

表 4-8, 表 4-9, および表 4-10 の第 2 列はそれぞれ、 $CAR_{i,t}$ を当日および翌日 (0,+1) の 2 日間で計測した場合の、(5)式, (6)式, および(7)式の結果を示している。同様に、各表の第 3 列は、計測期間として経営者予想公表日前後 7 日間 (-3,+3) を採用した場合の結果を示している。(5)式については、累積異常リターンの計測期間を変更した場合でも、関心のある変数である $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ の係数は、計測期間が当日および翌日 (0,+1) あるいは前後 7 日間 (-3,+3) のいずれにおいても、主分析と同様に 1%水準で統計的に有意な負の値をとっている。(6)式についていえば、計測期間が前後 7 日間 (-3,+3) の場合には、 $MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$ の係数は、主分析と同様に負であるが有意水準は低下している。(7)式につい

でも同様に、計測期間が前後7日間(-3,+3)の場合には、 $MFNews_{i,t}$ と各観測値群ダミーの交差項の係数は、予測と整合的に負ではあるものの、有意水準は低下しており、 $MFNews_{i,t} \times HighMFEVOL_{i,t-2} - Low\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ については有意ではない。

以上の結果をまとめると、累積異常リターンの計測期間を前後7日間(-3,+3)に拡張した場合には、関心のある変数の一部について、係数の有意水準の低下が観察されるものの、概ね主分析ならびに追加分析の結果と整合的な結果が得られている。それゆえ、主分析ならびに追加分析の結果は、 $CAR_{i,t}$ の測定期間の変更に対してある程度頑健であることが示唆される。

4.3.3. 予想誤差ボラティリティ変数の計測期間の変更

本章の主分析および追加分析では、予想誤差ボラティリティの変数である $MFEVOL_{i,t-1}$ および $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ を、過去3期の予想誤差に基づいて算定していた。ここでは頑健性テストとして、計測期間を過去5期に変更して、 $MFEVOL_{i,t-1}$ および $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$ を算定し、主分析および追加分析の頑健性を検証する。

表4-8、表4-9、および表4-10の第4列はそれぞれ、予想誤差ボラティリティ変数 ($MFEVOL_{i,t-1}$ ないしは $\Delta MFEVOL_{i,t-1}$) の計測期間を過去5期に変更して、(5)式、(6)式、および(7)式を再度推定した結果を示している。(5)式、(6)式、および(7)式の推定結果はいずれも、主分析・追加分析の結果と整合しており、予想誤差ボラティリティが経営者予想利益に基づく将来利益の予測可能性を捉えており、投資家はその予測可能性の差異を織り込んで経営者予想公表に対して反応することを示唆している。それゆえ、主分析および追加分析の結果は、予想誤差ボラティリティ変数の計測期間の変更に対して頑健であると考えられる。

4.3.4. 会計利益の変更

本章の主分析および追加分析では、変数を作成する際に、一貫して当期純利益を会計利益として用いている。ここでは、頑健性の検証として、純利益に代えて経常利益を用いて各変数を作成したうえで、(5)式、(6)式、および(7)式を再度推定する。

表4-8、表4-9、および表4-10の第5列にはそれぞれ、経常利益をベースに各変数を作成した場合の(5)式、(6)式、および(7)式の推定結果が示されている。これらの結果はいずれも、主分析・追加分析の結果と質的に大きく異ならないため、主分析・追加分析の分析結果は会計利益の変更に対して頑健であることが示唆される。(5)式、(6)式、および(7)式のいずれにおいても、経常利益を用いた場合に $MFNews_{i,t}$ の係数がより大きな値をとっている。経常利益は特別損益の影響を受けないため、主分析で用いた純利益と比較して、持続性が高く、価値関連性が高い傾向を有することが知られている(大日方, 2006, 2013)。このような会計利益間の持続性および価値関連性の違いが、 $MFNews_{i,t}$ の係数および対応する $MFNews_{i,t} \times MFEVOL_{i,t-1}$ あるいは $MFNews_{i,t} \times \Delta MFEVOL_{i,t-1}$ の係数に反映されている可能性がある。

表 4-8. 頑健性テスト - (5)式の推定結果

Model		(5)			
Dependent Variable		CAR _{i,t}			
Control		ALL			
Type of Income	Net Income	Net Income	Net Income	Net Income	Ordinary Income
Window of CAR _{i,t}	(-1, +1)	(0, +1)	(-3, +3)	(-1, +1)	(-1, +1)
Window of MFEVOL _{i,t-1}	3-year	3-year	3-year	5-year	3-year
Type of Fixed Effect	Year&Firm	Year&Industry	Year&Industry	Year&Industry	Year&Industry
MNews _{i,t}	0.058 [7.59]***	0.063 [8.21]***	0.077 [7.65]***	0.070 [8.00]***	0.184 [9.05]***
MFEVOL _{i,t-1}	0.006 [0.74]	0.002 [0.22]	-0.004 [-0.30]	-0.021 [-2.00]**	0.003 [0.20]
MNews _{i,t} × MFEVOL _{i,t-1}	-0.079 [-3.43]***	-0.084 [-3.96]***	-0.087 [-3.44]***	-0.108 [-3.88]***	-0.436 [-5.98]***
EarningsSurprise _{i,t-1}	0.157 [5.03]***	0.136 [4.31]***	0.167 [5.04]***	0.154 [4.07]***	0.316 [9.40]***
DividendNews _{i,t}	1.529 [11.48]***	1.529 [8.61]***	1.718 [6.27]***	1.536 [10.46]***	1.341 [7.77]***
DividendSurprise _{i,t-1}	0.386 [3.35]***	0.378 [2.93]***	0.379 [2.33]**	0.368 [2.60]***	0.425 [3.41]***
Constant	0.156 [5.44]***	0.016 [3.38]***	0.025 [4.73]***	0.020 [4.28]***	0.017 [3.48]***
Other Variables	yes	yes	yes	yes	yes
Adj-R-squared	0.173	0.138	0.122	0.128	0.154
N	38,381	38,381	38,381	34,117	38,363

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。
括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示している。

表 4-9. 頑健性テスト - (6)式の推定結果

Model	(6)					
	CAR _{i,t}			ALL		
Dependent Variable	Net Income	Net Income	Net Income	Net Income	Net Income	Ordinary Income
Control	(-1, +1)	(0, +1)	(-3, +3)	(-1, +1)	(-1, +1)	(-1, +1)
Type of Income	3-year	3-year	3-year	5-year	5-year	3-year
Window of CAR _{i,t}	Year&Firm	Year&Industry	Year&Industry	Year&Industry	Year&Industry	Year&Industry
Window of ΔMFEVOL _{i,t-1}						
Type of Fixed Effect						
MNews _{i,t}	0.100 [8.42]***	0.101 [8.10]***	0.131 [8.11]***	0.131 [9.03]***	0.131 [9.03]***	0.218 [8.51]***
ΔMFEVOL _{i,t-1}	0.069 [2.21]**	0.060 [2.28]**	0.035 [0.91]	0.065 [2.18]**	0.065 [2.18]**	0.038 [1.06]
MNews _{i,t} × ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.203 [-2.29]**	-0.191 [-2.87]***	-0.195 [-2.32]**	-0.330 [-3.60]***	-0.330 [-3.60]***	-0.585 [-3.50]***
EarningsSurprise _{i,t-1}	0.156 [4.79]***	0.136 [4.02]***	0.163 [4.73]***	0.204 [5.91]***	0.204 [5.91]***	0.314 [8.68]***
DividendNews _{i,t}	1.572 [13.74]***	1.552 [9.54]***	1.729 [6.83]***	1.530 [9.94]***	1.530 [9.94]***	1.400 [8.96]***
DividendSurprise _{i,t-1}	0.324 [2.80]**	0.310 [2.34]**	0.275 [1.64]	0.286 [1.82]*	0.286 [1.82]*	0.340 [2.75]***
Constant	0.153 [5.50]***	0.018 [3.86]***	0.027 [4.78]***	0.002 [0.44]	0.002 [0.44]	0.019 [3.67]***
Other Variables	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Adj-R-squared	0.178	0.140	0.124	0.129	0.129	0.156
N	37,131	37,131	37,131	30,825	30,825	37,130

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。
括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示している。

表 4-10. 頑健性テスト - (7) 式の推定結果

Model	(7)			
Dependent Variable	CAR _{i,t}			
Control	ALL			
Type of Income	Net Income	Net Income	Net Income	Ordinary Income
Window of CAR _{i,t}	(-1, +1)	(0, +1)	(-3, +3)	(-1, +1)
Window of MFEVOL _{i,t-2} & ΔMFEVOL _{i,t-1}	3-year	3-year	3-year	3-year
Type of Fixed Effect	Year&Firm	Year&Industry	Year&Industry	Year&Industry
MNews _{i,t}	0.181 [4.17]***	0.199 [4.40]***	0.224 [3.69]***	0.303 [8.38]***
HighMFEVOL _{i,t-2_Low} ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.001 [-0.64]	0.000 [-0.35]	0.001 [0.84]	0.000 [-0.30]
MNews _{i,t} × HighMFEVOL _{i,t-2_Low} ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.071 [-1.80]*	-0.084 [-2.16]**	-0.071 [-1.38]	-0.086 [-3.10]***
LowMFEVOL _{i,t-2_High} ΔMFEVOL _{i,t-1}	0.003 [2.55]**	0.003 [3.14]***	0.004 [3.43]***	0.000 [0.27]
MNews _{i,t} × LowMFEVOL _{i,t-2_High} ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.114 [-2.61]**	-0.128 [-2.99]***	-0.115 [-2.19]**	-0.089 [-3.01]***
HighMFEVOL _{i,t-2_High} ΔMFEVOL _{i,t-1}	0.001 [0.65]	0.001 [0.50]	0.002 [0.93]	0.000 [-0.06]
MNews _{i,t} × HighMFEVOL _{i,t-2_High} ΔMFEVOL _{i,t-1}	-0.103 [-2.58]**	-0.116 [-2.88]***	-0.105 [-2.03]**	-0.108 [-3.79]***
Constant	0.158 [5.88]***	0.019 [4.69]***	0.027 [5.09]***	0.021 [4.20]***
Other Variables	yes	yes	yes	yes
Adj-R-squared	0.181	0.143	0.126	0.158
N	36,376	36,376	36,376	36,356

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意な水準であることを示している。
括弧内は企業クラスターおよび年度クラスターについて補正が施された標準誤差に基づくt値を示している。

第5節 本章のまとめ

本章では、第2章で導出された第1の検証課題「経営者予想のボラティリティは経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか」を、予想誤差ボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応の関係を分析することにより検証した。分析の結果、予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が大きいことが確認されている。また、サンプルを区分した分析からは、予想誤差ボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応は、線形に近い関係を有することが明らかにされた。さらに、予想誤差ボラティリティの変化に関する分析では、予想誤差ボラティリティが直近期中に上昇した企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が小さいことが観察された。これらの検証結果からは、予想誤差ボラティリティが経営者予想利益に基づく将来利益の予測可能性を捉えており、将来利益の予測可能性が高い経営者予想を公表する企業ほど、公表した経営者予想利益をより割り引かれずに投資家から評価されることが示唆される。したがって、本章における分析の結果、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすことが明らかにされている。

また、追加分析として予想誤差ボラティリティとその変化を同時に考慮した分析を行った。分析の結果、事前の予想誤差ボラティリティの大小にかかわらず、直近期中において予想誤差ボラティリティが上昇した企業ほど、公表した経営者予想利益に対する投資家の反応は小さいことが明らかとなった。この分析結果は、企業・経営者が経営者予想利益の公表を通じて市場に伝達する新規情報を割り引かれずに評価されるために、予想誤差ボラティリティを小さく維持し続ける必要性を示唆している。

本章が有する貢献は、主として次の2点にあると考えられる。第1に、投資家が予想誤差ボラティリティの企業間差異を織り込んで経営者予想の公表に対して反応していることを、日本企業のデータを用いて実証的に明らかにした点である。先行研究で行われてきた予想誤差の持続性に関する分析では、サンプルの全体的な予想誤差の時系列特性に焦点が当てられ、全体的な傾向として予想誤差に持続性が存在することが明らかにされていた。他方、本章では、予想誤差ボラティリティを用いて、予想誤差の時系列特性の企業間差異が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を明らかにしており、個別企業の特性により強い関心を有すると考えられる実務家に対する示唆を得ることが可能となっている。すなわち、本章の分析結果は、経営者予想の開示を実質的に義務付けられている日本の上場企業の経営者に対して、予想誤差ボラティリティを小さくすることにより、経営者予想に含まれる新規情報をより割り引かれずに株式市場に伝達可能であることを示唆している。加えて本章は、経営者予想の開示が任意である米国企業を分析対象とした Hilary et al. (2014)と同様に、上場会社による経営者予想の開示が実質的に義務付けられており、自己選択バイアスが分析結果に影響を及ぼす可能性が小さいと考えられる制度環境を有する日本においても、投資家が予想誤差の時系列特性の企業間差異を織り込んで経営者予想の公表に対して反応しているこ

とを明らかにしている。

第2に、予想誤差ボラティリティの変化が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を明らかにした点である。本章では、各企業における予想誤差ボラティリティの変化へと分析を拡張することにより、個々の企業における時系列の変化が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証している。検証の結果、予想誤差ボラティリティが上昇した企業ほど公表した経営者予想を割り引かれて評価されること、さらに、予想誤差ボラティリティが上昇した企業における、経営者予想利益に対する株価反応の低下は、事前の予想誤差ボラティリティの水準にかかわらず観察されることが明らかにされている。予想誤差ボラティリティを小さく維持し続ける必要性を示唆する本章の分析結果は、筆者の知る限り先行研究では得られていない新たな発見であり、経営者予想の情報有用性および予想誤差の時系列特性に関する経験的証拠の蓄積という学術的貢献に加えて、経営者予想の開示に携わる企業・経営者に対する示唆という実務的貢献を有していると考えられる。

第5章 経営者予想開示と株式の発行（要約）

本章では、株式発行時における経営者予想開示行動を分析することにより、第2章で導出された検証課題2「経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか」、および検証課題3「経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか」を検証する。

経営者には財務的意思決定に際して情報開示行動を変化させるインセンティブが生じる可能性があり、先行研究では経営者がそのような行動をとるのかどうかを検証している。第2章第3節における先行研究のレビューによって、実績利益情報の開示に関しては、財務的意思決定に際して経営者が情報開示行動を変化させる、より具体的にいえば利益調整を行うことを示唆する証拠が蓄積されていることが明らかにされている。一方で、財務的意思決定時における経営者予想開示に関しては、日本および米国の双方において十分な検証がなされているとはいえないこともまた明らかになった。

日本では経営者に対する株主代表訴訟は米国ほど一般的ではないため、経営者が財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させる蓋然性は米国よりも高いかもしれない。米国における先行研究では、株式発行時における裁量的な経営者予想開示行動を示唆する結果は観察されていない一方（Frankel et al., 1995）、日本のデータを用いて株式発行時における経営者予想開示行動を検証した先行研究では、経営者が経営者予想開示行動を変化させることを示唆する分析結果が得られていることから（Ota, 2006; 鈴木, 2017）、この推察は支持される。第1章で述べたように、日本企業にとって株式市場の重要性は従来よりも高まりつつあり、財務的意思決定に際しての経営者予想開示行動に対して、投資家は従来にも増して高い関心を寄せていると考えられる。それゆえ、本章では、株式発行時における経営者予想開示行動を明らかにすることを目的に、日本企業のアーカイバル・データを用いた実証分析を行う。

本章における分析結果の要約は以下の通りである。検証課題2「経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか」についていえば、経営者は株式発行時に経営者予想開示行動を変化させることが明らかにされている。具体的には、公募増資実施企業の経営者予想誤差は非実施企業よりも小さいこと、および第三者割当増資実施企業の経営者予想誤差は非実施企業よりも大きいことが確認されている。この分析結果は、経営者が公募増資を行う際に悲観的なバイアスをかけた経営者予想を開示すること、および第三者割当増資に際しては楽観的なバイアスをかけた経営者予想を開示することを示唆している。

検証課題3「経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか」については、経営者予想のボラティリティが大きい企業ほど、株式発行時における経営者予想開示行動をより大きく変化させることが明らかにされている。具体的には、予想誤差ボラティリティが大きいほど公募増資実施期の経営者予想により悲

観的なバイアスがかかること、および予想誤差ボラティリティが大きいほど第三者割当増資実施期の経営者予想がより楽観的であることを発見している。この分析結果は、過去の経営者予想のボラティリティが高い企業の経営者ほど、株式発行に際してよりバイアスをかけた経営者予想を開示することを示唆しており、第3節で議論したように、経営者は株式発行に際して情報インダクタンスの概念と整合するような経営者予想開示に関する意思決定を行うことを示す証左の1つだといえるだろう。

加えて本章では、株式発行時の経営者予想に係るバイアスが株式発行後の長期株価パフォーマンスを説明可能かどうかについても検証した。分析の結果、公募増資および第三者割当増資の双方において、株式発行時の経営者予想バイアスが楽観的な企業ほど株式発行後の長期株価パフォーマンスが悪いことを発見している。この分析結果からは、投資家は株式発行時における経営者予想のバイアスを事前に見抜くことはできず、経営者予想のバイアスに誤導される傾向にあることが示唆される。

しかしながら、株式発行時の経営者予想開示行動に関しては、本章では未解明の課題も存在する。その最たるものは、株式発行方法によって経営者予想に係るバイアスが異なるという点である。本章の分析では、公募増資時には悲観的なバイアスがかけられており、第三者割当増資時には楽観的なバイアスがかけられていることを発見している。経営者が第三者割当増資時に楽観的なバイアスをかけた経営者予想を開示するという結果は、経営者には株式発行時にグッド・ニュースを市場に伝達することにより自社の株価を上昇させ、より高い発行価格を設定するインセンティブが生じる、という考察と整合的である。その一方で、公募増資時に悲観的なバイアスをかけた経営者予想を開示するという行動が観察される理由は自明ではない。解釈の1つとして考えられるのが、公募増資企業の経営者は第三者割当増資企業の経営者よりも、楽観的な経営者予想を開示することによるレピュテーションの悪化を懸念しているのかもしれない。本章の分析結果からは、公募増資企業は第三者割当増資企業よりも規模が大きく、時価簿価比率が高い傾向が見られる。大規模な企業ほど、あるいは高い成長性を有する企業ほど、自社に対する投資家の評価を悪化させうる負の利益サプライズを避けようとして、経営者予想を楽観的に開示する傾向は弱まるかもしれない。

加えて、公募増資を引き受けた投資家は第三者割当増資の引受者よりも、負の利益サプライズに対してより敏感に反応して株式を売却する可能性がある。鈴木 (2017)によれば、取引先・事業関連会社は第三者割当増資案件のうち 41.18%で筆頭引受先となっている。このような引受先は、増資企業と取引上の関係を有していたり、事業提携等をしている場合があるため、負の利益サプライズが観察されたとしても、即座に株式を売却するようなことはしないだろう。一方で、公募増資で新株を購入する機関投資家や個人投資家の多くは、純粋に投資を目的として新株を購入していると考えられるため、負の利益サプライズが観察された場合に株式を売却する蓋然性はより高いと考えられる。経営者がこのような新株の引受者による株式売買行動の違いを考慮して、経営者予想開示に関する意思決定を行うことも考えられるだろう。

第6章 経営者予想開示と自己株式の取得（要約）

本章では、自己株式取得時における経営者予想開示行動を分析することにより、第2章で導出された検証課題2「経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか」、および検証課題3「経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか」を検証する。

経営者には財務的意思決定に際して情報開示行動を変化させるインセンティブが生じる可能性があり、先行研究では経営者がそのような行動をとるかどうかを検証している。第2章第3節における先行研究のレビューによって、自己株式取得に際して経営者が情報開示行動を変化させるかどうかを検証する先行研究は限定的であることがわかった。とりわけ、日本を対象として自己株式取得時における経営者予想開示行動を分析する先行研究は、筆者の知る限り存在しない。

従来、旧商法のもとでは自己株式の取得は原則として禁止されていた。2003年の旧商法改正によって漸く、定款授權に基づく取締役会の決議による自己株式の取得が可能となった。自己株式の取得そのものは、1994年の旧商法改正によって取得した株式の消却を前提に解禁されたが、原則として定時株主総会における決議に必要としたため、機動的な自己株式の取得という観点では依然として制約が課されていたといえる¹。それゆえ、1980年代はじめから自己株式の取得に関する実証研究が蓄積されている米国と比較すると（Masulis, 1980; Dann, 1981; Vermaelen, 1981）、日本における自己株式取得の歴史は比較的浅い。

本章では、証券取引所の要請によって経営者予想の開示が実質的に義務付けられている日本において、自己株式取得に際してどのような経営者予想開示行動がとられているのかを明らかにする。

本章における分析結果の要約は以下の通りである。検証課題2「経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか」についていえば、経営者が自己株式取得時に経営者予想開示行動を変化させることは確認されていない。具体的には、自己株式取得発表企業と非発表企業とで経営者予想ニュースが異なること、および経営者予想誤差が異なることを発見している。したがって、検証課題2に関する本章の分析結果からは、経営者が自己株式取得の発表時にバイアスをかけた経営者予想を開示することは示唆されない。

検証課題3「経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか」については、予想誤差ボラティリティが自己株式取得時における経

¹ 島田 (2013)によれば、1997年1月から2002年3月の間においては、限時法である「株式の消却の手續に関する商法の特例に関する法律」によって、定款授權に基づく取締役会の決議による自己株式の取得が一時的に許可されていた。

経営者予想開示行動に影響を及ぼすことは確認されていない。本章の分析結果は、事前の予想誤差ボラティリティにかかわらず、自己株式取得発表企業と非発表企業とで経営者予想ニュースあるいは経営者予想誤差が異なることを示している。したがって、検証課題3に関する本章の分析結果に基づけば、予想誤差ボラティリティは自己株式取得に際しての経営者予想開示行動に影響を与えていないと結論される。

本章では次に、自己株式取得の動機に基づいて、経営者予想開示と自己株式取得の関係を検証している。自己株式取得の動機に関する主要な動機の1つである過小評価仮説仮説では、企業の内部者たる経営者は自社株が過小評価されていると考えている場合に、市場に対するシグナルとして自己株式取得を行い、市場参加者が自己株式取得を過小評価のシグナルとして解釈すると想定される。過小評価仮説を経営者予想に対する評価に当てはめれば、経営者予想公表時に市場が開示された経営者予想を過小評価していると経営者が考える場合、経営者は自己株式を取得することによって市場にシグナルを送る可能性がある。それゆえ、過小評価仮説に基づけば、経営者予想に対する市場の評価が過小なほど、経営者は自己株式取得を実施すると予想される。

分析の結果、本章では、経営者予想公表前時点で市場からの評価が相対的に低い企業は、経営者予想に対する評価が過小なほど自己株式取得を実施すること、および経営者予想公表前時点における市場評価が相対的に高い企業においてはその傾向が弱まることを発見している。この分析結果からは、経営者が経営者予想開示の観点から過小評価仮説と整合的な意思決定に基づいて自己株式の取得を行っていることが示唆される。

本章の分析結果を概観すると、経営者は自己株式取得の発表時にバイアスをかけた経営者予想を開示するというよりも、株式市場が開示された経営者予想を過小評価した時に、過小評価のシグナルを送るために自社株買いを発表する傾向を有することが示唆される。すなわち、経営者予想公表時に市場が開示された経営者予想を過小評価している場合に、経営者は自己株式を取得することによって、自社株が過小評価されているというシグナルを株式市場に送るという行動をとっていることが示されている。

第7章 要約と結論

第1節 はじめに

本論文の目的は、経営者予想の開示と財務的意思決定がどのように関係しているのかを明らかにすることにある。経営者予想の開示は、投資家による将来キャッシュフローの予測、ひいては企業価値の推定に資する情報を投資家に提供するという点で投資家にとって有用であると考えられる。しかしながら、経営者予想開示は監査の対象とはなっておらず、開示時点においては外部者による評価も困難であるため、経営者による裁量が入り込む余地が大きい。つまり、経営者予想開示は経営者が内部情報を投資家に伝達するための主たる経路の1つであり、経営者と投資家間の情報の非対称性を縮小しようとする一方で、経営者は開示内容に対して裁量を有するがゆえに、機会主義的な開示がなされた場合には情報の非対称性が拡大する可能性も存在する。このように、情報の非対称性に関して二面性を併せ持つ経営者予想開示は、財務的意思決定という情報の非対称性が深刻な影響を及ぼしうるタイミングにおいて、どのように機能しているのだろうか。本論文では、経営者予想の開示と財務的意思決定の関係を、株式の発行および自己株式の取得に際しての経営者予想行動を分析することにより検討している。このような研究を行う背景として以下の3点を指摘することができる。

第1に、経営者予想開示が投資家の投資意思決定に資する有用な情報を提供している点である。経営者予想開示は、将来キャッシュフローと密接に関連する売上高や利益に関する予想値を公表するため、投資家による投資判断において有用な情報を提供していると考えられる。このことは、情報の利用者たる投資家に対して行われたアンケート調査等からも裏付けられている¹。さらに、情報の提供者たる企業もまた、経営者予想は投資家の投資意思決定に資すると考えている²。加えて、経営者予想の情報有用性は学術的にも裏付けられており、経営者予想が投資意思決定において有用な情報を提供することを示唆する証拠が蓄積されてきた。それゆえ、経営者予想開示が情報提供機能の観点から株式市場においてどのような役割を果たしているのかを明らかにすることは、実務的および学術的に有意義であると考えられる。

第2に、日本において株式市場の重要性が相対的に高まりつつある点である。従来、日本企業はメインバンク制に代表される間接金融に依存して資金調達を行ってきた。しかしな

¹ 「決算短信に関する機関投資家へのヒアリング調査結果」(東京証券取引所, 2006年3月31日)および「決算短信に関する一般投資家へのアンケート調査結果」(東京証券取引所, 2006年3月31日)を参照。

² 「ディスクロージャー制度等に関する上場会社アンケート調査報告書」(東京証券取引所, 2009年11月)を参照。

がら、第1章で示したように、日本銀行の資金循環統計からは、日本企業が株式市場における資金調達に軸足を移しつつあることが示されている。さらに、株式市場の重要性が高まりつつあることは株主還元の観点からも明確に示されている。日本の上場会社による株主への総還元額は2004年においては約5兆4,080億円だったが、2015年には11兆9,250億円にまで大幅に増加している。株式市場の重要性が相対的に高まりつつある経済環境にあって、日本企業は株式発行や自己株式の取得といった財務的意思決定をより頻繁に行うようになり、投資家は従来にも増して、企業の財務的意思決定を評価・判断を下す機会に直面することになると予想される。それゆえ、企業が財務的意思決定を行う際にどのような経営者予想開示行動をとるのかを解明することは、企業の将来キャッシュフロー流列に高い関心を有する投資家に対して有益な証拠を提示し、ひいてはより洗練した株式市場形成の一助になると期待される。

第3に、日本における経営者予想開示の制度的特徴が挙げられる。日本における経営者予想開示は、上場会社に対する証券取引所の開示要請に基づいて任意で行われており、法制度によって開示が義務付けられているわけではない、という点では自発的開示といえるだろう。しかしながら、実務的にはほとんど全ての上場会社が決算短信において経営者予想を開示している³。Verrecchia and Wang (2011)は、日本の特徴的な経営者予想開示に関する実務慣行により、先行研究で未解明の興味深い研究課題に取り組むことができると述べている。したがって、日本のデータを用いて経営者予想開示に関する分析を行うことにより、米国を始めとする他国のデータを用いた分析からは得られない新たな知見を提示できる可能性がある。

このような背景のもとで、本論文は株式の発行および自己株式の取得に際しての経営者予想行動を分析することにより、経営者予想の開示と財務的意思決定の関係を実証的に検討した。本章ではまず、第2章から第6章の要約を行い、次に本論文の結論および貢献を述べ、最後に本論文の結びとして今後の研究の展望に言及する。

第2節 各章の要約

第2章 先行研究の整理と検証課題の導出

第2章では、第1章で述べた研究の目的と背景に関連する先行研究を整理し、本論文における検証課題を導出している。具体的には、経営者予想の情報有用性に関する先行研究と財務的意思決定と情報開示に関する先行研究をレビューしている。財務的意思決定と情報開示に関する先行研究については、実績利益開示に関する先行研究と、経営者予想開示に関する先行研究に分けてレビューしている。

³ 「平成29年3月期決算発表状況の集計結果について」（東京証券取引所、2017年6月2日）を参照。

経営者予想の情報有用性に関する先行研究を整理した結果、経営者予想の情報有用性に関する経験的証拠は日本および米国の双方において相当に厚く蓄積されていることが明らかとなった。そのなかにあつて、未解明だと考えられる課題の1つは、経営者予想開示が実質的に義務付けられている日本特有の制度的環境において、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に与える影響である。経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか否かは、Hilary et al. (2014)が既に米国のデータを用いて検証している。しかしながら、米国という日本とは異なる制度的環境のもとで得られた検証結果を、そのまま日本に対して当てはめることが可能かどうかは定かではない。それゆえ、日本のデータを用いた検証は、日本における経営者予想開示に携わる経営者および投資家の双方にとって有意義であると考えられる。

経営者には財務的意思決定に際して情報開示行動を変化させるインセンティブが生じる可能性があり、先行研究では経営者がそのような行動をとるのかどうかを検証している。先行研究を整理した結果、実績利益情報の開示に関しては、財務的意思決定に際して経営者が情報開示行動を変化させる、より具体的にいえば利益調整を行うことを示唆する証拠が蓄積されていることが明らかにされている。一方で、財務的意思決定時における経営者予想開示に関しては、日本および米国の双方において十分な検証がなされているとはいえないことが示された。米国においては、財務的意思決定に際して経営者が経営者予想に関する開示行動を変化させる傾向はあまり観察されていない。日本では経営者に対する株主代表訴訟は米国ほど一般的ではないため、経営者が財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させる蓋然性はより高いかもしれない。日本の企業にとって株式市場の重要性は従来よりも高まりつつあるため、投資家は財務的意思決定時における経営者予想開示行動に対して従前よりも高い関心を寄せていると考えられる。

経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのならば、経営者予想のボラティリティは、投資家にとっての経営者予想情報の信頼性あるいはレピュテーションといった特性を捉えている可能性がある。もしそうであるならば、経営者は財務的意思決定に際しても、経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を考慮した上で、経営者予想開示行動を選択するかもしれない。米国企業の最高財務責任者を対象としたサーベイ調査からは、経営者は自社の財務報告に対するレピュテーションを確立・維持するために経営者予想開示を含む自発的開示に関する意思決定を行うことが示唆される (Graham et al., 2005)。それゆえ、経営者が財務的意思決定に際して、経営者予想情報のレピュテーションを考慮して経営者予想開示に関する意思決定を下すのならば、過去の経営者予想のボラティリティによって、財務的意思決定時における経営者予想開示行動は異なると考えられる。

以上の議論を踏まえ、第2章では本論文で実証的に検証すべき3つの課題を導出した。

検証課題 1: 経営者予想のボラティリティは経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか。

検証課題2：経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか。

検証課題3：経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか。

第3章 日本における予想誤差ボラティリティの実態

第3章では、経営者予想のボラティリティ、より具体的には、経営者予想値と実績値の差として定義される経営者予想誤差のボラティリティ（以下、予想誤差ボラティリティ）の日本における実態を把握した。具体的には、当期純利益および経常利益の双方について、予想誤差ボラティリティを複数の測定期間で算出し、時系列での推移や業種別の傾向について検討した。加えて、予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性の関係についても検討がなされた。

検討の結果、予想誤差ボラティリティは異なる会計利益を用いた場合でも、一定程度共通する経営者予想の時系列特性を捉えた変数であることが確認された。また、予想誤差ボラティリティは短期で測定したとしても、より長期間で測定した場合との相関は高く、予想誤差の時系列特性に関して相当程度共通する特性を捉えていることが示唆された。

予想誤差ボラティリティの時系列の推移に関する検討からは、予想誤差ボラティリティにはマクロレベルの経済環境の不確実性が反映されることが示唆された。また、業種ごとの傾向に関する検討では、業績が資源価格や製品価格の変動、景気動向の変化に左右されやすい業種ほど、予想誤差ボラティリティが高く、需要が景気動向等に左右されにくい傾向にある業種ほど、予想誤差ボラティリティが低い傾向が観察された。

予想誤差ボラティリティと予想誤差の持続性に関する検討からは、予想誤差ボラティリティは予想誤差の時系列特性に関して、予想誤差の持続性と共通する傾向を捉えていることが示唆された。

第4章 予想誤差ボラティリティと情報有用性

第4章では、第1の検証課題「経営者予想のボラティリティは経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすのか」を、予想誤差ボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応の関係を分析することにより検証した。分析の結果、予想誤差ボラティリティが小さい企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が大きいことが確認されている。また、サンプルを区分した分析からは、予想誤差ボラティリティと経営者予想利益に対する株価反応は、線形に近い関係を有することが明らかにされた。さらに、予想誤差ボラティリティの変化に関する分析では、予想誤差ボラティリティが直近期に上昇した企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が小さいことが観察された。これらの検証結果からは、予想誤差ボラティリティが経営者予想利益に基づく将来利益の予測可能性を捉えており、将来利益の予測可能性が高い経営者予想を公表する企業ほど、公表した経営者予想利益をより割り引かれずに投資家から評価されることが示唆される。したがって、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情

報有用性に影響を及ぼすことが明らかにされている。

また、追加分析として予想誤差ボラティリティの水準と変化を同時に考慮した分析を行った。分析の結果、事前の予想誤差ボラティリティの水準にかかわらず、直近期において予想誤差ボラティリティが上昇した企業ほど、公表した経営者予想利益に対する投資家の反応は小さいことが明らかとなった。この分析結果は、経営者予想利益の公表を通じて市場に伝達する新規情報を割り引かれずに評価されるために、予想誤差ボラティリティを小さく維持し続ける必要性を示唆している。

第5章 経営者予想開示と株式の発行

第5章では、株式発行時における経営者予想開示行動を分析することにより、検証課題2「経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか」、および検証課題3「経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか」を検証した。

検証課題2「経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか」についていえば、経営者は株式発行時に経営者予想開示行動を変化させることが明らかにされている。具体的には、公募増資実施企業の経営者予想誤差は非実施企業よりも小さいこと、および第三者割当増資実施企業の経営者予想誤差は非実施企業よりも大きいことが確認されている。この分析結果は、経営者が公募増資を行う際に悲観的なバイアスをかけた経営者予想を開示すること、および第三者割当増資に際しては楽観的なバイアスをかけた経営者予想を開示することを示唆している。

検証課題3「経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか」については、経営者予想のボラティリティが大きい企業ほど、株式発行時における経営者予想開示行動をより大きく変化させることが明らかにされている。具体的には、予想誤差ボラティリティが大きいほど公募増資実施期の経営者予想により悲観的なバイアスがかかること、および予想誤差ボラティリティが大きいほど第三者割当増資実施期の経営者予想がより楽観的であることを発見している。この分析結果は、過去の経営者予想のボラティリティが高い企業の経営者ほど、株式発行に際してよりバイアスをかけた経営者予想を開示することを示唆している。

加えて、株式発行時の経営者予想に係るバイアスが株式発行後の長期株価パフォーマンスを説明可能かどうかについても検証している。分析の結果、公募増資および第三者割当増資の双方において、株式発行時の経営者予想バイアスが楽観的な企業ほど株式発行後の長期株価パフォーマンスが悪いことを発見している。この分析結果からは、投資家は株式発行時の経営者予想に係るバイアスを完全には見抜くことができず、経営者予想のバイアスに誤導される傾向にあることが示唆される。

第6章 経営者予想開示と自己株式の取得

第6章では、日本のデータを用いて自己株式取得時における経営者予想開示行動を分析

することにより、検証課題2「経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか」、および検証課題3「経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか」を検証した。

経営者は自己株式取得時に割安な価格で自社株を取得するために経営者予想開示行動を変化させること、つまり悲観的なバイアスをかけた経営者予想を開示することで、自社の株価を下落させることを意図するかもしれない。この点を明らかにするために、自己株式取得時における経営者予想開示行動が変化するのかどうかを分析している。

検証課題2「経営者は財務的意思決定に際して経営者予想開示行動を変化させるのか」についていえば、経営者が自己株式取得時に経営者予想開示行動を変化させることは確認されていない。具体的には、自己株式取得発表企業と非発表企業とで経営者予想ニュースが異なること、および経営者予想誤差が異なることを発見している。したがって、経営者が自己株式取得の発表時にバイアスをかけた経営者予想を開示することは示唆されない。

検証課題3「経営者予想のボラティリティは財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすのか」については、予想誤差ボラティリティが自己株式取得時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすことは確認されていない。この分析結果は、事前の予想誤差ボラティリティにかかわらず、自己株式取得発表企業と非発表企業とで経営者予想ニュースあるいは経営者予想誤差が異なることを示している。したがって、予想誤差ボラティリティは自己株式取得に際しての経営者予想開示行動に影響を与えていないと考えられる。

第6章では次に、自己株式取得の動機に基づいて、経営者予想開示と自己株式取得の関係を検証している。分析の結果、経営者予想公表前時点で市場からの評価が相対的に低い企業は、経営者予想に対する評価が過小なほど自己株式取得を実施すること、および経営者予想公表前時点における市場評価が相対的に高い企業においてはその傾向が弱まることを発見している。この分析結果からは、経営者が経営者予想開示の観点から過小評価仮説と整合的な意思決定に基づいて自己株式の取得を行っていることが示唆される。

第3節 本論文の結論と貢献

本論文は、経営者予想の開示と財務的意思決定がどのように関係しているのかを明らかにすることを目的とし、株式の発行および自己株式の取得に際しての経営者予想行動を分析した。本節では、発見事項から導き出される本論文の結論および貢献を、(1) 経営者予想ボラティリティが当事者の意思決定に及ぼす影響、(2) 財務的意思決定時における経営者予想開示の位置づけ、という2つの観点から述べる。

経営者予想ボラティリティが当事者の意思決定に及ぼす影響という観点からは、本論文における分析の結果、経営者予想のボラティリティは経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすこと、および経営者予想のボラティリティは株式発行時における経営者予想のバイア

スに影響を及ぼすことが明らかにされている。これらの分析結果が意味するところは、経営者予想情報の利用者たる投資家のみならず提供者である経営者もまた、経営者予想のボラティリティを考慮して経営者予想に係る意思決定を行っているということである。

Hilary et al. (2014)は、経営者予想開示が任意である米国のデータを用いて経営者予想の公表に対する株価反応およびアナリスト予想改訂を分析することにより、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすことを明らかにしている。一方で、経営者予想開示が実質的に義務付けられている日本のデータを用いて、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を検証する研究は、筆者の知る限り存在していなかった。本論文の第4章では、日本のデータを用いた分析を行い、経営者予想のボラティリティが小さい企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が大きいことを確認している。さらに、予想誤差ボラティリティの変化に関する分析では、予想誤差ボラティリティが直近期に上昇した企業ほど、経営者予想利益に対する株価反応が小さいことを観察している。これらの分析結果からは、日本においても経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に対して影響を与えることが示されている。したがって、経営者予想のボラティリティは、投資家が経営者予想情報を評価・判断するうえで考慮しているという点で、投資家の意思決定を規定する要因の1つであるといえる。

加えて、経営者予想のボラティリティは経営者による経営者予想開示行動にも影響を及ぼしていることが明らかにされている。財務的意思決定時における経営者予想開示行動に関する分析の結果、経営者はとりわけ株式発行時に通常時とは異なる経営者予想開示行動をとることが示されていることに加えて、経営者予想のボラティリティが株式発行時の経営者予想開示行動に影響を与えることが示されている。より具体的にいえば、経営者予想のボラティリティが大きい企業ほど、株式発行時における経営者予想開示行動をより大きく変化させることが明らかにされている。この分析結果は、経営者が経営者予想のボラティリティを考慮して株式発行時における経営者予想開示行動を選択する、という考察と整合的である。したがって、経営者予想のボラティリティは、経営者が経営者予想開示に関する意思決定に影響を及ぼす要因の1つであるといえる。

以上の議論から、本論文では、経営者予想ボラティリティは経営者予想開示に関わる当事者である経営者および投資家の双方の意思決定に影響を及ぼしている、と結論づける。

経営者予想ボラティリティが経営者および投資家の双方の経営者予想開示に係る意思決定に影響を及ぼすという本論文の結論からは、経営者予想の継続的な開示が有する意義が示唆される。経営者予想のボラティリティは、経営者予想の開示が継続的になさなければ把握することが困難な経営者予想の特性である。それゆえ、経営者予想のボラティリティが投資家および経営者の意思決定に影響を及ぼすという本論文の結論は、とりもなおさず、継続的な経営者予想開示の有無が経営者予想開示の情報有用性に影響を及ぼすことを意味していると考えられる。

先行研究の言葉を借りれば、本論文の検証結果は、経営者予想のボラティリティが投資家

にとっての経営者予想情報のレピュテーション (reputation, Graham et al., 2005) を捉えていることを示唆している。経営者予想が継続的に開示されていない場合、投資家は各企業が開示する経営者予想情報のレピュテーションを峻別することが困難になる。潜在的に経営者予想情報に関するレピュテーションの高い企業と低い企業が混在する状況下において、投資家がそれを峻別することができない場合、両社の経営者予想に対する投資家の評価は平均的には同等にならざるを得ない。これは結果として、株式市場全体における効率的な資源配分を妨げる可能性があるだろう。加えて、経営者予想のボラティリティが財務的意思決定時における経営者予想開示行動に影響を及ぼすという結論からは、経営者予想の継続的な開示は経営者予想のボラティリティの観測を可能にするため、経営者予想開示行動に関する投資家の予測に資することが示唆される。経営者予想が継続的に開示されていない場合、投資家は各企業が開示する経営者予想のボラティリティを峻別することが困難なため、どの企業が財務的意思決定時において平時と大きく異なる経営者予想開示行動をとる可能性があるのかを、投資家が判断することは困難だからである。

このように、本論文は継続的な経営者予想開示の意義を明らかにしている点で、経営者予想開示に携わる実務家に対して貢献を有すると考えられる。2012年、経営者予想開示に関する実務上の取扱いが大幅に見直された結果、経営者予想非開示化のハードルは低下している。現在のところ、経営者予想開示企業が減少するような事態には陥っていないものの、経営者予想の非開示化が選択可能となった現在、継続的な経営者予想開示の重要性を示唆する経験的証拠を提示したことは、本論文の経営者予想開示の実務に対する貢献の1つであるといえるだろう。

また本論文は、経営者予想開示に関して米国とは大きく異なる制度的背景を有する日本において、経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすことを明らかにしている点で、学術的な貢献を有していると考えられる。経営者予想のボラティリティが経営者予想の情報有用性に影響を及ぼすことを明らかにした先行研究である Hilary et al. (2014)は、経営者予想の開示が任意である米国の上場会社を対象として分析を行っている。本論文は、上場会社による経営者予想の開示が実質的に義務付けられており、米国とは大きく異なる制度環境を有する日本においても、投資家が予想誤差の時系列特性の企業間差異を織り込んで経営者予想の公表に対して反応していることを明らかにしており、経験的証拠の蓄積に貢献しているといえるだろう。

加えて、本論文は、経営者予想が継続的に開示されており各企業の複数期間にわたる予想情報の入手が容易であるという日本の制度的特徴を活かし、経営者予想のボラティリティの変化が経営者予想の情報有用性に及ぼす影響を明らかにしている。予想誤差ボラティリティの水準と変化を同時に考慮することにより、事前に予想誤差ボラティリティの水準が低い企業であっても予想誤差ボラティリティが上昇した場合には、経営者予想利益に対する株価反応が低下することを発見している。この分析結果は、経営者予想利益の公表を通じて市場に伝達する新規情報を割り引かれずに評価されるために、予想誤差ボラティリティ

を低い水準に維持し続ける必要性を示唆している。ほぼすべての上場会社が継続的に経営者予想を開示している日本の制度的特徴を活かして、先行研究では得られていない新たな証拠を提示している点で、学術的な貢献を有しているといえるだろう。

次に、財務的意思決定時における経営者予想開示の位置づけという観点からは、本論文における分析の結果、経営者は公募増資時に非実施企業よりも悲観的な経営者予想を開示すること、第三者割当増資時に非実施企業よりも楽観的な経営者予想を開示すること、および自己株式取得企業と非開示企業で経営者予想開示行動が異なることが確認されている。

全ての経営者が既存株主の富の最大化を目的として、株式発行時における資金調達額の最大化、あるいは自己株式取得時における支払金額の最小化を意図するのならば、株式発行時には楽観的な経営者予想が開示され、自己株式取得時には悲観的な経営者予想が開示されるだろう。しかしながら、本論文の分析からは、経営者が必ずしも既存株主の富の最大化を意図した経営者予想開示行動を選択するのではなく、それ以外の意図をもって財務的意思決定および経営者予想開示に関する意思決定を行う経営者が相当数存在することが示唆されている。特に、自己株式取得時においては、経営者は自己株式の取得を「目的」とした意思決定を行っているというよりはむしろ、公表した経営者予想に対する株式市場の過小評価をシグナルするための「手段」として自己株式の取得を行うことが示唆されている。株式発行時における経営者予想開示行動に関して、本論文ではなぜ株式発行方法によって異なる経営者予想開示行動がとられるのを分析していない。それゆえ、経営者がどのような意図を持って株式発行時、特に公募増資時における経営者予想開示に関する意思決定をしているのかは定かではないが、既存株主の富の最大化以外の意図を有する経営者が一定数存在することは確かだろう。

以上の議論を踏まえ、本論文では財務的意思決定時における経営者予想開示の位置づけという観点から、必ずしも株式発行時における資金調達額の最大化あるいは自己株式取得時における支払金額の最小化を意図した、機会主義的な経営者予想開示行動がなされるわけでない、と結論づける。

財務的意思決定時における経営者予想開示の位置づけという観点からは、本論文の貢献として、財務的意思決定時における情報開示行動に強い関心を寄せる株式投資家に対する示唆、および財務的意思決定時における情報開示行動に関する経験的証拠の蓄積を挙げることができる。本論文は、財務的意思決定時における経営者予想開示行動を、ほぼ同一期間のサンプルを用いて統一的な手法に基づいて検証している。各々の先行研究では異なる期間のサンプルを異なる手法を用いて分析しているため、異なる分析結果が観察された場合に、その結果の差異が経済的実態に起因するのか、あるいはリサーチ・デザインやサンプルに起因するのかを判断するのは困難である。他方、本論文では一貫して2000年代から2010年代前半を分析対象期間として、統一的なリサーチ・デザインに基づいて財務的意思決定時における経営者予想開示行動を実証的に検討している。それゆえ、異なる種類の財務的意思決定時に際して異なる経営者予想開示行動が観察される場合に、その結果の差異を経済的

実態の差異に帰着することができると考えられる。それゆえ、公募増資企業が非実施企業よりも悲観的な経営者予想を開示し、第三者割当増資時に非実施企業よりも楽観的な経営者予想を開示し、自己株式取得時に経営者予想開示行動を変化させない、という本論文の分析結果は経済的実態を反映していると考えられる。むしろ、本論文で得られた分析結果がどの程度の外的妥当性を有するのか、という点に関しては議論の余地があるが、公募増資、第三者割当増資、および自己株式取得に際して、各々異なる経営者予想開示行動が析出されたという点に関しては、経済的実態の違いを反映しているとの判断は妥当といえるだろう。

それゆえ、財務的意思決定時における経営者予想開示行動に関して、投資家の判断・評価に資する経験的証拠を提示している点は、本論文の実務的貢献の1つであるといえるだろう。加えて、異なる種類の財務的意思決定時において異なる経営者予想開示行動がなされる、という分析結果が、統一的なリサーチ・デザインに基づいた分析により得られたことは、財務的意思決定時における情報開示行動に関する経験的証拠の蓄積という点で、学術的貢献を有しているといえるだろう。

加えて、日本の企業は財務的意思決定時に必ずしも機会主義的な経営者予想開示行動をとるわけでないという本論文の結論からは、機会主義的な情報開示行動を抑制する、株主代表訴訟以外のメカニズムの重要性が示唆される。先行研究では、訴訟リスクが高い企業ほど機会主義的な経営者予想開示行動が抑制されることが示唆されている (Baginski et al., 2002; Rogers and Stocken, 2005; Cao and Narayanamoorthy, 2011)。しかしながら、本論文は平均的には訴訟リスクが低いと考えられる日本の企業を分析対象とした場合でも、必ずしも財務的意思決定時において機会主義的な経営者予想開示行動が観察されるわけではないことを示している。それゆえ、機会主義的な経営者予想開示行動を抑制する他のメカニズムが機能していることが示唆される。先行研究では経営者の機会主義的な行動を抑制するメカニズムの1つとしてレピュテーションが取り上げられている (Atanasov et al., 2012)。過去の経営者予想のボラティリティが小さい企業ほど、第三者割当増資時に楽観的な経営者予想を開示する傾向が弱まるという本論文の検証結果は、経営者予想のボラティリティが投資家にとっての経営者予想情報のレピュテーションを捉えていることを示唆している。それゆえ、本論文は、経営者が直面する訴訟リスクが低いと考えられる日本のデータを用いて、機会主義的な行動を抑制するメカニズムとしてのレピュテーションの重要性を示唆する証拠を提示している点で、関連する研究領域に対する貢献を有すると考えられる。

第4節 今後の展望

本論文は、財務的意思決定と経営者予想開示行動の関係を実証的に検討することにより、当該研究領域の進展に一定程度の貢献を有していると考えられる。今後、研究をさらに進展させるにあたって検討を要すると考えられる次の5点に関して将来的な研究の展望を述べることで、本論文の結びとする。

第1に、株式発行方法によって異なる経営者予想開示行動が観察される理由に関する検証が挙げられる。株式発行時の経営者予想開示行動に関する本論文の分析では、公募増資時には悲観的なバイアスがかけられており、第三者割当増資時には楽観的なバイアスがかけられていることを発見している。経営者が第三者割当増資時に楽観的なバイアスをかけた経営者予想を開示するという結果は、経営者には株式発行時にグッド・ニュースを市場に伝達することにより自社の株価を上昇させ、より高い発行価格を設定するインセンティブが生じる、という考察と整合的である。その一方で、公募増資時に悲観的なバイアスをかけた経営者予想を開示するという行動が観察される理由は自明ではない。公募増資時において悲観的な経営者予想が開示される傾向にあることは Ota (2006)や鈴木 (2017)でも報告されており、本論文が分析に用いたサンプルに特有の観察結果とはいえない。公募増資企業の経営者が第三者割当増資企業の経営者よりも、楽観的な経営者予想を開示することによるレピュテーションの悪化を懸念している可能性や、負の利益サプライズに伴う投資家による株式売却を回避するために悲観的な経営者予想を開示する可能性等が考えられるが、本論文では株式発行方法によって経営者予想に係るバイアスの方向性が異なる理由について検証しておらず、残された研究課題の1つであるといえる。

第2に、株式発行時における経営者予想開示行動がもたらす経済的帰結に関する検討が挙げられる。本論文では、経営者が株式発行時に経営者予想開示行動が変化することを明らかにしたが、株式発行時における経営者予想開示行動の企業間の差異がどのような帰結をもたらすのかについては、十分な検討を行っていない。株式発行時における経営者予想開示行動がもたらす経済的帰結に関して、本論文では株式発行時における経営者予想のバイアスの差異が、株式発行後の長期株価パフォーマンスに対する説明力を有することを発見しているにすぎない。それゆえ、今後は株式発行時の経営者予想開示行動がどのような帰結をもたらすのかについて検討することにより、より豊かな知見が得られる可能性がある。

具体的な検討対象の一例として、株式発行費用を挙げることができる。株式の発行費用には、大別して発行公表時の株価の下落、ディスカウント率、および引受手数料がある。株式発行の中でも公募増資においては通常、発行価格は発表後の価格算定日の終値を基に決定されるため、公募増資発表時の株価下落は発行価格の低下をもたらすという点で、公募増資企業にとっての間接的な発行費用と見なすことができるだろう。ディスカウント率は、基準価格から発行価格への割引率であり、発行企業にとってのより直接的な発行費用とみなされる。引受手数料は引受証券会社に支払われる引受業務の対価であるが、引受手数料に代えて発行価格と払込金額の差額の総額をもって引受人の対価とすることもある⁴。株式発行時

⁴ 2015年6月30日にソニーが公表した公募増資の場合、発表日前日の2015年6月29日から価格算定基準日である2015年7月13日までに、株価は3,773円から3,526.5円へと6.53%下落している。基準価格3,526.5円に対して発行価格は3,420.5円であるため、ディスカウント率は3.01%である。当該案件における引受業務の対価は発行価格と払込金額の差額（の総額）であり、発行価格3,420.5円に対して払込金額3,279.44円であるため、4.12%である。

における経営者予想開示行動が情報の非対称性に影響を及ぼすのならば、情報の非対称性を拡大させるような経営者予想開示行動は発行費用の増大をもたらす可能性がある。また、株式発行公表前時点において楽観的な経営者予想が開示された結果、株価が割高になり、それを投資家が認識している場合、投資家は楽観的な経営者予想を開示した発行企業に対してより高いディスカウント率を要求し発行費用が増大するかもしれない。このように、株式発行時における経営者予想開示行動は株式の発行費用に影響を及ぼす可能性があり、今後検討すべき課題の1つだと考えられる。

第3に、自己株式の取得を取得方法や取得動機等を区別することにより、より精緻な検証が可能になると考えられる⁵。太田・河瀬 (2016)は日本における自己株式取得案件を取得方法によって区別して、取得公表に対する短期および長期の株価反応を検証している。彼らは自己株式取得案件を、一般的なオークション方式による自己株式取得 (Auction 買付) と、東京証券取引所が提供する ToSTNeT (Tokyo Stock Exchange Trading NeTwork System) を利用した立会外自己株式取得 (ToSTNeT 買付) に区別した分析の結果、両者の株価反応が短期および長期の双方において異なることを報告している。取得方法による株価反応の違いが自己株式取得の動機の違いを反映している場合、取得方法によって異なる経営者予想の開示行動が観察されるかもしれない。加えて、自己株式取得時の財務状況や自己株式取得の発表資料に記載された目的に基づいて自己株式の取得の動機を特定することによって、自己株式の取得に際しての経営者予想開示行動に関する新たな知見が得られるかもしれない。

第4に、他の財務的意思決定への検討対象の拡張が挙げられる。本論文では財務的意思決定として公募増資・第三者割当増資および自己株式取得を取り上げ、経営者予想開示との関係性を検証している一方で、転換社債や優先株式は普通株式と大きく異なる性質を有していると考え、検討の対象とはしていない。しかしながら、これら金融商品の発行と情報開示行動の関係に関する研究の蓄積が限定的であることを踏まえれば、研究の余地は広範に残されているといえる。加えて、企業買収もまた、新たな分析対象の候補の1つとして挙げることができる。買収企業は一般に買収対価の支払手段として、自己株式あるいは現金のいずれかを選択する。このうち、買収対価の支払手段として自己株式を選択した場合、つまり株式交換を選択した場合、株式交換企業の経営者は企業買収前に自社の株価を引き上げるインセンティブを有することになる。経営者予想開示を通じて自社の株価を引き上げることを意図する場合、経営者は買収前に楽観的な経営者予想の開示あるいは経営者予想の上方修正を行うかもしれない。このように、検討対象の拡張によって新たな知見を獲得できるだろう。

⁵ 河瀬 (2015, 2016)は、自己株式の取得方法ごとに資本市場における自己株式取得の公表に対する株価反応に関する先行研究をレビューしている。

⁶ Ge and Lennox (2011)は、買収対価の支払手段と経営者予想開示行動の関係を分析している。

第5に、経営者予想の修正行動を考慮した検証が挙げられる。本論文では、財務的意思決定がなされる期の期初の経営者予想に焦点を合わせ、経営者予想開示行動に関する分析を行っている。通常、当期の決算短信公表時に同時に開示される期初の経営者予想は、次期の業績に関して初めて開示される経営者予想であるため、投資家からの注目度も相当に高いと考えられる。しかしながら、期初経営者予想は開示のタイミングという点では経営者が行使できる裁量の余地は大きくない。他方で、経営者予想の修正は、有価証券上場規程第405条に拠れば、「公表がされた直近の予想値（中略）に比較して当該上場会社が新たに算出した予想値又は当連結会計年度の決算において差異（中略）が生じた場合」に、「直ちに」開示することが義務付けられているものの、外部者がその差異がいつ生じたか把握することは困難であるため、経営者は経営者予想の修正のタイミングを選択する上での裁量を相当程度有していると考えられる。それゆえ、経営者は株式発行や自己株式取得の公表タイミングと経営者予想の修正タイミングの双方を考慮して意思決定を下すことができると考えられる。したがって、経営者予想の修正行動を含めて分析することで、財務的意思決定と経営者予想開示行動の関係を、より動的に把握することが可能になると考えられる。

これらの点は今後の展望であり、残された課題としたい。

参考文献

- Ahern, K. R., and D. Sosyura. (2014). Who Writes the News? Corporate Press Releases during Merger Negotiations. *The Journal of Finance* 69 (1): 241–291.
- Ajinkya, B. B., and M. J. Gift. (1984). Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations. *Journal of Accounting Research* 22 (2): 425–444.
- Almeida, H., V. Fos, and M. Kronlund. (2016). The real effects of share repurchases. *Journal of Financial Economics* 119 (1): 168–185.
- Atanasov, V., V. Ivanov, and K. Litvak. (2012). Does Reputation Limit Opportunistic Behavior in the VC Industry? Evidence from Litigation against VCs. *The Journal of Finance* 67 (6): 2215–2246.
- Atiase, R. K., H. Li, S. Supattarakul, and S. Tse. (2005). Market reaction to multiple contemporaneous earnings signals: Earnings announcements and future earnings guidance. *Review of Accounting Studies* 10 (4): 497–525.
- Atiase, R. K., S. Supattarakul, and S. Tse. (2006). Market Reaction to Earnings Surprise Warnings: The Incremental Effect of Shareholder Litigation Risk on the Warning Effect. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 21 (2): 191–222.
- Baginski, S. P., E. J. Conrad, and J. M. Hassell. (1993). The Effects of Management Forecast Precision on Equity Pricing and on the Assessment of Earnings Uncertainty. *The Accounting Review* 68 (4): 913–927.
- Baginski, S. P., J. M. Hassell, and M. D. Kimbrough. (2002). The Effect of Legal Environment on Voluntary Disclosure: Evidence from Management Earnings Forecasts Issued in U.S. and Canadian Markets. *The Accounting Review* 77 (1): 25–50.
- Bagwell, L. S. (1991). Share Repurchase and Takeover Deterrence. *The RAND Journal of Economics* 22 (1): 72–88.
- — —. (1992). Dutch Auction Repurchases: An Analysis of Shareholder Heterogeneity. *The Journal of Finance* 47 (1): 71–105.
- Beneish, M. D., and M. E. Vargus. (2002). Insider Trading, Earnings Quality, and Accrual Mispricing. *The Accounting Review* 77 (4): 755–791.
- Bergstresser, D., and T. Philippon. (2006). CEO incentives and earnings management. *Journal of Financial Economics* 80 (3): 511–529.
- Billett, M. T., and H. Xue. (2007). The Takeover Deterrent Effect of Open Market Share Repurchases. *The Journal of Finance* 62 (4): 1827–1850.
- Botsari, A., and G. Meeks. (2008). Do Acquirers Manage Earnings Prior to a Share for Share Bid? *Journal of Business Finance & Accounting* 35 (5–6): 633–670.

- Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey, and R. Michaely. (2005). Payout policy in the 21st century. *Journal of Financial Economics* 77 (3): 483–527.
- Brockman, P., I. K. Khurana, and X. Martin. (2008). Voluntary disclosures around share repurchases. *Journal of Financial Economics* 89 (1): 175–191.
- Cao, Z., and G. S. Narayanamoorthy. (2011). The Effect of Litigation Risk on Management Earnings Forecasts. *Contemporary Accounting Research* 28 (1): 125–173.
- Chan, K., D. L. Ikenberry, I. Lee, and Y. Wang. (2010). Share repurchases as a potential tool to mislead investors. *Journal of Corporate Finance* 16 (2): 137–158.
- Chen, A. S., L. Y. Cheng, K. F. Cheng, and S. W. Chih. (2010). Earnings management, market discounts and the performance of private equity placements. *Journal of Banking & Finance* 34 (8): 1922–1932.
- Cheng, Q., and K. Lo. (2006). Insider Trading and Voluntary Disclosures. *Journal of Accounting Research* 44 (5): 815–848.
- Cheng, Q., T. Luo, and H. Yue. (2013). Managerial Incentives and Management Forecast Precision. *The Accounting Review* 88 (5): 1575–1602.
- Cheng, Q., and T. D. Warfield. (2005). Equity Incentives and Earnings Management. *The Accounting Review* 80 (2): 441–476.
- Cheng, Y., J. Harford, and T. (Tim) Zhang. (2015). Bonus-Driven Repurchases. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 50 (3): 447–475.
- Chiu, Y.-C., and W. Liang. (2015). Do firms manipulate earnings before accelerated share repurchases? *International Review of Economics & Finance* 37: 86–95.
- Chou, D. W., M. Gombola, and F. Y. Liu. (2010). Earnings management and long-run stock performance following private equity placements. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 34 (2): 225–245.
- Cohen, D. A., and P. Zarowin. (2010). Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economics* 50 (1): 2–19.
- Coller, M., and T. L. Yohn. (1997). Management Forecasts and Information Asymmetry: An Examination of Bid-Ask Spreads. *Journal of Accounting Research* 35 (2): 181.
- Comment, R., and G. A. Jarrell. (1991). The Relative Signalling Power of Dutch-Auction and Fixed-Price Self-Tender Offers and Open-Market Share Repurchases. *The Journal of Finance* 46 (4): 1243–1271.
- Conroy, R. M., R. S. Harris, and Y. S. Park. (1998). Fundamental information and share prices in Japan: evidence from earnings surprises and management predictions. *International Journal of Forecasting* 14 (2): 227–244.
- Cotter, J., I. Tuna, and P. D. Wysocki. (2006). Expectations Management and Beatable Targets: How Do Analysts React to Explicit Earnings Guidance? *Contemporary Accounting*

- Research* 23 (3): 593–628.
- Dann, L. Y. (1981). Common stock repurchases. *Journal of Financial Economics* 9 (2): 113–138.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2): 133–168.
- Dichev, I. D., and V. W. Tang. (2009). Earnings volatility and earnings predictability. *Journal of Accounting and Economics* 47 (1–2): 160–181.
- Dittmar, A. K. (2000). Why Do Firms Repurchase Stock? *Journal of Business* 73 (3): 331–355.
- Edmans, A., L. Goncalves-Pinto, Y. Wang, and M. Xu. (2017). Strategic News Releases in Equity Vesting Months. *Working Paper*.
- Erickson, M., and S. Wang. (1999). Earnings management by acquiring firms in stock for stock mergers. *Journal of Accounting and Economics* 27 (2): 149–176.
- Feng, M., and A. S. Koch. (2010). Once Bitten, Twice Shy: The Relation between Outcomes of Earnings Guidance and Management Guidance Strategy. *The Accounting Review* 85 (6): 1951–1984.
- Frankel, R., M. McNichols, and G. P. Wilson. (1995). Discretionary Disclosure and External Financing. *The Accounting Review* 70 (1): 135–150.
- Frost, C. A. (1997). Disclosure policy choices of UK firms receiving modified audit reports. *Journal of Accounting and Economics* 23 (2): 163–187.
- Ge, R., and C. Lennox. (2011). Do acquirers disclose good news or withhold bad news when they finance their acquisitions using equity? *Review of Accounting Studies* 16 (1): 183–217.
- Gong, G., L. Y. Li, and J. J. Wang. (2011). Serial Correlation in Management Earnings Forecast Errors. *Journal of Accounting Research* 49 (3): 677–720.
- Gong, G., H. Louis, and A. X. Sun. (2008a). Earnings Management and Firm Performance Following Open-Market Repurchases. *The Journal of Finance* 63 (2): 947–986.
- — —. (2008b). Earnings management, lawsuits, and stock-for-stock acquirers' market performance. *Journal of Accounting and Economics* 46 (1): 62–77.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 (1–3): 3–73.
- Grullon, G., and R. Michaely. (2004). The Information Content of Share Repurchase Programs. *The Journal of Finance* 59 (2): 651–680.
- He, D. (Steven), D. C. Yang, and L. Guan. (2010). Earnings management and the performance of seasoned private equity placements. *Managerial Auditing Journal* 25 (6): 569–590.
- Higgins, H. N. (2013). Do stock-for-stock merger acquirers manage earnings? Evidence from Japan. *Journal of Accounting and Public Policy* 32 (1): 44–70.
- Hilary, G., and C. Hsu. (2013). Analyst Forecast Consistency. *The Journal of Finance* 68 (1): 271–

- 297.
- Hilary, G., C. Hsu, and R. Wang. (2014). Management Forecast Consistency. *Journal of Accounting Research* 52 (1): 163–191.
- Houston, J. F., B. Lev, and J. W. Tucker. (2010). To guide or not to guide? Causes and consequences of stopping quarterly earnings guidance. *Contemporary Accounting Research* 27 (1): 143–185.
- Hovakimian, A., T. Opler, and S. Titman. (2001). The Debt-Equity Choice Published. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36 (1): 1–24.
- Hribar, P., N. T. Jenkins, and W. B. Johnson. (2006). Stock repurchases as an earnings management device. *Journal of Accounting and Economics* 41 (1–2): 3–27.
- Huang, X., S. H. Teoh, and Y. Zhang. (2014). Tone Management. *The Accounting Review* 89 (3): 1083–1113.
- Hutton, A. P., and P. C. Stocken. (2009). Prior Forecasting Accuracy and Investor Reaction to Management Earnings Forecasts. *Working Paper*.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen. (1995). Market Underreaction to Open Market Share Repurchases. *Journal of Financial Economics* 39 (2–3): 181–208.
- Iwasaki, T., N. Kitagawa, and A. Shuto. (2015). Managerial Discretion over Their Initial Earnings Forecasts. *Working Paper*.
- Jennings, R. (1987). Unsystematic Security Price Movements, Management Earnings Forecasts, and Revisions in Consensus Analyst Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research* 25 (1): 90–110.
- Johnson, M. F., R. Kasznik, and K. K. Nelson. (2001). The Impact of Securities Litigation Reform on the Disclosure of Forward-Looking Information By High Technology Firms. *Journal of Accounting Research* 39 (2): 297–327.
- 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 (5): 1575–1606.
- Lang, M. H., and R. J. Lundholm. (2000). Voluntary Disclosure and Equity Offerings: Reducing Information Asymmetry or Hying the Stock? *Contemporary Accounting Research* 17 (4): 623–662.
- Li, O. Z., and Z. Zhuang. (2012). Management Guidance and the Underpricing of Seasoned Equity Offerings. *Contemporary Accounting Research* 29 (3): 710–737.
- Louis, H. (2004). Earnings management and the market performance of acquiring firms. *Journal of Financial Economics* 74 (1): 121–148.
- Masulis, R. W. (1980). Stock Repurchase by Tender Offer: An Analysis of the Causes of Common Stock Price Changes. *The Journal of Finance* 35 (2): 305.

- McNichols, M. (1989). Evidence of Informational Asymmetries from Management Earnings Forecasts and Stock Returns. *The Accounting Review* 64 (1): 1–27.
- Myers, S. C., and N. S. Majluf. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics* 13 (2): 187–221.
- Nagar, V., D. Nanda, and P. Wysocki. (2003). Discretionary disclosure and stock-based incentives. *Journal of Accounting and Economics* 34 (1–3): 283–309.
- Ng, J., Í. Tuna, and R. Verdi. (2013). Management forecast credibility and underreaction to news. *Review of Accounting Studies* 18 (4): 956–986.
- Ota, K. (2006). Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan. In *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, edited by G. Gregoriou and M. Gaber, 267–294. Burlington, MA: Elsevier Press.
- . (2010). The value relevance of management forecasts and their impact on analysts' forecasts: empirical evidence from Japan. *Abacus* 46 (1): 28–59.
- Patell, J. M. (1976). Corporate forecasts of earnings per share and stock price behaviour: empirical tests. *Journal of Accounting Research* 14 (2): 246–276.
- Penman, S. H. (1980). An Empirical Investigation of the Voluntary Disclosure of Corporate Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research* 18 (1): 132–160.
- Pownall, G., C. Wasley, and G. Waymire. (1993). The Stock Price Effects of Alternative Types of Management Earnings Forecasts. *The Accounting Review* 68 (4): 896–912.
- Prakash, P., and A. Rappaport. (1977). Information inductance and its significance for accounting. *Accounting, Organizations and Society* 2 (1): 29–38.
- Rangan, S. (1998). Earnings management and the performance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 (1): 101–122.
- Rogers, J. L., and A. Van Buskirk. (2009). Shareholder litigation and changes in disclosure behavior. *Journal of Accounting and Economics* 47 (1–2): 136–156.
- Rogers, J. L., and P. C. Stocken. (2005). Credibility of Management Forecasts. *The Accounting Review* 80 (4): 1233–1260.
- Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70 (1): 41–55.
- . (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician* 39 (1): 33.
- Ruland, W., S. Tung, and N. E. George. (1990). Factors Associated with the Disclosure of Managers Forecasts. *The Accounting Review* 65 (3): 710–721.
- Sawicki, J., and K. Shrestha. (2008). Insider Trading and Earnings Management. *Journal of Business Finance & Accounting* 35 (3–4): 331–346.

- Shivakumar, L. (2000). Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings? *Journal of Accounting and Economics* 29 (3): 339–371.
- Skinner, D. J. (1997). Earnings disclosures and stockholder lawsuits. *Journal of Accounting and Economics* 23 (3): 249–282.
- Skinner, D. J., and R. G. Sloan. (2002). Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of Accounting Studies* 7 (2–3): 289–312.
- Skinner, D. J., and S. Srinivasan. (2012). Audit Quality and Auditor Reputation: Evidence from Japan. *The Accounting Review* 87 (5): 1737–1765.
- Solomon, D. H. (2012). Selective Publicity and Stock Prices. *The Journal of Finance* 67 (2): 599–638.
- Stephens, C. P., and M. S. Weisbach. (1998). Actual Share Repurchases in Open-Market Repurchase Programs. *The Journal of Finance* 53 (1): 313–333.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. (1998). Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 (1): 63–99.
- Vafeas, N., and O. Maurice Joy. (1995). Open market share repurchases and the free cash flow hypothesis G35. *Economics Letters* 48 (3–4): 405–410.
- Vermaelen, T. (1981). Common stock repurchases and market signalling. *Journal of Financial Economics* 9 (2): 139–183.
- Verrecchia, R. E., and C. Wang. (2011). Some Thoughts on Accounting Research in Japanese Settings. *The Japanese Accounting Review* 1: 131–133.
- Waymire, G. (1984). Additional Evidence on the Information Content of Management Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research* 22 (2) (2): 703–718.
- Williams, P. A. (1996). The Relation between a Prior Earnings Forecast by Management and Analyst Response to a Current Management Forecast. *The Accounting Review* 71 (1): 103–115.
- 浅野敬志. (2007). 「経営者の業績予想における期待マネジメントと利益マネジメント」. 『年報経営分析研究』 (23): 33–42.
- 浅野敬志, 石井康彦, 中山重穂. (2007). 「企業再編における利益管理行動と株式交換のアナウンスメント効果」. 『名城論叢』 7 (4): 101–128.
- 伊藤邦雄. (1985). 「会計政策と財務戦略-ミッシング・リンクの探究」. 『ビジネスレビュー』 33 (1): 14–32.
- . (1996). 『会計制度のダイナミズム』. 岩波書店.
- . (2011). 「業績予想開示の意義と見直しの方向性」. 『企業会計』 63 (11): 18–27.
- 太田浩司. (2002). 「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」. 『証券アナリストジャーナル』 40 (3): 85–109.

- 太田浩司, 河瀬宏則. (2014). 「コンセンサス予想の経営者予想に対する優位性の決定要因」. 『経営財務研究』 34 (1): 20-52.
- . (2016). 「自社株買いの公表に対する短期および長期の市場反応: Auction買付とToSTNeT買付の比較」. 『現代ファイナンス』 (38): 61-93.
- 大日方隆. (2006). 「多段階利益の持続性, 資本化係数とValue Relevance--日本式損益計算書における多段階利益の特性」. 『経済学論集』 72 (2): 18-84.
- . (2013). 『利益率の持続性と平均回帰』. 中央経済社.
- 河瀬宏則. (2015). 「自社株買いの買付手法と資本市場への経済的帰結に関する日米の研究: 市場内買付に関する文献サーベイ」. 『エコノミクス』 20 (1): 55-98.
- . (2016). 「自社株買いの買付手法と資本市場への経済的帰結に関する日米の研究: 市場外買付に関する文献サーベイ」. 『エコノミクス』 20 (3): 69-101.
- 北川教央. (2009). 「組織再編企業の利益調整と株価形成」. 『会計プロGRESS』 (10): 16-27.
- 後藤雅敏, 桜井久勝. (1993a). 「利益予測情報と株価形成」. 『会計』 143 (6): 875-885.
- . (1993b). 「利益予測の改訂情報とインサイダー取引規制」. 『企業会計』 45 (9): 1279-1284.
- 桜井久勝, 後藤雅敏. (1992). 「利益予測改訂情報に対する株価反応-インサイダー取引規制の実証分析」. 『会計』 141 (6): 845-859.
- 島田佳憲. (2013). 『自社株買いと会計情報』. 中央経済社.
- 清水康弘. (2007). 「経営者予想に含まれるバイアスの継続性とミスプライシング」. 『証券アナリストジャーナル』 45 (8): 80-96.
- 調勇二. (2017). 「経営者予想誤差のボラティリティと株価反応」. 『一橋商学論叢』 12 (2): 46-61
- 鈴木健嗣. (2017). 『日本のエクイティ・ファイナンス』. 中央経済社.
- 高須悠介. (2013). 「業績予想開示の企業特性と市場反応」. 『インベスター・リレーションズ』 (7): 3-30.
- 高原康太郎. (2012). 「公募増資企業における経営者の利益マネジメント」. 『商学研究科紀要』 75: 303-321.
- 田村威文, 中條祐介, 浅野信博. (2015). 『会計学の手法: 実証・分析・実験によるアプローチ』. 中央経済社.
- 円谷昭一. (2008). 「経営者業績予想の駆け込み修正の研究-その実態と実証会計学への影響」. 『証券アナリストジャーナル』 46 (5): 70-81.
- . (2011). 「業績予想コミュニケーションの重要性-IR実態調査の結果をふまえて」. 『企業会計』 63 (11): 1628-1634.
- 河栄徳. (1994). 「ファイリング制度の実証分析-業績予想修正の情報効果」. 『企業会計』 46 (6): 803-812.
- 花枝英樹, 芹田敏夫. (2008). 「日本企業の配当政策・自社株買い-サーベイ・データによる検

- 証」. 『現代ファイナンス』 (24): 129-160.
- 村宮克彦. (2005). 「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」. 『証券アナリストジャーナル』 43 (9): 83-97.
- 山崎尚志, 山口聖. (2012). 「わが国株式市場における株価の長期パフォーマンスの測定方法の評価」. 『国民経済雑誌』 206 (3): 35-56.
- 山本勲. (2015). 『実証分析のための計量経済学: 正しい手法と結果の読み方』. 中央経済社.