

2016 年度

青山学院大学審査学位論文

指導教員 小倉 昇 教授

業績予想精度が企業価値の推定に与える影響

—価値関連性分析を用いた実証的研究—

An Empirical Research on the Relationship between
Earnings Forecast Accuracy and Ability of Estimating
Corporate Value

青山学院大学専門職大学院

会計プロフェッション研究科

プロフェッショナル会計学専攻

治田 徳昭

業績予想精度が企業価値の推定に与える影響

—価値関連性分析を用いた実証的研究—

目次

第1章	日本の企業の業績予想と課題.....	3
1.1.	研究の背景と問題意識.....	3
1.2.	日本における業績予想制度.....	4
1.3.	定量的な情報で見る日本企業の経営者予想の現状.....	6
1.3.1	予想誤差に見る日本の経営者予想.....	8
1.3.2	統計量から見る日本企業の経営者予想の特徴.....	13
1.4.	本論文の研究目的.....	13
1.5.	本論文の研究方法与構成.....	15
第2章	経営者予想を取りまく研究の進展.....	18
2.1.	はじめに	18
2.2.	経営者予想の有用性に関する研究.....	19
2.3.	予想誤差の特徴と評価に関する研究.....	22
2.4.	予想修正の影響に関する研究.....	28
2.5.	日米における業績予想研究の違い.....	31
2.6.	経営者予想に関する研究の成果と課題.....	33
第3章	経営者予想の資本市場における有用性.....	37
3.1.	はじめに	37
3.2.	イベント・スタディを用いた情報有用性の検証.....	37
3.2.1	CAR を利用した実証研究	37
3.2.2	CAR の定義と利用	38
3.2.3	同時発表情報を分離する検証モデル.....	41
3.2.4	CAR を用いた重回帰分析による年度別検証.....	43
3.3.	価値関連性分析による有用性の検証.....	46
3.3.1	価値関連性分析の提案と有効性.....	46
3.3.2	価値関連性分析を用いた重回帰モデル.....	47
3.3.3	価値関連性分析を用いた情報有用性の年度別検証.....	48
3.4.	日本市場における経営者予想の予想誤差と情報有用性の関係.....	50

第4章	経営者予想の誤差と情報有用性の関係の検証.....	53
4.1.	はじめに	53
4.2.	予想誤差の影響を検証する研究.....	54
4.3.	リサーチ・デザイン.....	56
4.3.1	分析モデルの構築.....	56
4.3.2	検証に用いられたデータ	58
4.4.	仮定の検証	60
4.5.	情報仮説の適合性について.....	62
4.6.	重回帰モデルに対するサンプルの適合性に関する確認.....	63
4.7.	結論	64
第5章	予想誤差と有用性の関係の経年分析.....	67
5.1.	はじめに	67
5.2.	回帰分析の結果.....	69
5.3.	結論	74
第6章	総括	77
6.1.	本論文の総括.....	77
6.2.	本論文の成果および残された課題.....	80

第1章 日本の企業の業績予想と課題

1. 1. 研究の背景と問題意識

業績予想とは企業の将来業績に関する予想値のことをいう。証券アナリストによって発表される業績予想は Analyst Forecast(アナリスト予想)とよばれ、それに対して企業によって開示される自社業績予想は英語で Management Forecast 呼ばれてきた。それを受けて日本語表記では経営者予想と表現されることが多い。日本の証券市場では証券取引所の要請により、上場企業は決算短信の一部として決算値の速報と同時に当期の売上高や利益情報、配当に関する予想値を開示することが求められている。2012 年の上場会社の業績予想開示に関する実務上の取扱いの見直し以前では開示を行わない場合には、その理由の開示が求められていたことから、義務はないにもかかわらずほとんどの上場企業が自社予想を開示しており、米国市場をはじめとする他国の証券市場に比べて開示率が高いことが大きな特徴となっている。

また、インサイダー取引規制の一環として業績予想の修正について適時開示の基準が規定されていることに加えて、四半期決算短信を開示する制度によって業績予想の修正の有無にかかわらず四半期決算短信情報の一部として四半期ごとに年度業績予想を開示する実務が定着している。このような開示制度の整備を背景として、日本市場における企業の業績予想は開示頻度が高いというもうひとつの特徴を持つにいたった。

加えて、決算短信ならびに四半期決算短信は決算日後遅くとも 45 日以内に開示することを証券取引所から要請されていることから¹⁻¹⁾、定時性の高い情報であることが 3 つ目の特徴となっている。

日本市場における経営者予想に関するこのような制度的背景をもとに期初経営者予想¹⁻²⁾に着目すると、期初の経営者予想は決算短信と同時に開示されることから基本的に決算日の 10 ヶ月以上前の予想値であるため期初経営者予想はそれ以降に開示される修正予想と比べて統計的に最も誤差の大きい予想であることが知られている。加えて、経営者予想は有価証券報告書によって報告される財務諸表と異なり、会計監査制度の枠外で開示される情報であるため、予想を発表する企業が、意図的に高めの利益予想あるいは低めの利益予想を公表しようとする可能性を排除できない。本論文ではこのような意図的な予想情報の偏りを予想バイアス(forecast bias)¹⁻³⁾と呼び、特に期初の経営者予想には平均的に楽観的なバイアスが含まれることが指摘されている(太田 2002, Kato et al. 2009 他)。また、同一年度内の開示頻度の高さゆえに期初の経営者予想は修正が前提となる。それゆえ発表企業が予想バイアスを含ませる余地も高いことが指摘されており(浅野 2007 他)、その後の修正予想と比べて情報利用者からの信頼が得にくいことが考えられる。上記のような研究結果が報告される一方で McNichols(1989), 太田(2002), Kato et al.(2009)をはじめとする研究により経営者予想は市場参加者にとって有用な情報であることが示されている。

ただし 2000 年代以降、日本市場における経営者予想の開示制度のみならず会計制度全体に大きな変更が加えられており、経営者予想情報の有用性に影響を及ぼしている可能性は否定できない。また、有用性が確認されたとしても制度的背景や経済環境の変化により年度によって有用性の水準が異なることが考えられる。また上述でも指摘した通り、予想数値には経営者の恣意的な数値の操作の余地が指摘されている。このような場合、同一の年度内でも経営者が精度の高い予想数値を作成するか意図的に真実の予想数値を歪めた数値を開示するかによって、市場参加者にとって企業ごとに経営者予想の有用性の程度が異なることも考えられる。

これらの考察をふまえ、本論文では経営者予想の有用性を主たるテーマに設定し、特に経年変化に伴う環境の変化や企業の固有の要因に基づく経営者予想の精度の違いが経営者予想の有用性に与える影響を課題に実証的な研究を行う。

1. 2. 日本における業績予想制度

経営者予想情報に関する研究は欧米を中心に 1970 年代¹⁻⁴⁾から始まったが、日本の業績予想制度及び業績予想の修正開示に関する実状は米国のもものと大きく異なっている。まず本節では経営者予想の開示制度の現在に至るまでの変遷および現状を説明する。

我が国の業績予想制度は証券取引所の要請によって上場企業が発表する業績予想の開示及び金融商品取引法のインサイダー取引規制を背景とした業績予想の修正によって構成されている。また、自社業績予想の開示制度と並行してアナリストによる業績予想も発表されている。

経営者による業績予想の開示は証券取引所の記者クラブの要請を受けた上場企業が、決算発表と併せて業績の見通しを発表するという慣習によって始まった。1970 年代¹⁻⁵⁾には記者クラブによって要請されていた業績の見通しの開示要請は証券取引所に引き継がれた。決算短信の発表と同時に発表されてきた業績の見通しが、1980 年の決算短信の見直しの際にサマリー情報の様式に業績予想の欄が作られ、決算短信の一部として開示されるようになった。

その後 1989 年には改正証券取引法（現：金融商品取引法）のインサイダー取引規制に関する法令の施行にともない、上場企業の関係者が未発表の情報に基づき当該企業の証券を売買することを抑制するために、証券取引所により適時開示制度(timely disclosure)が制定された¹⁻⁶⁾。インサイダー取引規制に基づく適時開示制度により、開示された経営者予想と経営者が有する最新の予想との間に「有価証券の取引等の規制に関する内閣府令」(2007 年)において定められた数値的基準¹⁻⁷⁾を超える乖離が生じたときには直ちに修正情報を開示することが求められることとなった。したがって、日本市場における業績予想は任意開示の形式をとっているものの、最初の予想開示後は金融商品取引法の下、必要に応じて修正情報を開示することが義務付けられている。

1999 年度の決算短信の見直しでは、従来サマリー情報の様式に含まれていた定量的業績予想情報に加えて定性的情報を添付資料としてより積極的に開示することが要請され、業績見通しの根拠が記述的に説明されることとなった。

また、金融商品取引法における四半期報告制度(2008 年 4 月 1 日適用)の導入に先立ち日本の証券市場では 2003 年(2004 年度 3 月期決算企業)から四半期決算短信の報告様式が証券取引所によって定められた。それに伴って、年 4 回の業績予想開示に頻度を上げる企業が急増した。

一方で日本証券経済研究所により「業績予想開示に関する実務上の取扱いの見直し方針について」(日本証券経済研究所 2011)が発表され、2012 年には同報告書による提言を受けて経営者予想の開示の見直しが図られ、証券取引所が開示項目を定めたサマリー情報による形式以外に自由記載形式による開示や、これまで幅のない特定の値を用いたポイント表記による開示が求められていた予想値に下限値から上限値で示される幅を持たせたレンジ形式による表記が認められるなど開示方法の柔軟化が図られた。

以上のように経営者予想の開示はその要請が証券取引所に引き継がれて以降、証券取引所の上場規程や決算短信の様式の変更、金融商品取引法等の情報開示に関する法律の改正、会計制度の変更の影響を受けてその開示内容や頻度、開示形式が変化している。

これまで述べてきたような制度の変遷と定着を背景として、日本市場における経営者予想の特徴は、決算短信に強く結びついている。決算短信(四半期決算短信)は決算日後(四半期決算日後)45 日以内に開示されることが求められており、また、四半期決算短信における通期の業績予想は直近に開示された経営者予想からの修正の有無にかかわらず開示することが要請されていることから経営者による通期予想は年に 4 回定時的に開示されることになる。

日本市場における経営者予想の開示は任意であるが、業績予想開示の見直しが行われる以前の 2011 年までは、経営者予想を開示しない場合には業績予想を行わない理由の開示が求められていた。2012 年に業績予想開示の見直しが行われ、業績予想を行わない理由の開示義務が撤廃されたが、それ以降の年度に関しても 95%を超える上場企業¹⁻⁸⁾が本決算の決算短信に伴って経営者予想を開示している。したがって 2012 年以降に経営者予想の開示率が急激に低下するといった影響は今のところ指摘されておらず、依然として日本市場での経営者予想の開示率は高いといった特徴を維持している。このような背景から、日本市場における経営者予想の開示制度は義務的開示に近い任意開示と説明されることが多い。

また日本市場では定時的な予想開示に加えて随時的な経営者予想の開示も行われている。それはインサイダー取引規制の観点から、直近に開示された経営者予想数値と経営者が最新の情報として有する業績予想数値との間に内閣府令に定められる数値基準以上の乖離が存在する場合に、速やかに最新の経営者予想情報を予想修正として開示することを法令によって定めているからである。臨時修正を法令で定めることによって、企業が有する業績予想情報の一部を選択的に開示しないことや経営者が修正予想を開示するタイミングを意

図的にずらすことを防止し、企業と市場参加者との間にある情報格差の速やかな解消を企図している。

1. 3. 定量的な情報で見る日本企業の経営者予想の現状

日本企業が発表する経営者予想の特徴を説明するために、定量的な統計値を紹介した文献は多い。

年間開示回数については、2002 年までは 2 回未満で安定していた。つまり、本決算の短信の際に発表される期初予想以外に、期初予想と異なる予想値(予想修正)を発表することは、平均すると 1 回未満であった。それが、2003 年には年間開示回数が約 5 回になったことが報告されている(小倉 2016)。さらに、期初予想以外の予想開示の中には、決算日周辺あるいは決算日を過ぎてから決算値とほぼ同じ数値を予想修正として発表する企業があり、2000 年以降このような企業が漸増し、2006 年には金融・保険業除く上場企業の 8.5%に増加していることが指摘されている(円谷 2008)。

日本企業の経営者予想は、前期の本決算の決算短信の中で最初の予想発表が行われる。このような開示時期の画一性という点は、米国をはじめとする諸外国の経営者予想と比較して、日本企業の経営者予想が持つユニークな特徴であり、証券取引所の要望による業績予想の開示が始まった 1970 年代からずっと変化していない。東京証券取引所の「決算短信作成要領・四半期決算短信作成要領等」では決算短信を決算期末後 45 日以内に開示することが推奨されている。さらに 2012 年の開示方法の柔軟化が実施されるより前では、業績予想を開示しない場合、業績予想を非開示とする理由の開示が求められていた。

業績予想の開示項目が統一されている点も、日本企業の大きな特徴である。証券取引所によって表形式の決算短信の様式(サマリー情報)が用意されており、2005 年までは売上高、経常利益、当期純利益(現：親会社株主に帰属する当期純利益)¹⁻⁹⁾、1 株当たり当期純利益、1 株当たり配当の 5 項目であったが、2006 年からこれらに営業利益が加わりサマリー情報の開示項目は 6 項目になった。2015 年 3 月に更新された、日本取引所グループによって提供されている決算短信のサマリー情報(日本基準、連結情報)の様式を図 1-1 に示す。業績予想開示の項目が統一されていない米国などと比較して、日本独特の開示制度となっている(太田・姜 2011)。

加えて予想対象期間についてもサマリー情報では通期予想と第 2 四半期累計予想(半期予想)の開示が求められていることから、多くの企業は通期予想を決算短信および四半期決算短信の開示に合わせて少なくとも 4 回開示することになる。一方で四半期予想情報(3 か月間の売上高、利益などの予想)に関してはサマリー形式で求められていないことからほとんどの企業で作成されていない。東京証券取引所の「平成 27 年 3 月期決算短信発表状況の集計結果について」(2015a)では 3 月期決算の内国会社の決算短信について集計を行っており、業績予想の開示期間について業績予想を開示した企業(96.7%)のうち、通年の業績予想をボ

図 1-1 決算短信の様式(サマリー情報)

平成年*月期 決算短信〔日本基準〕(連結)**

平成**年**月**日

上場会社名 ○○○○○○株式会社 上場取引所 東・名・福・札
 コード番号 **** URL http://
 代表者 (役職名) ○○○○○○○○○○○○ (氏名) ○○○ ○○○
 問合せ先責任者 (役職名) ○○○○○○○○○○○○ (氏名) ○○○ ○○○ (TEL)**(****)****
 定時株主総会開催予定日 平成**年**月**日 配当支払開始予定日 平成**年**月**日
 有価証券報告書提出予定日 平成**年**月**日
 決算補足説明資料作成の有無 : ☒ 有・無
 決算説明会開催の有無 : ☒ 有・無 (○○○向け)

(百万円未満切捨て)

1. 平成**年*月期の連結業績 (平成**年**月**日～平成**年**月**日)

(1) 連結経営成績 (％表示は対前期増減率)

	売上高		営業利益		経常利益		親会社株主に帰属する当期純利益	
	百万円	％	百万円	％	百万円	％	百万円	％
**年*月期								
**年*月期								

(注) 包括利益 **年*月期 百万円 (%) **年*月期 百万円 (%)

	1株当たり 当期純利益	潜在株式調整後 1株当たり当期純利益	自己資本 当期純利益率	総資産 経常利益率	売上高 営業利益率
	円 銭	円 銭	％	％	％
**年*月期					
**年*月期					

(参考) 持分法投資損益 **年*月期 百万円 **年*月期 百万円

(2) 連結財政状態

	総資産	純資産	自己資本比率	1株当たり純資産
	百万円	百万円	％	円 銭
**年*月期				
**年*月期				

(参考) 自己資本 **年*月期 百万円 **年*月期 百万円

(3) 連結キャッシュ・フローの状況

	営業活動による キャッシュ・フロー	投資活動による キャッシュ・フロー	財務活動による キャッシュ・フロー	現金及び現金同等物 期末残高
	百万円	百万円	百万円	百万円
**年*月期				
**年*月期				

2. 配当の状況

	年間配当金					配当金総額 (合計)	配当性向 (連結)	純資産配当率 (連結)
	第1四半期末	第2四半期末	第3四半期末	期 末	合 計			
	円 銭	円 銭	円 銭	円 銭	円 銭	百万円	％	％
**年*月期								
**年*月期								
**年*月期(予想)								

3. 平成**年*月期の連結業績予想 (平成**年**月**日～平成**年**月**日)

(％表示は、通期は対前期、四半期は対前年同四半期増減率)

	売上高		営業利益		経常利益		親会社株主に帰属する当期純利益		1株当たり 当期純利益
	百万円	％	百万円	％	百万円	％	百万円	％	円 銭
第2四半期(累計)									
通 期									

参照：日本取引所グループ Web ページ(<http://www.jpx.co.jp/equities/listed-co/format/summary/>)

イント値を用いて開示した企業が 98.8%，半期予想をポイント値を用いて開示した企業が 82.9%と従来の形式と同様の予想開示を行う企業が多いことが示される一方で，四半期予想を開示した企業は 0.3%といまだに少ないことが示された。質問紙調査による日本 IR 協議会の「業績予想開示の多様化への対応と評価」(2012)¹⁻¹⁰⁾では，予想対象期間が通期の業績予想を開示した企業は 93.6%，予想対象期間が半期の業績予想を開示した企業は 76.9%であった。一方で予想対象期間が四半期となる予想を開示した企業はわずかに 1.1%であったことを報告している。

このことから日本市場は任意開示の形式を取っており，また，2012 年から証券取引所の業績予想開示の見直しが行われ，開示方法が弾力化されたにもかかわらず依然として多くの公開企業が 2011 年以前の形式を踏襲していることが集計値から推測され，横並びの開示を行っていることに日本市場の業績予想の特徴が見られる。

1. 3. 1 予想誤差に見る日本の経営者予想

日本企業の経営者予想を観察するために重要なもうひとつの統計値が予想誤差(forecast error)である。たとえば，経営者予想に関する研究では，予想誤差の偏りがしばしば取り上げられる(Rogers & Stocken 2005, 須田・太田 2004 など)。また，アナリスト予想と経営者予想を比較する手段として，予想誤差を観察する研究もある(太田 2005)。

他方で，実績値が予想値を下回るネガティブ・サプライズ¹⁻¹¹⁾とならないように保守的な予想を開示して市場参加者の期待業績を誘導する企業が存在することや，期初に楽観的な経営者予想を開示した企業が決算値を公表するまでの間に予想値を保守的な予想に修正することでネガティブ・サプライズを回避する行動をとること(期待マネジメント)が報告されており(浅野 2007)，期初の経営者予想と，実績値公表直前までに発表された直近の経営者予想では期初予想とは予想誤差の特徴が異なることが知られている。

経営者予想の期初予想と直近予想の 2 つについて，年度別の統計値をここで紹介し，日本企業が発表する経営者予想の特徴を観察しよう。表 1-1 に売上高，営業利益，経常利益，当期利益の各項目¹⁻¹²⁾について期初予想値誤差率および直近予想値誤差率の平均値，中央値，絶対値平均を年度別に示した。企業 i の t 年度の期初予想および直近予想の誤差率は次の数式(1-1)に示すように予想値から実績値を引いたものを実績値の絶対値で除することにより算出した。

$$t \text{ 期予想誤差率}_{i,t} = \frac{t \text{ 期予想値}_i - t \text{ 期実績値}_i}{|t \text{ 期実績値}_i|} \quad (1-1)$$

(t:2000～2011)

表 1-1 に示される予想誤差率の平均値および中央値が正の場合は，実績値と比較して予想値が楽観的であったこと，負の場合は保守的であったことを示す。

表 1-1 経営者予想開示項目の誤差の変動

	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年
平均値	1.01%	-0.08%	6.40%	1.48%	-0.72%	-1.38%	-1.80%	-1.42%	0.94%	10.89%	2.39%	0.34%
売上高期初 予想誤差率	5.83%	5.68%	8.71%	5.53%	5.16%	5.30%	5.45%	5.57%	5.42%	12.14%	6.99%	5.22%
中央値	0.97%	-0.36%	4.17%	0.96%	-0.47%	-1.20%	-1.44%	-1.46%	0.18%	8.11%	1.77%	0.10%
データ数	1,118	1,265	1,307	1,351	1,389	1,429	1,472	1,512	1,532	1,544	1,548	1,558
平均値	-1.11%	0.06%	0.96%	-0.14%	-0.42%	-0.39%	-0.64%	-0.67%	-0.10%	0.47%	0.08%	0.16%
売上高直近 予想誤差率	2.96%	2.96%	2.84%	1.27%	0.84%	1.48%	1.61%	1.45%	1.26%	1.12%	1.29%	1.45%
中央値	-0.67%	-0.05%	0.44%	-0.05%	-0.18%	-0.11%	-0.24%	-0.21%	-0.01%	0.00%	-0.02%	-0.01%
データ数	256	1,184	1,280	1,335	1,382	1,419	1,464	1,500	1,518	1,532	1,539	1,552
営業利益 期初予想誤差率	平均値							-2.83%	108.54%	261.94%	51.51%	15.68%
	絶対値平均							3.12%	116.51%	271.47%	127.66%	45.69%
	中央値							-2.83%	17.18%	51.03%	-6.97%	-6.55%
	データ数							116	1,432	1,457	1,458	1,468
営業利益 直近予想誤差率	平均値							-0.64%	0.32%	-0.97%	-5.73%	-0.04%
	絶対値平均							4.33%	6.39%	9.88%	11.48%	8.47%
	中央値							-0.12%	-0.39%	-0.41%	-1.14%	-0.71%
	データ数							2	178	1,448	1,452	1,464
経常利益 期初予想誤差率	平均値	34.19%	39.68%	157.36%	76.06%	24.77%	23.61%	35.21%	32.01%	110.94%	274.68%	11.12%
	絶対値平均	84.61%	63.75%	168.44%	95.76%	50.08%	47.23%	55.92%	51.65%	123.03%	305.09%	113.27%
	中央値	-3.43%	-2.09%	31.48%	1.75%	-4.97%	-4.89%	-4.10%	-2.30%	7.52%	64.45%	-10.88%
	データ数	1,111	1,260	1,302	1,344	1,384	1,423	1,466	1,507	1,531	1,542	1,547
経常利益 直近予想誤差率	平均値	10.32%	17.38%	24.49%	-4.70%	-2.17%	-0.59%	0.42%	3.37%	7.34%	-3.93%	-6.94%
	絶対値平均	26.89%	34.42%	50.79%	10.81%	7.55%	6.89%	9.10%	10.70%	13.41%	11.65%	13.28%
	中央値	-1.72%	-0.58%	0.00%	-1.59%	-2.06%	-1.22%	-1.43%	-1.01%	-0.21%	-0.47%	-1.68%
	データ数	251	1,179	1,275	1,331	1,381	1,416	1,463	1,498	1,518	1,532	1,539
当期利益 期初予想誤差率	平均値	137.26%	80.65%	234.06%	90.71%	24.89%	42.22%	24.57%	69.89%	113.49%	262.02%	37.78%
	絶対値平均	161.53%	108.98%	245.82%	108.79%	57.67%	69.34%	52.54%	91.76%	126.75%	270.27%	114.19%
	中央値	9.18%	10.48%	81.82%	22.61%	-6.32%	-5.83%	-5.55%	-1.79%	13.00%	112.84%	-8.14%
	データ数	1,109	1,265	1,307	1,350	1,388	1,429	1,471	1,510	1,533	1,541	1,547
当期利益 直近予想誤差率	平均値	48.63%	30.62%	63.83%	2.20%	-5.50%	-0.91%	1.35%	4.42%	4.81%	2.17%	1.04%
	絶対値平均	62.26%	63.71%	88.36%	12.22%	11.36%	9.25%	13.03%	13.16%	10.90%	14.18%	17.02%
	中央値	2.71%	4.81%	12.58%	-0.23%	-2.67%	-1.91%	-1.99%	-1.00%	-0.11%	-0.08%	-1.83%
	データ数	256	1,184	1,280	1,335	1,382	1,419	1,464	1,500	1,518	1,531	1,539
												1,554

表 1-1 の統計値を計算するためのデータは日経メディアマーケティング CD-ROM データベースから抽出しており、経営者予想情報が利用可能な企業のうち東京証券取引所第一部上場企業の連結決算の数値および通期予想値から作成した。日経メディアマーケティング CD-ROM には 1997 年 1 月期以降の経営者予想データが収録されているが、予想誤差の算出に用いるデータの対象期間は 2000 年度から 2011 年度とした。

また、決算日の変更により決算月数が短くなる企業のデータが、同じ年度に重複して計上されることを回避するため、決算月数が 12 以外の企業は月数の多少の区別なく除外した。加えて誤差率の計算に必要な予想値もしくは実績値が欠落している企業も除外する。

予想誤差の集計対象とする経営者予想の誤差は期初予想誤差と直近予想誤差の 2 種類であり、期初予想は基本的に本決算の決算短信と同時に発表される経営者予想のことをいう¹⁻¹³⁾。直近予想は期初予想以降に発表された経営者予想の数値の中で最も当期の決算短信の発表に近い日に公表された経営者予想を指す¹⁻¹⁴⁾。年度の集計は予想対象となる決算期が含まれる年度に分配する。たとえば 2010 年 1 月から 2010 年 12 月に決算日を迎えるサンプルに関する予想誤差は、予想値が 2009 年内に開示されていたとしても 2010 年の誤差率として集計する。また、年度内に 1 回しか経営者予想が開示されていない場合、当該予想は期初予想として集計するが直近予想としては取り扱わない。また、その年度に 2 回以上の予想開示を行っている場合には、期初予想以降に公表された修正予想が期初予想と同じ値であっても直近予想値として取り扱う。

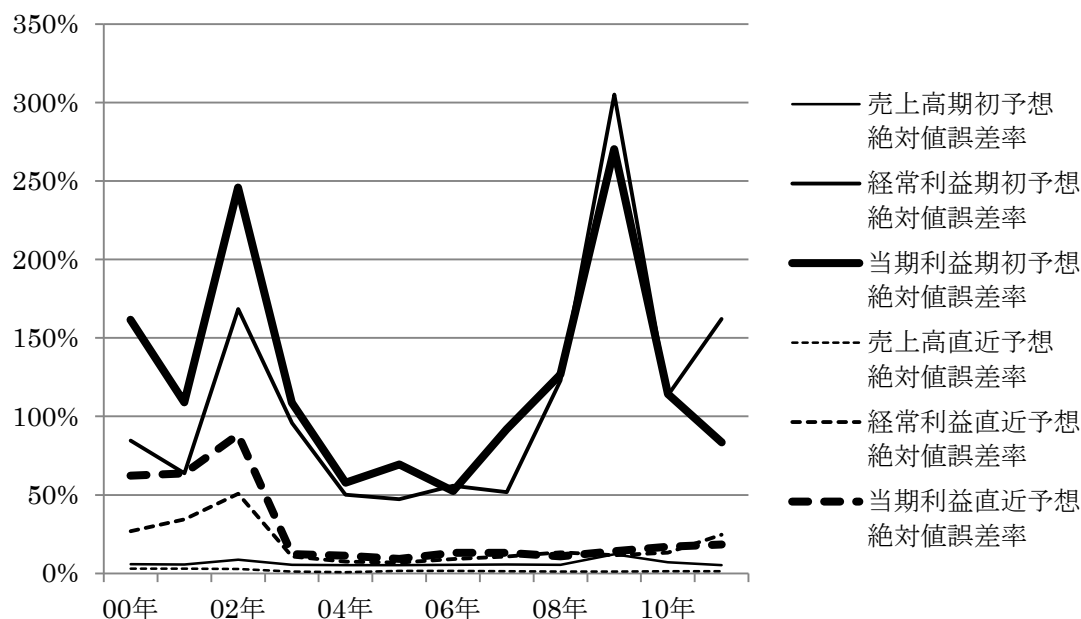
表 1-1 の誤差データから得られる特徴を以下に整理する。

a) 予想誤差の経年推移について

対象年度全体を通して期初予想誤差の平均値に関しては楽観的な数値が、直近予想誤差の中央値に関しては保守的な数値が多くみられる。さらに直近予想誤差に関して 2003 年より前の年度と比べて 2003 年以降の年度では明らかに絶対値誤差が縮小していることが観察される。これは 2003 年以後四半期決算短信が強制適用となったことで経営者が業績予想を修正する機会が増加し、その結果直近予想から決算日までの日数が縮小することで予想誤差率が縮小したと考えられ、予想修正の増加が業績予想の直近予想誤差率の精度向上に対して有効であることを示唆する結果となった。図 1-2 には、売上高、経常利益、当期利益の絶対値誤差率の経年変化をグラフで表した。直近予想の絶対値誤差率は、2002 年までの直近予想の誤差率に比べ、2003 年以降は明確に低くなっており、上記の開示制度に関する指摘について、折れ線グラフを用いても再確認することができる。

予想誤差の平均値について表 1-1 及び図 1-2 を用いて年度間の比較をすると、売上高予想、各利益予想いずれに関しても 2002 年と 2009 年に、利益予想では 2008 年にも期初予想の大きな平均誤差率が観察される。ところが直近予想については、2002 年と 2009 年の売上高予想の平均誤差率にはほとんど特徴は見られない。また、利益の直近予想の平均誤差率は、2000 年から 2002 年は他の年度より高いものの 2009 年では期初予想のような大きな平均誤差率は観察されない。

図 1-2 絶対値平均予想誤差率の年度推移



b) 期初予想と直近予想の比較

表 1-1, 図 1-2 いずれにおいても期初予想と直近予想を比較するとすべての項目において平均, 絶対値平均, 中央値ともに直近予想の誤差率は期初予想の誤差率を大きく下回る。このことは時間の経過とともに決算日までの不確定要素が解消されるため予想精度が改善されていることを表している。また, 期初予想から直近予想へと推移する際の楽観的予想への変化もしくは保守的予想への変化を予想項目ごとに集計した表 1-2 を参照すると, ①直近予想の誤差率の中央値には明確な保守的誤差の偏りがみられる, ②期初の中央値には偏りが少なく, 直近の中央値で保守的(負)な偏りに変化することから, 期中の修正によって楽観的予想から保守的予想に修正する企業が少なくないことを示す。③平均値予想誤差は直近予想でも, 楽観的誤差率を示す年度が多い(経常利益, 純利益), ④期初予想から直近予想へ推移する間に平均値, 中央値いずれにおいても, また開示項目の区別なく保守的な予想に修正される傾向が表 1-2 の右端の列から見る可以看到, といった特徴が観察される。

c) 売上高予想と利益予想の比較

表 1-1 に戻って期初予想の誤差率の大きさを見ると, 売上高予想の誤差率と比較して経常利益と当期利益の誤差率ははるかに大きく, 営業利益予想は 2007 年以降の 5 年間のデータしかないものの, 経常利益と当期利益に近い傾向が観察できる。利益予想の誤差率が大きくなる理由は, 利益はゼロをまたいで負値のデータと正値のデータが混在するため, 誤差率の分母がゼロに近い値となるデータが存在することによるものと考えられる。

表 1-2 項目別における楽観的予想／保守的予想のクロス集計

		楽観的予想誤差 の年度数	保守的予想誤差 の年度数	直近予想までに 楽観的予想から 保守的予想へ修 正された年度数 (純変化数)
平均値	売上高期初予想誤差率	7	5	
	売上高直近予想誤差率	5	7	2
	経常利益期初予想誤差率	12	0	
	経常利益直近予想誤差率	7	5	5
	当期利益期初予想誤差率	12	0	
	当期利益直近予想誤差率	10	2	2
中央値	売上高期初予想誤差率	7	5	
	売上高直近予想誤差率※	1	10	5
	経常利益期初予想誤差率	4	8	
	経常利益直近予想誤差率※	0	11	3
	当期利益期初予想誤差率	6	6	
	当期利益直近予想誤差率	3	9	3

※中央値が 0%のものは集計値から除外しているため合計年数が 11 となっている。(単位:年度)

d) 平均値と中央値の比較

中央値について表 1-2 を用いて年度間で比較してみると、期初予想に関しては、売上高予想の誤差率中央値が楽観的誤差となる年と保守的誤差となる年が 7 対 5、経常利益予想の誤差率中央値については 4 対 8、当期利益予想については 6 対 6 で、おおよそ対等である。これは、楽観的予想の数と保守的予想の数が均衡していることを示す。

表 1-1 の当期利益期初予想誤差率をみると、2002 年と 2008 年に突出して大きな平均値と中央値がある。同じことは経常利益期初予想誤差においても観察できる。2002 年には IT バブル崩壊があり、2008 年はリーマン・ショックによる世界金融危機があった。IT バブル崩壊やサブプライムローン問題、リーマン・ショックによる世界的経済危機の影響を受けた年度には業績予想に突発的な経済環境変化の影響を織り込むことの困難さを表している。

期初の経営者予想の中央値では表 1-2 のように正の中央値の年数と負の中央値の年数の均衡が観察され、期初にはバイアスの少ない利益予想を開示する傾向がみられる。一方で本検証における統計値でも期初の経営者予想誤差の平均値を観察すると中央値に比べて、平均値は符号が正(楽観的)となる年度に大きく偏る傾向が観察されている(表 1-2)。このことは特定の要因を有する企業は過度に楽観的な予想を開示する傾向にあることを指摘する先行研究の結果と整合的であり(須田・太田 2004 ; Ota 2006 ; 西・金田 2009)、この中央値と平均値の乖離は過度な楽観的バイアスをかける

企業の存在を示唆する。

1. 3. 2 統計量から見る日本企業の経営者予想の特徴

日本市場において開示される経営者予想の特徴のひとつとして、開示率および開示頻度が高いことが多くの文献で指摘されている(円谷 2008, 東京証券取引所 2015a, 小倉 2016 等)。また、開示時期、開示項目、開示形式ならびに予想対象期間の類似性・均質性により、業績予想を開示する企業の情報が横並びであることから比較可能性が高く、アーカイバルデータを用いた分析に適した環境である。

予想誤差についてデータベースを用いて算出し観察を行ったところ、期初予想と比較して開示項目の種類に依らずすべての項目で直近予想の絶対値予想誤差は明確に減少していることが観察された。特に 2003 年度以降の直近予想の絶対値予想誤差は大きく減少しており、2003 年から導入された四半期決算短信といった経営者予想開示制度の改正が業績予想の精度に大きな影響を与えていることを示唆する結果を得た。

また、期初の経営者予想を観察すると平均値はほとんどの年度で楽観的な数値となるものの中央値では楽観的な数値への偏りは減少しており、一部に過度に楽観的な予想を開示する企業が存在することを示唆する統計結果が見られた。また予想誤差の絶対値の大きさを年度推移でみると予想誤差のバラツキが年度によって大きく異なることが観察された。

統計量の観察により、日本市場における経営者予想の大きな特徴として 2 つの点が指摘できる。1 つ目が予想誤差の年度推移は大きくばらついており、特に期初予想にその傾向が顕著に表れる点である。2 つ目が米国市場と比べ開示頻度が高い点である。ここで指摘した 2 点の特徴は特に期初予想情報の有用性に影響を与えることが考えられる。第 1 の特徴が予想情報の精度の低さによる情報有用性の低下の可能性であり、第 2 の特徴が期初の経営者予想が年度内に修正されることが前提で作成される蓋然性により、低質な予想数値の作成や期待マネジメントをはじめとする経営者の恣意的な予想数値の操作が含まれる可能性による有用性の低下である。これらの特徴が期初の経営者予想の情報内容に対する信頼性の阻害要因となりうることが推測される。

1. 4. 本論文の研究目的

本章では日本市場の経営者予想について上場規程や会計制度の変遷といった制度の変遷による視点ならびに開示頻度の推移や期初・直近の予想誤差の比較といった定量的視点から、日本市場における経営者予想の特徴を整理した。2000 年度以降、経営者予想の開示頻度や開示項目の表示方法について多くの変更が加えられており、特に開示回数の増加や業績予想の開示方法の弾力化は業績予想が市場参加者に提供する情報の量や質に影響を与えていることが推測される。例えば 2003 年から四半期決算短信が導入されたことで決算短信開示企業の開示頻度は増加し、予想誤差の年度別統計量の観察から直近予想の予想誤差は縮小したことが明らかとなった。このことから経営者予想の予想精度は会計制度や業績予想開示制度から独立しておらず、業績予想開示制

度にかかわる制度変更の影響を受けて年度内の修正回数の変化や経営者予想の精度の変動をはじめとする経営者予想の特徴が変質していることは明らかである。

予想誤差の統計値の観察から、期初の経営者予想の平均誤差率により楽観性を示す符号の誤差率が確認され、従来から指摘されている楽観的予想誤差が依然として存在していることが明らかとなった。また、期初における中央値と平均値を比較すると平均値はより楽観的な値に大きく偏っている。中央値と平均値の乖離から、過度に楽観的な業績予想を開示する企業の存在は解消されていないことが推測される。このような過度に楽観的な期初経営者予想を開示する特徴を有する企業と予想精度が高い企業、もしくは過度に保守的な企業が開示する期初経営者予想の有用性の程度が異なるかは重要な問題である。市場参加者が経営者予想の精度の低さや経営者が予想に混入させるバイアスを十分に判別できなければ、情報の非対称性が解消されない低質な予想情報や楽観的な経営者予想を用いた市場参加者の期待の誘導によるミスリーディングを排除できないことを表す。

また、期初予想と直近予想の比較により、顕著な偏りが観察されなかった期初予想の中央値が、直近予想誤差では保守的な数値へ修正されていることが観察されたことから、実績値が開示される前に予想修正を用いて保守的な予想（実績値より少し低い予想）を開示することで実績値発表時にポジティブ・サプライズとなるように誘導する期待マネジメントを想起させる修正が多くの年度で観察されている。このことは期初の経営者予想が低質な、もしくは予想バイアスを含ませた予想値を開示していても、その後の予想修正により調整を行う可能性を示唆しており、期初の経営者予想の精度向上の阻害要因となる可能性が否定できない。

加えて、予想誤差の年度推移の観察から IT バブルの崩壊やリーマン・ショックといった経済環境が大きく変動する年度において予想精度を大きく悪化させており、このような予想精度が悪化する年度の経営者予想の有用性が、予想精度が安定している年度と同様に有用な情報として市場参加者に許容されているかについて明らかにされていない。

上記の問題点を踏まえ、本論文で検証する課題を 2 点に集約する。

研究課題 1：複数回の予想開示が予定されているとき、初回の情報は資本市場から参照されるのか

この課題の背景には適時開示制度や四半期決算短信導入といった制度の変更による予想開示回数の増加がある。予想回数が増加することで、1.3.2 節でも指摘したように期初の経営者予想はその後の複数の修正を前提にする予想数値と市場参加者に印象付けられ、情報有用性が低下する可能性が否定できない。そこで 2003 年以降予想修正の頻度が増加した期間の経営者予想に関して従来の経営者予想と同様に情報価値を有しているかを検証することがこの課題に対する研究目的となる。

研究課題 2：誤差のバラツキが大きくても、資本市場は予想情報を参考にするのか

予想誤差の年度推移の観察により、経営者予想は年度によってバラツキがあることが示された。このような予想誤差のバラツキは予想開示制度の変更や経済環境による

経年変化に基づき発生していると考えられる。本論文では年度ごとの経済環境の変動が経営者予想の予想精度と予想情報の有用性との関係に関してどのような影響を与えているか明らかにすることを研究目的とした。一方で経営者の予想数値作成能力や経営者が予想値を恣意的に操作する誘因の存在、業種や成長性の違いによる予想作成の困難性の差異等、これら企業固有の要因の影響により同一年度内でも予想誤差のバラツキが生じることが考えられる。そこで企業の固有要因に基づく経営者予想の精度の傾向が経営者予想に与える影響を明らかにすることも研究課題 2 のもう一つの研究目的に設定する。

また、企業固有の要因による予想精度のバラツキも年度ごとの経済環境の変動による影響を避けることができないことが考えられる。たとえば、市場の期待を抑える目的で保守的な経営者予想を開示した後に事前の予測が困難な急激な経済環境の悪化が発生した場合、保守的な予想を意図して作成した予想が結果的に楽観的予想誤差に変化する可能性が考えられる。企業固有の要因に基づく予想精度の傾向により市場参加者が経営者予想の情報有用性の評価を変えている場合、このような経年変化による環境の変動が経営者予想精度の傾向に基づく市場参加者の経営者予想の有用性の評価に影響を与えているか明らかにされていない。したがって上記の研究課題 2 に対する 2 つの研究目的の影響を同時に検証することも研究課題 2 を議論するための研究目的となる。

経営者予想を対象とした研究では有用性の検証や予想誤差の要因分析に関する検証は多く報告されているが、経営者予想の予想精度のバラツキが予想情報の有用性に与える影響について横断的に検証した報告は少なく研究の余地が残されている。したがって本論文では特に経営者予想の予想精度が経営者予想の有用性に与える影響に着目し、研究課題 2 を掘り下げて検証する。

1. 5. 本論文の研究方法与構成

本論文は本第 1 章を含めて全 6 章から構成されている。第 1 章では経営者予想の制度的背景ならびに統計値に基づく定量的情報を基に日本市場における業績予想の特徴を紹介したうえで本論文の研究課題を明らかにした。

続く第 2 章では経営者予想にかかわる種々の課題を論じた過去の研究を分類・整理した。過去の研究をそれぞれの研究目的にしたがって(1)経営者予想の有用性(2)予想誤差の特徴と評価(3)予想修正の影響の 3 論点に分類し、論点ごとに研究を紹介・整理し、考察を行った。経営者予想の有用性に関する研究ではイベント・スタディ(event study)および価値関連性分析(value relevance analysis)モデルを用いた研究を中心に紹介した。予想誤差の研究では経営者予想とアナリスト予想の予想精度の比較、誤差要因を特定する研究から経営者が意図的に経営者予想にバイアスをかける誘因の研究へと展開しており、予想誤差に関する研究を (a)予想誤差の原因を推定する研究、(b)アナリスト予想の予想誤差と経営者予想の予想誤差の比較を行いその差の原因を推定する研究、(c)経営者予想の予想誤差の影響を測定する研究の 3 つのタイプに分類して紹介する。

予想修正に関する研究は年度予想が同一年度に少なくとも4回開示される日本市場の予想開示制度の特徴を背景に日本市場を対象とする研究が多く報告されている。予想修正に関する研究は期初予想と修正予想の有用性の比較から始まり、近年では予想修正を用いた市場に対する期待の誘導(期待マネジメント)に関する研究が報告されており、それらをサーベイした。さらに日本市場と米国市場の経営者予想制度の違いに基づく研究領域や研究手法に言及し、日本市場を対象とした研究では見られない米国独自の研究について整理した。

第3章では期初の経営者予想の有用性が2000年代以降のサンプルでも示されることを確認するため、累積異常リターン（: Cumulative Abnormal Return）を用いたイベント・スタディによる分析ならびに価値関連性分析により検証した。CARを従属変数に適用した重回帰モデルならびに価値関連性分析の年度別分析の結果の経年推移を比較することで、2000年以降の経営者予想も依然として有用な情報であるものの、経営者予想の有用性の程度は年度により変動していることが示された。

第4章では予想精度が価値関連性分析における経営者予想と株価との関連性に与える影響を分析する重回帰モデルを設計し、これを2000年から2011年の日本企業のパネルデータに適用した。分析の結果、予想誤差が楽観的であるか保守的であるかにかかわらず、大きな予想誤差が予見される企業の業績予想に対しては、そうでない業績予想に比べて企業価値との関連性が低下することを検証した。本章では企業固有の要因による経営者誤差のバラツキが経営者予想の有用性に与える影響に着目し、価値関連性分析モデルを用いて過度に楽観的な予想の発表が予見される企業ならびに過度に保守的な予想の作成が予見される企業の経営者予想が企業価値の有用性に与える影響について分析している。

第5章ではサンプルを年度ごとに分割し、パネルデータによる分析では確認できなかった経営者予想の精度と株価との関連性に関する追加の特性を検出することを目的とした検証を行っている。その結果、過度に楽観的な経営者予想と比較して過度に保守的な予想誤差を予見させる経営者予想は全体的な傾向としては楽観的な予想を開示する企業の経営者予想と同様に投資意思決定に対する重要性の低下が観察できたものの、年度単位では経営者予想の過度な保守性に対する判断が分かれることが推測される結果が得られた。

第6章では本論文の研究課題について各章で得られた結論をもとに総括する。

(注)

1-1) 東京証券取引所(2015b, p.3)「事業年度又は連結会計年度に係る決算については、遅くとも決算期末後45日（45日目が休日である場合は、翌営業日）以内に内容のとりまとめを行い、その開示を行うことが適当であり、・・・なお、事業年度又は連結会計年度に係る決算の内容の開示時期が、決算期末後50日（50日目が休日である場合は、その翌営業日）を超えることとなった場合には、決算の内容の開示後遅滞なく、その理由（開示時期が決算期末後50日を超えることとなった事情）及び翌事業年度又は翌連結会計年度以

降における決算の内容の開示時期に係る見込み又は計画について開示してください。」

- 1-2) 自社業績予想を開示する企業が会計年度内で最初に開示する当期の予想を本論文では期初経営者予想と呼ぶ。また、予想の対象となる会計年度で最後に開示された予想を直近経営者予想と呼ぶ。
- 1-3) 予想数値と実績値の差を予想誤差(Forecast Error)と呼ぶ。一方で予想誤差のうち経営者が将来業績を良く見せる意図や市場参加者の期待値を低く誘導する目的で予想値を上方もしくは下方に意図的に偏らせた部分を特に強調する場合はバイアス(Bias)と呼ぶ。
- 1-4) 『…予測情報に関する問題は、米国では 1970 年代初期に議論の舞台に登場し、…』後藤(1997, p.11)参照。
- 1-5) 『「日本経済新聞」は、昭和 49 年 3 月決算期に関する決算短信の公表から、当期の決算数値とともに、次期の経営者予想の掲載を始めた』太田(2006, p.56)参照。
- 1-6) 有価証券上場規則施行規則(東京証券取引所)の第 401 条—415 条。特に業績予想の修正に関しては第 407 条を参照。
- 1-7) 詳細については有価証券の取引等の規制に関する内閣府令第 51 条を参照のこと。
- 1-8) 東京証券取引所に上場する 3 月期決算会社である内国会社を対象とする東京証券取引所のレポート(東京証券取引所 2014; 2015a)による。
- 1-9)。2015 年 4 月 1 日以後開始する連結会計年度の期首からそれまで当期純利益と表記され連結損益計算書項目が親会社株主に帰属する当期純利益、少数株主損益調整前当期純利益が当期純利益となった。一方、本論文の分析対象とするサンプルはすべて 2015 年 4 月 1 日より過去のデータであることから本論文では現在、親会社株主に帰属する当期純利益と表記される損益項目に関して当期純利益または当期利益として表記する。
- 1-10) 日本 IR 協議会(2012, p.1) 日本 IR 協議会の会員企業 (516 社) および非会員企業 (521 社) を対象にアンケート調査を行い、477 社の回答を得て集計している。回収率は 46%。
- 1-11) 直近の経営者予想値もしくは実績値公表前のアナリスト(・コンセンサス)予想値と実績値の差をサプライズ(Surprise)と呼ぶ。特に実績値が予想値を上回る場合はポジティブ・サプライズ、下回る場合はネガティブ・サプライズと呼ぶ。
- 1-12) 東京証券取引所で公開されているサマリー情報の項目にはこれらの項目以外にも 1 株あたり当期利益ならびに 1 株当たり配当の予想項目が設定されている。本章では 1 株当たり利益の予想誤差率は当期利益の予想誤差率に準ずると考え省略している。また、1 株当たり配当の予想誤差率は売り上げや利益の増減にかかわらず、前年度と同じ水準の配当を継続する安定配当企業や企業の方針により利益の額とは関係なく配当を行わない無配企業の割合が多く見られることから企業政策的な側面が反映され、統計値から予想精度を観察することが困難だと考えられることから、対象から除外した。
- 1-13) ただし本決算の決算短信発表時点で経営者予想を持たない会社に関してはその後発表された予想数値のうち発表が一番早いものを指す。
- 1-14) 決算日以後に決算値の予定を予想修正として発表する企業が存在するが本検証ではこれも直近予想に含めている。決算日後から決算短信公表前の期間に開示された予想修正を駆け込み修正と定義し、実績値と同じ数値を開示する同値発表企業が存在する問題に関しては円谷(2008)を参照。

第2章 経営者予想を取りまく研究の進展

2.1. はじめに

上場企業による自社業績の開示の状況は市場により大きく異なる。日本市場における経営者予想は証券取引所の上場規程によって積極的な開示が要請されているのに対し、米国では経営者による予想情報の開示に関する制度が別段定められていない。そのため財務指標を用いた自社業績予想の開示の状況は米国市場における開示率が81%²⁻¹⁾にとどまっているのに対して(日本証券経済研究所 2011, p.6)日本市場での開示率は任意開示の形式をとっているにもかかわらず 97.1%となっており(東京証券取引所 2015a, p.1), 日本市場における高い開示率が特徴となっている。このような状況は米国の株式市場においてはアナリスト予想や複数のアナリスト予想を集約したコンセンサス予想が重要な役割を果たしているからであり, 米国企業を対象とする経営者予想に関する研究では, アナリストによる業績予想との関係を考慮に入れて分析を行うことが重視される。このような背景から, 経営者予想の有用性や予想の特徴の評価に関する研究の調査にはアナリスト予想に焦点を当てたものも含めるべきであると考えられる。また, 日本市場においては四半期決算短信に伴う経営者予想の開示があるため, 経営者による予想修正の頻度の高さも大きな特徴となっており, 日本市場を対象とした研究では経営者予想の修正に関する研究が多く報告されている。

上記のように市場によって特徴の異なる業績予想に関する研究に対し, 次の4つの論点に絞って既存の研究を整理する。第1の論点は経営者予想の有用性であり, 企業が開示する業績予想情報が市場参加者の投資意思決定に与える影響の有無や, 有用性の評価, アナリスト予想との有用性の比較について検証あるいは分析した研究を整理する。第2の論点は予想誤差の原因や影響に関する研究である。予想誤差の要因や, 経営者によるバイアスの誘因を特定する分析, 経営者予想の精度が市場参加者に与える影響に関する研究をまとめる。第3の論点として予想修正の動機や影響を検証する研究について整理する。最後の論点では日本市場を対象とした研究と米国市場を対象とした研究の相違, 特に米国に特有の研究に着目して米国市場と日本市場の実態の違いがどのように業績予想研究の論点の違いとなるかについてまとめる。

本章の構成は以下になる。2.2 節では経営者予想制度の有用性を検証する研究, 2.3 節では予想誤差の特徴を分析し評価を行う研究, 2.4 節では予想修正の影響を分析する研究の3つに分類し紹介する。

また, 目的別の分類では日本市場・米国市場を対象とする研究の区別なく取り上げているが, 上述の通り, 両市場の制度は異なり, その結果, 研究の目的や手法に大きな違いがみられる。そこで 2.5 節では日米における業績予想研究について制度の違いによる研究内容の相違点について比較・考察を行う。

最後の 2.6 節において業績予想研究に関する論文サーベイによる成果をまとめ, 残された課題について検討する。

2.2. 経営者予想の有用性に関する研究

経営者予想の有用性に関する実証研究の主流は業績予想の公表に対する株式市場の反応を分析することによって行われてきた。McNichols(1989)は 1979～1983 年の米国企業が開示した経営者予想のデータを用いて経営者と投資家との間に存在する情報格差の検出を目的とした研究を報告している。分析の手法には特定のイベント(たとえば、経営者予想の公表など)の発生時点前後の株価の累積リターンを調べるイベント・スタディ型の手法を採用し、経営者予想と当期実績値との間に生じる予想誤差や経営者予想とアナリスト・コンセンサス予想との差と累積リターンとの関連を分析している。累積リターンに対する予想誤差およびアナリスト予想と経営者予想との差の相関を調べた結果、予想誤差およびアナリスト予想と経営者予想との差いづれについても累積リターンと正の相関関係が示されたことから経営者予想には予想公表前に投資家が持っていない情報が含まれていることが検証された。さらに経営者予想のバイアスについて予想誤差の年度別の回帰モデルで検証した結果、1982 年を除く年度で楽観的な予想誤差が検出されており、経営者予想にはシステマティックなバイアスが含まれていることを明らかにした。

後藤・桜井(1993)は 1977～1991 年の日本市場のデータにイベント・スタディ型の分析手法を適用して日本市場を対象に経営者予想の有用性を検証している。

サンプルの母集団を、前々期実績利益に対して前期実績利益がプラス(増益)となるサンプル群とマイナス(減益)となるサンプル群に分割し、実績利益情報の有用性を調査する。同様に前々期実績利益および前期経営者予想利益に対して当期経営者予想利益がプラス(上方改訂)となるサンプル群とマイナス(下方改訂)となるサンプル群に分割し、決算短信公表日周辺の CAR の平均値を観察することで経営者予想情報の有用性を調査している²⁻²⁾²⁻³⁾。4 つの部分集合それぞれについて決算短信公表日周辺の累積異常リターン (Cumulative Abnormal Return 以下 CAR) の平均値を観察した。当期実績利益のサプライズの向きおよび次期予想利益の改訂の向きと CAR の平均値の差の向きが一致していることが示された。

ただ 2000 年以前から日本市場における経営者予想はほとんどが決算短信と同時に発表されていたので、前期決算値の発表による株価への影響と当期の業績予想値の発表による株価への影響が混在するという問題が存在する。彼らはこの問題を克服するために独自の工夫を加えた。CAR を従属変数に設定して、実績利益情報と経営者予想利益情報の数値を独立変数とする検証モデルにより、それぞれの影響の分離を試みた。回帰分析を行った結果、実績利益情報と経営者予想利益情報に関する回帰係数がいずれも正の符号で有意であったことから実績利益情報が株価の変動に対して説明力を有しているものの、実績利益情報でコントロールしてもなお経営者予想利益情報が株価変動と関連性を有していることが示された。このことから実績利益情報、経営者予測利益情報いづれに関しても他方を所与としてもなお株価変動に対する説明力を有しており、いずれの情報も相互補完的な情報として有用であることを示した。

Ohlson (1995)では残余利益評価モデル(Residual Income Valuation Model : RIV モデル)に将来にわたって支払われる配当額の現在価値とクリーン・サープラス関係の仮定を

適用することで価値関連性分析モデルを導出した。さらに Ohlson (2001)では上記の価値関連性分析モデルに含まれるその他の情報(other information)の項に次期の期待利益を適用することで導出したモデルを提示し、次期の期待利益として予想利益情報を組み込んだ価値関連性分析モデルが企業価値の推定に有用である可能性を提案している。

太田(2002)は、日本市場では経営者による利益予想の開示が充実していることに着目し、Ohlson(2001)で示された価値関連性モデルの予想利益の項に経営者予想利益を適用した重回帰モデルを設定し、日本市場で上場している企業の 1979 年から 1999 年の経営者予想と株価(時価総額)を用いて日本市場において開示される経営者予想の価値関連性を検証した。当該研究では年度別に、独立変数に経営者予想を含まない回帰モデルと経営者予想を含む回帰モデルの両方を計算し、2 つの回帰モデルの決定係数を比較している。2 つの回帰分析から得られた決定係数は、すべての年度について十分な差が観察され、日本市場において経営者予想が企業価値に対して強い説明力を持っているという結果を得ている。

中井(2011)では経営者予想が発表された月と発表されなかった月のアナリスト予想の変化を比較することで、経営者予想の発表がアナリスト予想に与える影響に関する研究を報告している。検証にはアナリスト・コンセンサス予想の誤差率の変動を従属変数とし、前月および当月の経営者予想の有無との関連を分析するモデルとアナリスト予想誤差の標準偏差の変動幅を従属変数とし前月および当月の経営者予想の有無との関連を分析するモデル、経営者予想発表 20 日後のアナリスト・コンセンサス予想の変動を従属変数とし、アナリスト・コンセンサス予想に対する経営者予想の差を独立変数とする回帰モデルを用いた。これらの重回帰分析の計算結果を用いて経営者予想の変動がアナリスト・コンセンサス予想の変動に与える影響について検証した。回帰分析の結果、経営者予想の発表はアナリスト予想の精度を高め、またアナリスト予想の散らばりを縮小することが分かった。このことは経営者予想がアナリスト予想に含まれる不確実性を減少させていることを示す。すなわち、経営者予想が発表されることで、企業と投資家を結びつける役割を果たすアナリストの予想精度を向上させることが示された。

Hutton et al.(2012)ではマクロの視点から予想を作成できるアナリスト予想と、内部情報をより多く持つ経営者予想とを比較し、業績予想の精度を比較している。一株当たり当期純利益 (EPS) の経営者予想誤差とアナリスト予想誤差を比較し、その集合を経営者予想のほうがより正確な集合とアナリスト予想のほうがより正確な集合に分け、アナリストが有利と予想される要因である GDP やエネルギーコスト、利率の変化や、経営者が有利と予想される要因である損失や余剰在庫の変動といった要因に関して、集合間の平均誤差の絶対値の差の検定を行い要因別の精度の差を調べている。

また、各要因を独立変数とし、従属変数には経営者予想が優れている企業を 1、アナリスト予想が優れている企業を 0 とするダミー変数を設定したロジスティック回帰分析を用い、独立変数の回帰係数の符号と有意性およびモデルの説明力の決定係数を観察した。分析結果では、経営者予想のほうがアナリスト予想より有意に精度が高いという他の先行研究と一致する結果を得ている。一方要因別では GDP、エネルギーコ

ストの変動、企業の業績の変動が小さい企業等、マクロ経済的要因や安定的な業績を示す要因を有する企業ではアナリストの発表する業績予想がより正確性が高く、業績の変動が大きい企業、需要の急激な減少、在庫の急激な増加、損失が見込まれる年度等、企業環境の変化を示す要因を有する企業では経営者が発表する業績予想に正確性がみられるという結果を示している。

これらの研究から、経営者予想は市場参加者にとって有用な情報であることが示されている。経営者予想の有用性に関する研究では経営者予想が有用な情報であることを明らかにするため、経営者予想情報開示日周辺の株価の変動について調査するイベント・スタディを用いた研究が多く報告されている(McNichols 1989; 後藤・桜井 1993; Kato et al. 2009)。これらの研究により、上場企業が前期実績値やアナリスト予想よりも上方に改訂された予想もしくは下方に改訂された予想を開示することと株価の変動の向きが一致しており、他の同時発表情報の株価への影響を分離する手法と併せることで、経営者予想の有用性を明らかにしている。

他方、価値関連性分析に予想利益情報を加えることで、予想情報が企業価値の形成に寄与していることを示す論文も報告されており(Ohlson 2001)、特に日本市場を対象とする検証では経営者予想の開示が市場にとって有用な情報であることが実証的に示されている(太田 2002)。他の手法としては、アナリスト予想との比較を用いて経営者予想の予想精度の正確性や市場の反応の違いを示すことで経営者予想がアナリスト予想に含まれていない情報を提供していることを主張する手法、経営者予想の開示によってその後のアナリスト予想の精度が向上することの実証的証明も経営者予想の有用性の検証手法として用いられている(McNichols 1989; Hutton et al. 2012)。

表 2-1 に経営者予想の有用性について論じた研究をまとめる。

表 2-1 経営者予想の有用性に関する研究

論文	利用されたデータ、分析手法および検証結果または発見事項
McNichols(1989)	米国市場 1979～1983 年、イベント・スタディを適用。 経営者予想にはアナリスト予想に含まれていない情報が含まれていることを示した。
後藤・桜井(1993)	日本市場 1977～1991 年、イベント・スタディ、重回帰分析を適用。 実績利益情報、予測利益情報いずれに関しても他方を所与としてもなお株価変動に対する説明力を有しており、いずれの情報も相互補完的な情報として有用であることを示した。
太田(2002)	日本市場 1979～1999 年、価値関連性分析を適用。 経営者予想を適用した価値関連性分析が日本市場においても有用であることを示した。

太田(2005)	日本市場 1987～1999 年，価値関連性分析を適用。 2 種類のアナリスト予想と経営者予想を比較。I/B/E/S 予想は他の予想と比べて精度が低くまた価値関連性分析の決定係数も低い。また，経営者予想と東洋経済予想では精度，決定係数いずれに関しても有意な差は検出できなかった。
村宮(2005)	日本市場 2001～2003 年，重回帰分析を適用。 経営者予想の精度が低い企業ほどリスクプレミアムが高くなるという仮説を，3 期間の決算短信で公表された EPS 予想の絶対値予想誤差の総和を説明変数，リスクプレミアムを従属変数とするモデルにより検証した。
Hirst et al. (2007)	米国市場 学生が参加する行動実験。 利益マネジメントの誘因を予見させる経営者予想と利益マネジメントを予見させない経営者予想を用意し，それぞれの予想について開示項目が 1 つの経営者予想と開示項目数の多い経営者予想の 2×2 の予想を作成して被験者を 4 群に分けて質問票調査を行う。質問票調査の結果から開示項目が 1 つの経営者予想に比べて開示項目の多い経営者予想のほうが経営者が自らの予想に対して強い確信を持ち，透明性が高く，精度の高い経営者予想と認識され，利益マネジメントの誘因を減少させていると評価されることを示した。
Kato et al.(2009)	日本市場 1997～2007 年，イベント・スタディ，重回帰分析を適用。 日本市場の経営者予想に関して体系的，網羅的に分析。期初の経営者予想にはバイアスが含まれていること，修正されることが前提となっていることが知られているものの，市場参加者にとって情報価値を有していることを示した。
Choi et al.(2011)	米国市場 1988～2003 年，重回帰分析を適用。 四半期経営者予想²⁻⁴⁾の有用性を明らかにした。
中井(2011)	日本市場 2002～2005 年，重回帰分析を適用。 経営者予想の発表はアナリスト予想の精度を高めることを明らかにした。
Gaynor and Kelton (2014)	学生が参加する行動実験。 前期実績値に対して上方改訂となる経営者予想に対してアナリスト予想が追認するかどうかで市場の反応が異なることを検証した。

2. 3. 予想誤差の特徴と評価に関する研究

予想誤差に関する研究は，2000 年代に現れた比較的新しい研究が中心である。それ

らの研究課題は大きく(a)予想誤差の原因を推定する研究, (b)経営者予想に対するアナリスト予想の精度を比較する研究, (c)予想誤差の影響を検証する研究の3つのタイプに分けられる。

須田・太田(2004)は経営者予想に伴う楽観的バイアスの要因の一つとして財務的困窮を仮定し、倒産を財務的困窮企業の判定基準として設定した。倒産企業のみを集めたサンプルの集合(473件)と非倒産企業のうち倒産企業と同業種かつ同規模のサンプルを集めたサンプルの集合を作り、売上高予想誤差、経常利益予想誤差、当期利益予想誤差、配当予想誤差の4項目に分けて2つの集合の比較を行った。分散分析による平均値の差の検定を実施した結果、すべての項目について、倒産企業の集合は非倒産企業の集合に対して統計的に有意な楽観的予想誤差を持つことを検出している。さらに、財務的困窮企業がどの時点から非倒産企業に比べて有意に楽観的な予想を発表するかという課題を設定し、倒産5期前から財務的困窮企業と非倒産企業の予想誤差の平均値ならびに中央値の比較を行った。平均値と中央値の差の検定を用いた検証の結果として、倒産4期前には経常利益や当期利益の予想誤差の差が有意となり、倒産期に近づくにつれて乖離が大きくなることを示す結果を得ている。

Rogers and Stocken (2005)は1株当たり利益(EPS)予想の誤差と経営者予想のバイアスの関係を調べるため、訴訟環境・インサイダー情報・財政難・競争の激しい産業というバイアスの要因を表す代理変数を設定し、それらに加えて市場がバイアスを見破ることの困難性を示す変数と前述の4要因との交差項の合計8つの独立変数を用いて、予想誤差を従属変数とする重回帰モデルを設定し検証を行った。分析の結果、訴訟環境以外の3要因について、困難性を考慮した各要因の回帰係数の符号が事前に想定していた符号と同じでかつ有意であるという結果を得ている。この結果から市場参加者が経営者のバイアスを検出する能力と経営者予想の誤差の大きさが関連しており、バイアスを見破ることが困難な状況ほどより大きなバイアスを経営者予想に含めて開示することを示唆しているとRogers and Stocken (2005)は結論づけた。

村宮(2005)は日本の上場企業が発表する予想利益の精度と資本コストとの関連を分析することで経営者が公表する「情報の質」が資本コストに与える影響を検証した。検証モデルにはCAPM(capital asset pricing model)に基づくリスクプレミアムを従属変数、経営者予想利益の精度を表す変数²⁻⁵⁾を独立変数とした重回帰モデルを設定している。検証モデルには、先行研究により資本コストと相関を持つことが知られている諸要因をコントロール変数として組み込み、適用するコントロール変数の種類による複数の検証モデルを設定し、経営者予想利益の精度とリスクプレミアムに相関関係が認められるか否かを調べている。重回帰モデルの計算の結果、すべての検証モデルにおいて経営者予想誤差の絶対値とリスクプレミアムの間に1%水準で有意な正の相関関係がみられた。すなわち経営者予想の精度が低い企業ほど資本コストが高くなることを示唆しており、「情報の質」と資本コストとが大きな関連性を有していることを明らかにした。

また、Ota(2006)では期首の株価で標準化したEPS予想の予想誤差を従属変数とし、マクロ経済的影響、業種、企業規模、上場市場、新株発行、財務的困窮、過去の経営

者予想誤差、成長性、赤字、経営者配当予想の 10 要因を独立変数とする多変量モデルの分析を行い各要因の影響を調べた。分析の結果、10 要因すべてに関して経営者予想誤差と楽観的な予想の要因の間に有意な関係を示す結果を得ており、このことから上記 10 要因はすべて経営者予想のバイアスと関係しているという結果を得ている。

円谷(2009)は質問紙調査を用いてバイアスの要因を確認することを試みた。経営者によるバイアスが業績予想値に与える影響を明らかにするためには、株価や決算情報あるいは経済統計のように公表された定型的データ(アーカイバルデータ)の分析よりも質問紙調査のほうが有効であると主張している。同時に、実際に発表されている経営者予想値と質問調査結果との関係を調べることで経営者バイアスによる経営者予想値への影響を検証している。質問調査の集計により経営者バイアスに直接関連する項目のうち「慎重予想を公表する」、「前期実績達成を意識」、「赤字予想回避を意識」といった項目に対して高い割合の回答を得ている。また、質問紙調査から得られたデータとアーカイバルデータを組み合わせた分析も試みている。Ota(2006)で示された 10 要因のうち比較可能な企業規模、上場市場、新株発行、財務的困窮、成長性、赤字決算、経営者配当予想の 7 要因について経営者予想の楽観性に関する順序変数を従属変数とした順序プロビットモデルによる推定を行った結果、赤字決算に関しては分析モデルで事前に予想した符号で統計的に有意な結果を得られたが、他の要因に関しては有意な結果を得ることはできなかった。

Kato et al. (2009)では日本市場において開示された経営者予想に関して期初予想のバイアス、有用性、期中における予想修正といった多面的、包括的な検証を報告している²⁻⁶⁾。ここでは本節の目的に合わせ、経営者予想のバイアスに関する検証結果に着目して紹介する。

経営者予想のバイアスと前期実績値との関係性を検証することを目的として、最初にサンプルを前期利益に基づく総資産利益率 (ROA) の大きさを基準とした 5 つのグループに分け予想利益の誤差の大きさと前期の利益率との関連を記述統計量の観察を基に検証した。分析の結果、最も利益率の低いサンプル群で有意に楽観的な予想利益が観測された。このことにより利益率の低さと楽観的な予想バイアスの関係を明らかにしている。

次に期初予想の有用性を検証するため CAR を従属変数とする重回帰分析を行っており、直近の経営者予想利益に対する前期利益実績値の差による利益サプライズ、予想 1 株当り配当金額から前回の 1 株当り配当金額を差し引いた配当サプライズで調整しても、前期利益実績値に対する期初予想当期利益の差によってあらわされる予想改訂が CAR と有意に相関していることが示され、期初の経営者予想が有用であることが示された。さらに、期初の経営者予想の有用性と経営者予想のバイアスの関係を調べるため、前述のモデルに前期実績値に基づく 5 分位 ROA のダミー変数の交差項を加えた重回帰モデルと、前年度の利益予想が楽観的であることを示すダミー変数の交差項を加えた重回帰モデルの 2 つの検証モデルを用いた分析を実施した。分析結果から、利益率の低い企業 (楽観的な経営者予想を開示する誘因を持つ企業) や前期の期初予想で楽観的な利益予想を開示した企業といった、楽観的予想バイアスを予見させ

る企業が開示する経営者予想に対して、市場の反応は低減することを明らかにした。

上記以外にも株式の所有構造と経営者予想のバイアスとの関連性や経営者予想の楽観性の継続性といった、予想誤差や経営者予想バイアスを対象とした検証を行っている。分析の結果、インサイダーによる株式所有比率の高さと楽観的バイアスとの関連や楽観的予想を開示する企業による楽観的予想の継続性の存在を指摘している。

西・金田(2009)では財務的に困窮している企業が発表する利益予想の市場に対する信頼性を回帰分析により明らかにしている。当該論文では、財務的に困窮するほど経営者による予想は楽観的である(仮説 1)、決算短信の発表日前 90 日以内のアナリスト・コンセンサス予想(事前アナリスト予想)を経営者予想が上回る場合、決算短信発表日から発表された 30 日後までのアナリスト・コンセンサス予想(事後アナリスト予想)は、財務が健全である企業に比べ、財務が困窮する企業の予想に対して強く反応しない(仮説 2)、経営者予想が事前アナリスト予想を下回る場合、事後アナリスト予想は、財務が健全である企業より財務が困窮する企業の予想に対して強く反応する(仮説 3)といった仮説を設定した。サンプルには 2002 年の日本市場に上場している企業のうち事前アナリスト予想と、事後アナリスト予想を有する 586 社を採用した。分析モデルには経営者予想誤差を財務的困窮で説明する重回帰モデルや、アナリスト予想改訂²⁻⁷⁾を従属変数とし前期の EPS 実績値と前期のアナリスト予想 EPS との乖離や当期の経営者 EPS 予想と経営者予想発表前のアナリスト予想 EPS の乖離、財務的困窮を独立変数として設定した重回帰モデルを設定し、財務的困窮が経営者予想のバイアスに与える影響や企業の財務健全度がアナリスト予想の反応に与える影響を分析している。

仮説 1 に関して財務的に困窮している企業では財務的困窮に関する変数に質的変数を用いても量的変数を用いても経営者予想が楽観的であるという結果を得ている。一方、仮説 2 及び仮説 3 では財務的困窮に直面する企業が開示する経営者予想の予想サプライズの向きに対するアナリスト予想改訂の反応を見る回帰モデルを設定し検証を行った結果、財務的困窮を質的変数を用いて表した分析モデルでは統計的に有意な結果を得たものの事前予想と異なる符号が示され、量的変数を用いて財務困窮度を表した分析モデルでは有意な結果が得られなかった。すなわち仮説 2 及び仮説 3 はともに支持されない結果となった。以上の検証を踏まえ西・金田(2009)は日本市場において財務的困窮は経営者の予想を楽観的に偏向させることが分かったが、アナリスト予想は楽観的な傾向のある企業もしくは財務的に困窮している経営者予想に関しても信頼のおける情報と認識している可能性を示唆している。

以上の研究から、予想誤差の特徴と評価に関する研究では予想誤差の要因を検証することを目的とした論文が多く、特に予想誤差を従属変数に設定し、予想誤差の誘因と仮定する情報との相関を調べる研究が中心であることが分かった (Rogers and Stocken 2005; Ota 2006; 阿部 2010a, 2010b)。予想誤差の要因分析の中でも経営者が意図的にバイアスをかける誘因に関する研究では、特に財務的困窮に焦点を当てて検証を行う研究が多く、企業の財務的困窮が楽観的なバイアスの主要因とする多くの証拠が提示された(須田・太田 2004; 西・金田 2009)。また、経営者が市場の期待よりも高い利益を報告することで発生するポジティブ・サプライズや、アナリスト予想をより

達成しやすい数値に誘導するため、保守的な予想を開示する企業の存在を示唆する研究が報告されている(Baik and Jiang 2006; Kross et al. 2011)。これらの研究により予想誤差の要因を明らかにするだけでなく、経営者が予想を作成する際にバイアスをかける誘因が明らかになってきた。

表2-2では予想誤差に関連する研究を列挙するとともに前述の3つの研究のタイプを中分類として示している。

表 2-2 予想誤差の特徴と評価に関する先行研究

論文	中分類 ²⁻⁸⁾	利用されたデータ、分析手法および検証結果または発見事項
須田・太田(2004)	(a)	日本企業 1979～1999 年，差の検定，重回帰分析を適用 財務的困窮が楽観的な経営者予想の要因となっており，倒産期に近づくにつれて経営者予想の楽観性が大きくなることを明らかにした。
Rogers & Stocken (2005)	(a)	米国市場 1995～2000 年，重回帰分析を適用 投資家が経営者のバイアスを見抜くことが困難な状況下における予測誤差と経営者のバイアスの関係を調べることを目的として分析を行っており，訴訟環境以外のインサイダー情報，財政難，競争の激しい産業の 3 要因についてバイアスを見抜くことの困難性と経営者予想バイアスのとの間に有意な関係があることを示した。
太田(2005)	(b)	日本市場 1987～1999 年，差の検定，価値関連性分析を適用 I/B/E/S 予想は他の予想と比べて精度が低くまた価値関連性分析の決定係数も低い。また，経営者予想と東洋経済予想では精度，決定係数いずれに関しても有意な差は検出できなかった。
村宮(2005)	(c)	日本市場 2001～2003 年，重回帰分析を適用 経営者予想の精度が低い企業ほどリスクプレミアムが高くなる。
Baik and Jiang (2006)	(a)	米国市場 1995～2002 年 ネガティブ・サプライズが発生した際に損失が大きくなる要因を有する企業ではサプライズを避けるため達成しやすい保守的な経営者予想を公表する。
Burgstahler and Eames (2006)	(a,c)	米国市場 1986～2000 年 保守的な経営者予想の開示に加え，実績値を利益マネジメントすることで経営者がアナリスト予想を達成していることを示した。

Ota(2006)	(a)	日本市場 1979～1999 年 予想誤差の原因と推定される要因について経営者予想誤差との相関を調べ、10 個すべての要因と予想誤差との関連を確認した。
円谷(2009)	(a)	日本市場 2007 年調査 経営者によるバイアスの特定にはアーカイバル研究よりも質問調査のほうが有効であると主張し、質問調査の結果を基礎として予想誤差の要因を分析した。
Kato et al.(2009)	(a,c)	日本市場 1997～2007 年 日本市場の経営者予想に関して体系的、網羅的に分析。予想誤差に関する発見として、利益率の悪い企業や前期に楽観的な予想を開示した企業の経営者予想に対して、市場は割り引いて評価していることを示した。
西・金田(2009)	(a,b)	日本市場 2002 年 財務的困窮により経営者の予想が楽観的になることを示す。一方アナリストは楽観的な傾向のある企業もしくは財務的に困窮している経営者予想に関しても信頼のおける情報と認識している可能性を示唆。
阿部(2010a, 2010b)	(a)	日本市場 1997～2008 年 1997～2008 年までの経営者予想の予想誤差に関する記述統計量を再検証しており、2000 年代においても予想誤差に関する先行研究と整合する結果を得た。加えて実質 GDP 成長率との相関が正であることから予想誤差と景気との間に相関がみられることを発見した。
Kross et al. (2011)	(b)	米国市場 1996～2008 年 長期的にアナリスト・コンセンサス予想の達成を継続している企業ほど戦略的に保守的な経営者予想を開示することを検証した。
Hutton et al. (2012)	(b)	米国市場 2001～2007 年 経営者予想とアナリスト予想の比較。経営者予想のほうがアナリスト予想より有意に精度が高い。一方、要因別では GDP、エネルギーコストの変動等外的要因の影響が強い場合アナリストの発表する業績予想に優位性がみられた。
Goodman et al. (2013)	(c)	米国市場 1996～2008 年 経営者予想の精度が高い企業の M&A のデュー・デリジェンスの品質は高いことを示した。

Yang(2013)	(c)	米国市場 1991～2010 年 過去の予想誤差の向きによってグッド・ニュースおよびバッド・ニュースに対する市場の反応が変化する。また、企業は過去に開示した予想に対する評価の維持・修正を目的として会計発生高やコスト削減等の調整により利益マネジメントを行う。
------------	-----	--

2. 4. 予想修正の影響に関する研究

経営者予想の修正に関する実証研究は日本市場を対象とする研究が多いことが特徴となっている。これは小倉(2016)が指摘したように、2002 年以降、年に複数回の業績予想を発表する日本企業が急増したため、予想修正に対する社会的な問題意識が高くなるとともに、予想修正のデータが豊富に蓄積され、実証的研究を行いやすくなったためである。予想修正と株価の関連性、予想の修正を利用した期待マネジメントに関する研究等が報告されている。

予想修正を用いたネガティブ・サプライズの回避行動について検証することを目的とする研究としては浅野(2007)が 2003～2005 年の日本市場を対象とする論文を発表している。従来の研究によりアナリスト予想や自社発表の利益予想を下回る決算値を発表した企業の株価が下落することが知られており、経営者には市場の期待を上回る実績を発表したいというインセンティブが働くことが知られている。そのため経営者は利益マネジメントに加え、業績予想を低めに誘導することで市場の期待を引き下げる期待マネジメントによって、決算値を発表する際のネガティブ・サプライズを避けようとする。浅野(2007)では利益マネジメントと期待マネジメントを同時に検証している点に大きな特徴がある。期待マネジメントの存在を検証するため、前期利益実績値と当期利益の期初予想を比較して増益予想企業と減益予想企業、当期利益実績値と当期利益の期初予想を比較して楽観的予想を開示している企業と保守的予想を開示している企業、当期利益実績値と当期利益の直近予想を比較して実績値公表時にネガティブ・サプライズを起こしている企業とポジティブ・サプライズを起こしている企業に分類し、ネガティブ・サプライズの回避行動について観察を行っている。

観察の結果、期初予想開示時点ではネガティブ・サプライズに陥る予定であった企業の数が増減の決算短信公表日直近の予想修正によって減少しており、同様に期初時点でポジティブ・サプライズとなる予定の企業の数が増減の決算短信公表日直近の予想修正によって増加していることが分かり、ネガティブ・サプライズの回避行動を示す結果を得ている。また、ネガティブ・サプライズの回避行動と回避手段との関係を調べるため、直近予想日から実績値公表日までの日数、予想修正の回数、当期利益の直近予想値と期初予想値の差、期初予想利益と前期実績利益の差額、裁量的発生高²⁻⁹⁾を独立変数とし、ネガティブ・サプライズの回避行動の有無を判定するダミー変数を従属変数とするロジスティック回帰分析、ならびに直近予想利益と当期実績利益の差である利益サプライズを従属変数とする重回帰分析でネガティブ・サプライズの回避手段について

分析を行っている。分析の結果、期中の予想修正を頻繁に行い実績値公表日近くで予想修正を行う企業ほどネガティブ・サプライズを回避できているという結果を得た。

次に業績予想修正に影響を及ぼす要因を分析する目的で当期利益の直近予想値と期初予想値の差額を従属変数とする重回帰モデルを設定し、検証を行った結果、期初時点での増益予想幅が大きく期初予想日から直近の業績予想日までの日数が長い企業ほど期中において業績予想を下方修正する傾向にあることを示している。

また裁量的発生高の大きさに経営者の利益マネジメントが反映していると仮定し、期待マネジメントと利益マネジメントとの間の相関について検証している。裁量的発生高を従属変数とし、期待マネジメントの要因として考えられる独立変数を設定した重回帰モデルを設定し分析を行ったところ、期待マネジメントを補うように利益マネジメントが行われていることを検証する結果を示している。

円谷(2008)では決算日以降から決算短信発表直前の間に実績値と同じ数値の予想修正を発表(同値発表)している企業の存在に着目している。日本市場において 2004 年から 2007 年の間、継続して売上高、経常利益、当期純利益の項目すべてについて期初予想を開示している企業を抽出し、1,932 社×4 年のサンプルを作成した。決算日以降から決算短信発表直前までの間に発表された予想修正を「駆け込み修正」と名付け、当期利益予想誤差の中央値に関して 1 年間の月次推移と決算短信公表日 100 日前から公表日までの日次推移、100 日前から決算短信公表日までの同値発表企業の累積数の日次推移、同値発表企業とその他の企業の決算短信公表日前後 2 日間の CAR の観察を実施している。観察の結果、同値発表企業の多くが決算日後約 2 週間頃から駆け込み修正を行っていたことを指摘した。また、同値発表企業の CAR の観察により同値発表後の修正方向よりも決算短信で開示される業績予想の改訂方向に市場は反応する傾向が観察された。

奈良・野間(2012)では経営者予想の修正が割安株と割高株の株価パフォーマンスに与える影響の違いを明らかにすることを目的とした研究を報告している。

最初に経営者予想修正後の割安株と割高株の反応についてイベント・スタディの手法を用いて数量化した。サンプルを上方修正、下方修正に分割したのち割安株と割高株を判定するため BPR を基準にサンプルを年度ごとに 5 分位に分け、それぞれの CAR を算出している。発表日から発表日 30 日後までの CAR の推移について観察した結果、割安株では下方修正発表後に下落した株価が数日後には上昇する動きが観測され、上方修正の場合は一様に増加する傾向が観察された。一方で割高株に関しては上方修正発表時に上昇した株価が数日後に下落する動きが観測され、下方修正の場合は一様に減少する傾向が観察され、割安株のサンプルと割高株のサンプルの CAR について平均値・中央値いずれの差の検定も有意差となった。すなわち上方修正、下方修正いずれに関しても割安株は割高株よりも高いパフォーマンスとなることが示された。

次に上記と同じ方法にて分割したサンプル群を用いて、割安株の集合の予想修正幅の平均値と割高株の集合の予想修正幅の平均値について分散分析による差の検定を行ったところ、上方修正・下方修正共に割安株で有意に大きな修正が加えられたことが示された。

ただし CAR の推移を観察する研究では他の活動(イベント)による影響を考慮しなければならない。そこで予想修正日から 30 日後までの CAR を従属変数とし、経営者予想の修正幅や割安株・割高株の指標となる BPR を独立変数に設定した重回帰モデルに、アナリスト予想や企業規模の影響をコントロール変数として適用して検証を行っている。検証の結果、経営者予想の修正以外の影響を調整したうえでも経営者予想幅と株価の反応には正の関係があること、BPR と株価の反応には負の関係があることから、市場は経営者予想の修正幅に反応することに加え、割安株は割高株を上回る変化を見せる傾向を示唆する結果を得ている。経営者予想の修正に対するこのような反応の非対称性の要因としては、割安株の過少評価が見直されること、翌期の利益成長に対する高い期待が存在することを挙げており、割安株企業の業績予想開示には改善の余地があることを示唆している。

予想修正の影響に関する研究は特に修正情報が四半期決算短信によって定期的かつ大量に開示される日本市場を対象とする研究が多いことに特徴がみられる。修正予想の有用性に関する基礎的な研究(桜井・後藤 1992; Kato et al. 2009)に加え、近年では予想情報の修正を用いてネガティブ・サプライズを決算発表直前で回避する修正予想開示や、実績値報告がポジティブ・サプライズになるよう市場の期待を誘導するような予想修正行動について検証を行う研究が多く報告されている(浅野 2007; 円谷 2008)。

表 2-3 に予想修正の影響について論じた先行研究をまとめる。

表 2-3 予想修正の影響に関する先行研究

論文	利用されたデータ、分析手法および検証結果または発見事項
桜井・後藤 (1992)	日本企業 1989～1990 年、差の検定、回帰分析を適用 インサイダー取引規制の導入に伴い開示が求められることになった経営者による予想修正が有用性の高い情報であることを示した。
浅野(2007)	日本企業 2003～2005 年、重回帰分析を適用 期初予想公表時点ではネガティブ・サプライズに陥る予定であった企業が期中における経営者予想修正によってネガティブ・サプライズを回避したことを表す統計的な結果を得ている。また期待マネジメントを補うように利益マネジメントが行われていることを示唆する結果を得た。
円谷(2008)	日本企業 2004～2007 年、イベント・スタディを適用 決算日以降決算短信発表直前までの間に発表された予想修正を「駆け込み修正」と名付け、その特徴を明らかにした。

浅野(2009)	日本企業 2003~2007 年, イベント・スタディ, 重回帰分析を適用 市場は期初の経営者予想よりも同程度の利益に関する情報を持つ期中の予想修正に大きく反応することが示され, 期初に保守的な経営者予想を開示して期中に予想値を上方修正する企業に対して市場は好感することを発見した。
Kato et al.(2009)	日本市場 1997~2007 年, イベント・スタディ, 重回帰分析を適用 日本市場の経営者予想に関して体系的, 網羅的に分析。期初の経営者予想に含まれるバイアスは予想修正により解消されており, 加えて修正情報に対する株価の反応は期初経営者予想と比較してより大きいことを示した。
Kothari et al. (2009)	米国市場 1995~2002 年, イベント・スタディ, 重回帰分析を適用 経営者による配当および経営者予想の下方修正に関するニュースは上方修正に比べて発表が遅くなることを示した。
奈良・野間(2012)	日本企業 2003~2008 年, 重回帰分析を適用 企業を割安株・割高株に分けたうえでそれぞれの上方修正の修正幅および下方修正の修正幅を比較し, 予想修正に対する割安株と割高株の反応を明らかにした。

2. 5. 日米における業績予想研究の違い

2.4 節では, 日本の証券市場によって要請される予想修正開示頻度の高さを背景に経営者予想の修正を主題とする研究が多いことを指摘した。このことは日本市場を対象とした業績予想研究の特徴といえる。一方で欧米でも日本に見られない研究課題に着目した研究が行われており, 浅野(2016), 太田・姜(2011)などの文献はそれらの動向を日本に紹介している。本節では日本の上場企業を対象にした研究には見られない米国市場を対象とする研究を 4 つの論点を設定して紹介する。

最初の論点は開示企業と非開示企業の特徴である。米国市場では日本の証券市場の上場規程と異なり, 将来業績予想の開示は完全に任意である。そのため自社業績予想を開示していない企業と開示企業の特徴を比較した研究が報告されている。1980 年代から 90 年代には, 非開示企業に比較して開示企業の業績が高いことが検証された。2000 年代になると, 業績予想の開示廃止に関心が移り, 開示廃止の動機や影響を特定しようとする研究が出現する。

太田・姜(2011)は NIRI (全米 IR 協会) の 2000 年代の”Survey Results on Earnings Guidance Practices”から米国市場の業績予想の開示項目の内容の推移について集計している。集計値の観察から企業の将来予測情報開示に関する訴訟リスクを大幅に軽減

する Private Securities Litigation Reform Act of 1995 のセーフ・ハーバー条項や、企業の重要な未公開情報を特定の市場参加者に対して選択的情報開示を行うことを禁じ、市場参加者に対して同時に重要情報を開示することを要求する Reg FD(Regulation Fair Disclosure)の施行(2000 年)を背景に、2001 年には利益予想を開示する企業は 79%に増加した。しかし、その後利益予想開示企業は減少傾向となり、2010 年の調査では開示企業は 46%に留まっていることが Survey Results on Earnings Guidance Practices が行った調査により示された。2000 年代後半には一旦利益予想開示を行ったものの取りやめた企業について、取りやめの理由や継続している企業と取りやめた企業の特徴の比較が研究の対象になった。

続く論点は業績予想値の表示形式である。米国市場では業績予想の形式面についても任意である。日本市場では特定の数値によって予想情報を開示するポイント予想が主流であり、2012 年には決算短信の開示方法が見直され柔軟な開示が許容されたにもかかわらず、東京証券取引所が発表した「平成 27 年 3 月期決算短信発表状況の集計結果について」(2015a)では 2015 年 3 月期決算の通年業績予想を開示した企業のうちポイント値を用いて開示した企業が 98.8%であり、開示形式に大きな変化はみられない。一方で、開示形式が任意である米国市場を対象とした研究では開示形式が情報有用性・信頼性に与える影響が分析されている。たとえば Ajinka et al. (2005)はポイント予想とレンジ予想や上限下限のみを定めた片側開放型の予想を比較し、外部取締役の多い企業では業績予想の開示にポイント予想を選択する企業が有意に多いことを示している。そのことは、ポイント予想がレンジ予想などと比べて情報有用性や投資家からの信頼性が高いと考えられているからであると結論付けた。また、浅野(2016)は米国市場を対象とする研究のレビューから、レンジ予想は経営者予想の不確実性のシグナルであることや投資家の投資意思決定の判断を弱めること、ポイント予想は経営者予想の確実性のシグナルであり、投資家がより信頼性の高い情報と認識していることを指摘している。

第 3 の論点は表示項目の相違に関する研究である。日本市場ではサマリー情報の開示書式が証券取引所により示されており、業績予想の開示を行う企業の開示項目について企業間の差はほとんど見られない。これに対し、米国市場では開示項目は任意であり、開示項目の種類や多寡が情報有用性・信頼性に与える影響に関する研究が報告されている。Hirst et al. (2007)は項目を限定した経営者予想と開示項目が多い経営者予想の財務諸表利用者に与える情報有用性の違いを検証するため、MBA の学生を対象に質問票調査に基づいた検証を実施しており、開示項目の多い企業の経営者予想が予想精度を高めることや経営者予想の信頼性が高く、財務諸表の品質も高いと財務諸表利用者に印象付けていること示唆する結果を得ている。

最後は予想期間の設定の違いに着目した研究について紹介する。米国市場では四半期予想による開示が多く報告されている。一方で、日本市場では証券取引所が提供するサマリー情報に準ずる書式に従って経営者予想を開示する場合、年次予想もしくは第 1 四半期第 2 四半期累計の半期予想を開示することが要請され、四半期業績の予想の開示は任意であり、多くの上場企業はサマリー形式に合わせ年次予想と半期予想の

開示にとどまる。米国市場では 2000 年以降、特にアナリストによる四半期の業績開示の期待に対する圧力が高いことで、企業の長期的企業価値が毀損され、長期的な成果を犠牲にしてでも短期的な結果を求めるという近視眼的傾向(short termism)の原因となっていることが指摘されている。

Choi et al.(2011)は、米国においては四半期経営者予想に対する批判が存在する一方で通年の経営者予想は一般に有用と考えられている点に着目し、通期予想に対する四半期経営者予想の有用性を明らかにすることを目的とした検証を行っている。分析の結果、四半期経営者予想は近視眼的傾向の指摘を受けているものの有用性を有していることが示され、むしろ公表を廃止することによって情報の非対称性解消の観点から好ましくない影響を及ぼす可能性があることを指摘している。

太田・姜(2011)は業績予想を非開示にすることで、業績予想開示の有用性が減少することを調査するため、米国市場を対象とした業績予想開示企業と非開示企業の比較に関する論文をサーベイしている。米国市場を対象とする研究において、四半期決算を開示しないことでショート・ターミズムから長期志向への転換や代理的予想情報開示の促進といったことは実際には実現されていないことを示し、むしろ資本コストやアナリスト予想の不確実性が増加することやアナリストによるカバレッジの減少、予想のバラツキの増加、予想精度の低下といった情報環境の悪化に伴う弊害を引き起こしていることを指摘している。

以上のように 2000 年代には、米国市場と日本市場の実態の違いから、それぞれの市場を対象とした研究は、研究目的や分析手法に明確な違いがみられるようになっている。そのため市場の制度設計に依存する内容を含む先行研究は、それぞれの市場を前提として行われた研究の成果を他方の市場でそのまま用いることは困難であり、再検証を要すると考えられる。

2. 6. 経営者予想に関する研究の成果と課題

予想情報に関する先行研究は日本市場・米国市場を問わず多くの論文が報告されている。一方で日本市場と米国市場では経営者予想に関する制度や環境に大きな違いが存在しているため、米国市場を対象とする先行研究の結果をそのまま日本市場に当てはめて評価することは難しい。たとえば米国市場ではアナリストによる企業の業績予想が充実している一方で経営者予想の開示は任意であることから、日本市場と比較してアナリスト予想に主眼を置いた研究が多く報告されている。一方、日本市場では米国市場に比べて上場企業の経営者予想の開示率が高く、経営者予想が業績予想情報の主となっている。また、アナリスト予想を対象とした研究が主流の米国では、イベント・スタディがよく使われるが、定時的な経営者予想が求められておらず実績値の発表と同時に報告される件数が日本市場に比べて少ないことから研究手法として適合性が高い。一方で日本市場においては予想情報研究の主たる対象となる経営者による業績予想では臨時の予想修正以外の定時的な決算短信・四半期決算短信による経営者予想の開示では実績値が同時に発表されるため、イベント・スタディによる手法では実

績値と予想値の影響を分離することの困難性が存在する。

以上に示されるような業績予想に関する研究の分類・整理から、経営者予想の有用性は明らかにされている一方で、経営者予想には予想誤差が含まれており、特に企業が直面する経済環境等の影響により経営者が意図的にバイアスをかけている可能性が実証的手法により示唆されている。それぞれの研究は個別に報告されることが多いが経営者予想の有用性と予想誤差が含まれていることが知られている経営者予想の予想精度の関係性について報告された論文は少ない。

加えて会計ビッグバン以降、多くの会計制度の改正が行われており、純資産の導入や包括利益会計、IFRS へのコンバージェンスに関する制度改正をはじめとして影響の大きな改正も少なくない。同様に日本市場における業績予想の開示に関してもたびたび改正が加えられてきた。これらのような経営者予想開示制度を取り巻く環境の変化が経営者予想の予想精度や有用性に影響を与えている可能性は否定できない。また、近年、経済状況は激しく変動しており、予想困難性に基づく経営者予想精度や経営者予想有用性の影響は無視できないことが考えられる。一方で業績予想に関する報告ではパネル分析を主とした報告が多数を占め、年度による影響を年度ダミー変数でコントロールされた検証は報告されているものの、これらの環境変化について詳しく調べた報告は少ない。

さらに第 1 章では日本市場において開示される業績予想について制度的背景や計量的情報から、予想誤差、特に期初における楽観的な予想バイアスが解消されていない点や、期初の経営者予想は同年度内に予想が修正される前提で開示され、直近予想と比較しても精度が低い点を指摘している。

これらの課題をふまえ、本論文では経営者予想の有用性と経営者予想の予想精度の間の関係について検証の余地が残されていると考え、研究対象とする。特に統計的に楽観的予想に偏ることが知られ、バイアスの存在が指摘される期初の経営者予想の有用性に着目する。経営者予想の予想精度を観察する際に 2 つの視点が必要である。ひとつは年度間の平均予想誤差の大きな変動であり、もうひとつは、同じ年度の中での企業間の予想誤差のバラツキである。四半期決算短信の導入後の期間において直近の経営者予想の精度の改善が見られている(第 1 章, p.11, 図 1-2 参照)ことや、期初経営者予想の有用性は他の予想と比較して最も対象とする予想期間が長いことから年度内の企業を取り巻く環境の変化の影響を受け、その予想精度は大きく変動する。このことから経営者予想は制度変更や経済環境の変化といった企業によるコントロールが困難な外的要因の影響を受けやすいことが考えられる。そこで予想精度とマクロ環境の関係性を第 1 の視点として設定する。また、先行研究の指摘により経営者予想バイアスの誘因の有無や種類は企業により異なり、予想バイアスに基づく誤差の程度は企業ごとに大きく異なる。したがって企業個別の要因に基づく経営者予想精度の違いを第 2 の視点として設定する。2 つの異なる要因から影響を受けている予想精度の変化の程度が経営者予想の有用性に対してどのような影響をもたらしているかについて報告された論文は少ない。

そこで本論文では経営者予想の有用性について経営者予想の精度が、市場参加者の

投資意思決定に及ぼす影響について実証的な分析を用いて明らかにし、企業が精度の高い経営者予想を開示することの証券市場への貢献について考察する。特に経営者予想精度の変化をマクロ環境要因と企業個別の要因の2つの視点から検証することで、異なる要因による予想精度の変動が経営者予想の情報有用性にどのような変化を与えるかに着目した分析を試みる。

(注)

- 2-1) 財務指標を用いた予想には利益予想以外の情報による予想開示も含まれている。利益予想を用いた経営者予想による開示率はさらに低く46%(太田・姜 2011)である。
- 2-2) 浅野(2007)では年度の最後に開示された経営者予想(直近予想)と実績値の差を英語の文献では Surprise と表記されることから「サプライズ」、年度内の経営者予想の修正である revision を「修正」と呼び、國村・久保(2013)は浅野(2007)の分類を基に予想修正から実績値と期初予想の差を明確に分けるため前期実績値と当期期初予想の差を「改訂」と呼んだ。本論文でも上記「サプライズ」、「修正」および「改訂」を採用し、また、特に数値変動の向きを強調する際は「ポジティブ(ネガティブ)・サプライズ」、「上方(下方)修正」および「上方(下方)改訂」と表記する。後藤・桜井(1993)ではサプライズや改訂といった表現は用いられておらず、同様に他の論文においても表現の違いが見られるが、本論文では以降の先行研究についても先行研究内の表現にかかわらず、実質的に同じ意味を表す用語・事象に関しては特に断らず表記を統一して記述する。
- 2-3) 利益情報として経常利益・当期利益・ROA(総資本経常利益率)ならびに ROE(自己資本純利益率)が採用されている。
- 2-4) 四半期経営者予想とは四半期間(3 か月間)の経営者予想を言う。日本市場において四半期決算短信で公表されている四半期ごとの通期予想及び半期予想とは異なる。
- 2-5) 経営者予想利益の精度は1株当たり当期利益と1株当たり経営者予想利益(期初予想)の差の絶対値を期首の株価で標準化し、検証期間3年間の総和をとって算出している。
- 2-6) Kato et al.(2009)では日本市場における経営者予想について網羅的な分析を行っているため、その分析に含まれる内容には有用性に関する仮説検証、予想誤差に関する仮説検証、予想修正に関する仮説検証が含まれている。調査論文の内容を各節に分散することで論文の内容把握が困難になることを回避するため、本章では予想誤差の特徴と評価に関する2.1.2節で紹介した。一方表2-1、表2-2、表2-3ではKato et al.(2009)の分析結果や発見事項に関して内容によって有用性、予想誤差、予想修正に分類しそれぞれ記載してある。
- 2-7) 直近のアナリスト予想に対する経営者予想発表後のアナリスト予想 EPS の改訂量を決算期で初めて取引された日の株価終値で基準化して算出している。
- 2-8) 2.3 節の冒頭で述べたように予想誤差の研究を (a)予想誤差の原因を推定する研究、(b)経営者予想に対するアナリスト予想の精度を比較する研究、(c)予想誤差の影響を検証する研究の3タイプに分類した。そこで表2-2では中分類を作成し、上記3タイプのどの研究に当てはまるかを示す。

2-9) 裁量的発生高とは会計発生高モデルを用いて算出された会計発生高を裁量的な部分と非裁量的な部分に分解したもののうち、裁量的な発生高を指す。ここでは裁量的な会計発生高に経営者の利益マネジメントが反映されていると仮定している。

第3章 経営者予想の資本市場における有用性

3.1. はじめに

これまで報告されてきた業績予想に関する多くの研究によって経営者予想は資本市場参加者にとって有用な情報であることが示された。その一方で経営者予想、特に期初の経営者予想にはバラツキの大きな予想誤差が含まれており、第2章で指摘したように経営者予想の誤差に関する多くの研究によって企業の経営環境の悪化をはじめとする諸誘因により予想誤差には経営者による楽観的なバイアスが含まれていることを示す実証結果が報告されている。また日本市場では経営者予想の修正頻度は高く、期初の経営者予想はその後に修正されることが半ば前提となっている。本論文では経営者予想に含まれる上記のような特徴に基づいて経営者予想の有用性と予想精度との間の関連性に関する分析と検証を展開する。

本章では経営者予想公表日周辺の累積異常リターン（Cumulative Abnormal Return 以下 CAR）を用いたイベント・スタディ³⁻¹⁾による手法を用いた検証ならびに、経営者予想利益が組み込まれた価値関連性分析を用いて、2000年度以降日本企業が発表した経営者予想について、経営者予想が市場参加者の投資意思決定や企業価値の推定に有用な情報であることを確認することを第1の目的とする。

また、従来の業績予想に関する研究では複数期間にわたるデータ(パネルデータ)を分析モデルに適用する手法による検証が多数を占めている。分析モデルに年度効果に関するコントロール変数を適用することで、年度の違いによる影響を調整し、分析モデルの分析結果を精緻化する方法がとられることが多いものの、パネルデータの分析の結果から、年度間の比較を行うことは難しい。

一方、近年の日本市場における業績予想を取り巻く環境の変化は大きい。たとえば、業績予想項目に影響を与えるような会計制度の改正や、決算短信の開示ルールの変更、経済環境の大きな変化などが考えられる。このような環境の変化に起因する予想の困難性の増加により予想精度は年度間で大きくばらつくことが分かっている。(第1章, p.11, 図1-2 参照)

そこで年度別に経営者予想が株式市場の参加者に与える影響を検証することによって、大きな予想誤差がみられる年度とそうでない年度の間で、経営者予想の情報有用性の差が存在することを確認する。これが本章の2番目の目的である

3.2. イベント・スタディを用いた情報有用性の検証

3.2.1 CAR を利用した実証研究

資本市場参加者にとって経営者予想が有用な情報であることを確かめる方法としてイベント・スタディを用いた研究があげられる。イベント・スタディとは有価証券の発行や決算発表といった企業活動(イベント)が市場参加者の投資意思決定に与える影響を株価の変動を通して検証する研究である。上場企業の株価は戦争などの政治リス

ク、政府の政策変更、為替変動、資源価格の変化をはじめとする様々なマクロ的要因によって大きな影響を受ける。このとき株式を一定の期間保有することで得られた株価の変動率を株式リターンと呼ぶ。ただし、ある企業に固有の事象が発生した前後の株価を単純に比較し、株価が変動していたとしても、その原因が企業に固有の事象であったと株価の変動から断定することはできない。そこで企業固有の事象に基づくリターンを算出するために、基準となる指標として市場平均株価の変化率（市場リターン）との比較を行う。市場リターンは株式リターンと同期間の株価指数の変化率によってあらわされる。また、採用する株価指数により株式リターンの大きさが異なる点に注意が必要となる。

特定企業の株式リターンから市場リターンを差し引いた異常リターン（Abnormal Return, 以後 AR）を用いることによって、個別銘柄の株価の変化から、マクロ要因による株価の変化を分離することができる。マクロ要因の影響を取り除いた AR の一定期間にわたる累積値である CAR の平均値を観察することによって、共通の個別要因をもつ上場企業の集合が同じ方向の株価変動を示すことを厳密に示すことができる。

たとえば後藤・桜井(1993)では決算短信公表日周辺の CAR 平均値を観察することで実績利益情報の有用性に加えて予想利益情報が有用であることを明らかにした。さらに CAR を従属変数、実績利益情報と経営者予想利益情報の数値を独立変数とする回帰分析を行うことによって、実績利益情報でコントロールしてもなお経営者予想利益情報が株価変動と関連性を有していること示した。

また、Kato et al.(2009)では直近の経営者予想利益(前期利益の最終予想)に対する前期利益実績値の差額 (利益サプライズ)、直近の予想 1 株当り配当金額に対する前回の 1 株当り配当金額の差額 (配当サプライズ)、前期利益実績値に対する期初予想当期利益の差額 (予想改訂)の 3 要因を独立変数とし、CAR を従属変数とした検証モデルを分析することで期初の経営者予想の有用性を示した。

3. 2. 2 CAR の定義と利用

CAR を算出するには、まず数式(3-1)で示される日次株価リターンを算出する。

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \quad (3-1)$$

$R_{i,t}$: 企業 i の t 日における日次株価リターン

$P_{i,t}$: 企業 i の t 日の終値

本検証では市場の平均価格を表す指標として東証株価指数(Tokyo Stock Price Index, 以下 TOPIX と記述)³⁻²⁾を採用し市場リターンを算出する。

$$TR_t = \frac{TP_t - TP_{t-1}}{TP_{t-1}} \quad (3-2)$$

TR_t : t 日における東証株価指数 TOPIX の市場リターン

TP_t : t 日の TOPIX 終値

数式(3-3)で算出される、企業 i の日次株価リターンから市場リターンを差し引いたものが異常リターン(Abnormal Return)となる。

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - TR_t \quad (3-3)$$

$AR_{i,t}$: 企業 i の t 日における異常リターン

ここで企業 i の特定のイベントによる市場の反応を調べるためにイベント発生日 τ の n 営業日前から m 営業日後までのリターンを合計する。これが CAR であり以下の式で定義される。 $\tau-n$ 日から $\tau+m$ 日までの期間を観察期間と呼ぶ。

$$CAR_i = \sum_{t=\tau-n}^{\tau+m} AR_{i,t} \quad (3-4)$$

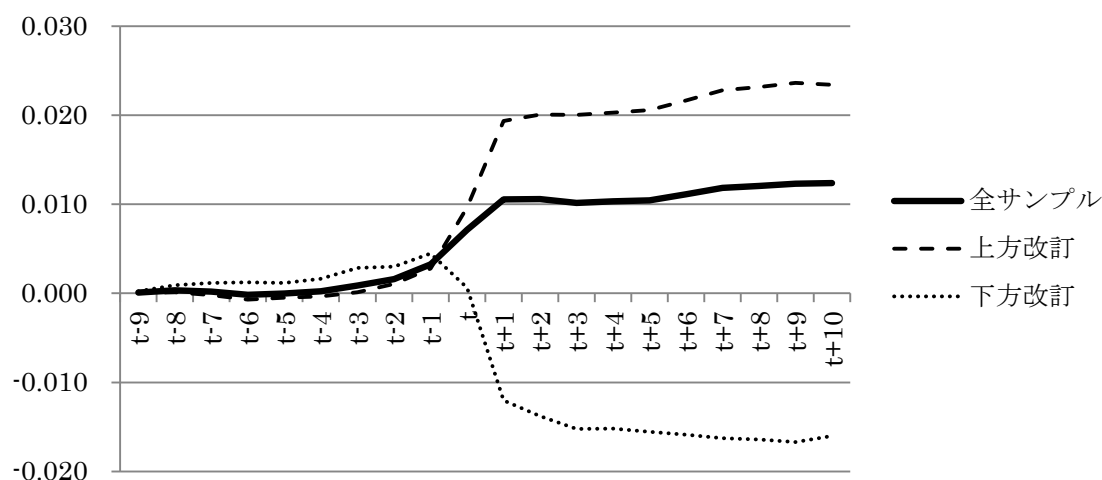
CAR_i : 企業 i の $\tau-n$ 日から $\tau+m$ 日までの累積異常リターン

仮に、決算短信発表日を τ とし、n を 10 日(決算短信発表日 10 営業日前)、m を -9 から +10 まで変化させた CAR を計算し、上場企業全体の平均値、上方改訂企業群、下方改訂企業群の平均値をグラフにしてみる。上記の方法によって算出される CAR について本検証で分析の対象とするサンプルを用いて経営者予想開示日周辺の株価の変動について観察する。CAR の観察期間は経営者予想開示日前後 10 営業日とする。経営者予想開示日の 10 営業日前を起点とし 10 営業日後まで累積した CAR の平均値を日次でプロットして折れ線グラフを作成し観察を行う。

観察対象は、2002 年から 2011 年までの期間に決算短信を発表した一部上場企業とした。会計データ、株価および TOPIX 指数は NEEDSFinancialQuest2.0 から取得した。データベースより取得したデータは 2002 年 1 月～2012 年 3 月までの株価終値、TOPIX 終値、2002 年 1 月～2012 年 2 月までの EPS 決算値、各年度内において最も早く発表された期初 EPS 予想値である。以上の範囲に含まれる連結決算に関するデータのうち、決算月数が 12 ヶ月以外のもの、計算のために必要なデータが全部そろっていないもの、期初予想が決算日 1 日後以降 2 ヶ月後以内に開示されなかったサンプルは除外した。その結果、最終的に 2002～2011 年までの 10 年間で 10,727 企業・年の観測値が得られた。また、前期実績利益と当期予想利益が同値のものは上方改訂に含めてある。その結果、上方改訂に含まれるサブ・サンプルは 7,718 件、下方改訂に含まれるサブ・サンプルは 3,009 件となった。

決算短信に含まれる情報には個別企業の株価を引き上げる情報も株価を引き下げる情報も含まれているため、上場企業全体の CAR は決算短信発表日の前後で大きな変化をすることは期待できない。一方で決算短信に含まれる情報で経営者予想は株価の変動に比較的大きな影響力を持つ情報と考えられる。そこで前期利益よりも高い利益予想(予想の上方改訂)を発表した企業と、前期利益よりも低い利益予想(予想の下方改訂)を発表した企業に分けて、CAR の平均値を観察する。前者を上方改訂群、後者を下方改訂群と呼ぶ。図 3-1 に全体サンプルおよび上方改訂群、下方改訂群の決算短信

図 3-1 経営者予想開示日周辺の平均 CAR の推移



開示日 10 営業日前を基準として 9 営業日前から 10 営業日後まで変化させた CAR の推移を示す。

サンプルごとの平均 CAR を観察した結果、上方改訂群の平均 CAR の推移は全サンプルを対象とする平均 CAR の推移と比較して株価の上昇率が大きいことが観察できる。また下方改訂群の平均 CAR の推移は経営者予想開示日 1 日前から 1 日後にかけて急速に下落していることが示された。グラフを観察すると、上方改訂のグラフと下方改訂のグラフから改訂方向に関する情報が異常リターンを説明しているように見える。一方で、期初の経営者予想情報は決算短信によって開示されるケースがほとんどであることからグラフで示された各平均 CAR の変動は同時に発表された実績値情報の影響も受けており、グラフの観察から経営者予想の情報有用性を検証することは困難である。

次節以降、決算短信に含まれた実績値情報の影響を考慮した重回帰モデルによる分析を試みる。重回帰モデルの従属変数には CAR を適用するが、累積期間を長くすることによりその他のイベントによる CAR への影響が混入するリスクが高まり、経営者予想情報や実績値情報が CAR に与える影響の推定精度が低下することが考えられる。図 3-1 の観察から上方改訂群と下方改訂群の CAR の平均値の乖離は決算短信発表日の 1 営業日前から始まり、2 営業日後には収束することが読み取れる。上方改訂群および下方改訂群の平均 CAR が経営者予想利益以外の同時発表情報からの影響も含むことから CAR の平均値の大小関係がそのまま経営者予想からの株価への影響の方向を表すわけではないものの、このグラフから日本市場で決算短信に付随して発表される情報の影響を観察するにはあまり期間を長くとらず、経営者予想開示日 3 営業日前の終値を起点とした $t-2 \sim t+2$ の CAR を採用することが合理的であると判断できる。CAR を長く設定すると決算短信周辺に発表される情報（株主総会で承認を受ける予定の役員人事や組織再編計画等）の影響からの株価の変動も CAR に反映される結果になるため観察期間は短いほうが望ましい。

3. 2. 3 同時発表情報を分離する検証モデル

日本市場では期初の経営者予想は決算短信情報の一部として開示されていることから、同時に開示される前期実績値なども市場参加者の投資意思決定に影響を与える。CAR には経営者予想情報による影響に加えて前年度実績値情報など同時発表情報による影響も反映されているので、CAR を用いた経営者予想の評価には同時発表情報の影響を分離することが不可欠である。

後藤・桜井(1993)や Kato et al. (2009)では CAR を従属変数とする重回帰モデルを用いて同時発表情報の影響をコントロールして経営者予想の有用性を検証している。

後藤・桜井(1993)は、期待外実績利益と名付けた変数と期待外予想利益と名付けた変数を用いた次の重回帰モデルを検証に用いた。

$$CAR = \alpha + \beta_1 \text{期待外実績利益} + \beta_2 \text{期待外予想利益} + \omega_0$$

期待外実績利益は決算短信で報告された前期利益が CAR に与える影響を抽出するための変数であり、期待外予想利益は当期経営者予想が CAR に与える影響を抽出するための変数である。期待外実績利益の算出には前々期実績利益を基準として前期実績利益との差額を算出する方法と、前期に開示された予想利益を基準として前期実績利益との差額を算出する方法の 2 通りを採用している。また、期待外予想利益の算出には前々期実績利益を基準として当期予想利益との差額を算出する方法と、前期予想利益を基準として算出する方法を採用している。

Kato et al.(2009)は CAR に影響を与える同時発表情報として 1 株当たり配当の実績値を加えた次の重回帰式を提案した。

$$CAR = \alpha + \beta_1 \text{Forecast Innov.} + \beta_2 \text{Earnings Surprise} + \beta_3 \text{Dividend Surprise} + \omega_0$$

Forecast Innov. : t年度の期初当期利益予想からt-1年度の当期利益実績値を引いたものを時価総額で基準化している。(以下では予想改訂と呼ぶ)。

Earnings Surprise : t-1 年度の当期利益実績値から t-1 年度の直近当期利益予想を引いたものを時価総額で基準化している。(以下では利益サプライズと呼ぶ)。

Dividend Surprise : 1 株当たり配当の期初予想値から前期の 1 株当たり配当の実績値を引いたものを株価で基準化している。(以下では配当サプライズと呼ぶ)。

このとき後藤・桜井(1993)の期待外当期利益と Kato et al.(2009)の Earning Surprise, 期待外予想当期利益と Forecast Innov.は概念的には類似であるが、期待外(サプライズ)部分を算出するための基準がそれぞれ異なっている³⁻³⁾。本論文では 2 つの研究の比較可能性を高めるため、後藤・桜井(1993)のモデルの期待外実績利益の基準には前期の直近利益予想を、同様に期待外予想利益の基準には前期実績値を採用し、それぞれの

回帰モデルを以下のように整理する。

$$CAR = \alpha + \beta_1 \text{Earnings Surprise} + \beta_2 \text{Forecast Innov.} + \omega_0 \quad (3-5)$$

$$CAR = \alpha + \beta_1 \text{Earnings Surprise} + \beta_2 \text{Forecast Innov.} + \beta_3 \text{Dividend Surprise} + \omega_0 \quad (3-6)$$

これらの重回帰モデルで採用する CAR には前節で行った観察期間の特定に基づき経営者予想発表日 2 営業日前から 2 営業日後までの AR を累積して算出した。

2 つの重回帰モデルを計算するためのデータは、東京証券取引所第 1 部上場企業の一般事業会社(金融・保険業除く)の株価終値、TOPIX 終値、EPS 決算値、1 株当たり配当実績値、期初 EPS 予想値、直近 EPS 予想値、直近 1 株当たり予想配当を用いた。これらのデータは NEEDS Financial Quest 2.0 から取得した。以上の連結決算に関するデータのうち、決算月数が 12 ヶ月以外のもの、計算のために必要なデータが欠損しているもの、期初予想が決算日 1 日後以降 2 ヶ月後以内に開示されなかったサンプル(企業・年)は除外した。また、各会計データに関して年度ごとに分割したのちに大きさ順に並べ、上端および下端の 3% のデータを含むサンプルを外れ値として削除して再統合した結果、最終的に 2000～2011 年までの 12 年間で 10,184 企業・年のサンプルが得られた。表 3-1 に検証の対象となるサンプルの記述統計量ならびに相関行列を示す。

表 3-1 Panel A イベント・スタディに関する記述統計量

	CAR	利益サプライズ	利益改訂	配当サプライズ
平均値	0.010	-0.005	0.019	0.000
最小値	-0.138	-0.390	-0.173	-1.034
第 1 四分位	-0.024	-0.005	0.000	0.000
中央値	0.007	0.000	0.006	0.000
第 3 四分位	0.040	0.004	0.020	0.000
最大値	0.206	0.036	0.754	0.022
標準偏差	0.051	0.027	0.056	0.010

Panel B イベント・スタディに関する相関行列

	CAR	利益サプライズ	利益改訂	配当サプライズ
CAR	1	-0.033	0.162	0.009
利益サプライズ		1	-0.537	0.039
利益改訂			1	-0.045
配当サプライズ				1

表 3-2 に数式(3-5)及び数式(3-6)の回帰モデルの計算結果を示す。

2 つの重回帰モデルを 2000 年～2011 年の 12 年間のパネルデータに適用した計算結果の中でまず注目すべきは、自由度調整済決定係数が(3-5)式に対して 0.030、(3-6)

表 3-2 CAR を従属変数とする重回帰分析の計算結果(2000 年度～2011 年度のパネルデータに対する計算)

	重回帰モデル(3-5)			重回帰モデル(3-6)		
	係数	t 値		係数	t 値	
切片項(α)	0.007	13.367	***	0.007	13.341	***
利益サプライズ(β_1)	0.144	6.616	***	0.143	6.588	***
予想改訂(β_2)	0.187	17.595	***	0.187	17.633	***
配当サプライズ(β_3)				0.074	1.539	
決定係数(adj. R^2)	0.030			0.031		

*** : 0.1%有意水準, ** : 1%有意水準, * : 5%有意水準, . : 10%有意水準

式に対して 0.031 とかなり低いことである。先行研究として参考にした後藤・桜井(1993)は、1977 年～1992 年のパネルデータに対して(3-5)式と同等³⁻⁴⁾の重回帰モデルを適用し、0.046～0.056 という決定係数を得ている。Kato et al. (2009)が 2002 年～2007 年のパネルデータに(3-6)式と同等の重回帰モデルを適用して得た決定係数は 0.058 であった。これらの決定係数の低さは CAR を従属変数とする重回帰分析があまり高い説明力を持たないことを意味している。

そうはいえ、いずれのモデルに関しても検証の対象となる β_2 が正の符号を持ち、統計的に有意な t 値を示している。分析結果から前期実績利益情報による CAR への影響をコントロールした検証方法では予想利益情報は CAR に対して追加的な情報を提供していることが示された。また、利益サプライズと予想改訂を比較すると回帰係数、t 値いずれに関しても予想改訂が大きいことから、業績予想情報が CAR の変動に対して実績利益に関する情報よりも大きな影響を与えていることが示された。

いずれの結果も後藤・桜井(1993)、Kato et al.(2009)が行った分析結果と矛盾しておらず、期初の経営者予想が有用であることを示している。

一方で Kato et al.(2009)の分析結果では配当サプライズは高い水準で有意な結果となっていたが、本章で採用したデータに基づく計算では配当サプライズの t 値は低く、CAR に対して有意な相関関係を示さなかった。表 3-1 で配当サプライズに関する記述統計量を確認すると、第 1 四分位から第 3 四分位にわたって配当サプライズが 0 であることが観察できる。³⁻⁵⁾すなわち過半数のサンプルで 1 株当たり配当が変化していないことがわかる。このことが重回帰分析において CAR の変動に対して配当サプライズが統計的に有意な計算結果を得られなかった原因と推察される。

3.2.4 CAR を用いた重回帰分析による年度別検証

前節では 12 年間にわたるパネルデータに検証モデルを採用したが、2000 年度以降の経済環境の変動、会計制度の変更、経営者予想の開示ルールの変更などの影響を考えると経営者予想と CAR の間にある関係性は分析対象期間にわたって一定であるかは不明である。そこで回帰分析の結果が年度によってどのように変化するかを検証する。年度の分割方法は、利益サプライズや予想改訂を算出する際に共通に使われる実

績利益が報告される決算日を基準とする³⁻⁶⁾。表 3-2 で示されるように重回帰モデル(3-5)と(3-6)の結果には大きな違いが観察されないことから重回帰モデル(3-6)に絞って年度別分析を行う。

年度別データに重回帰モデル(3-6) 適用した分析結果を表 3-3 に示す。

最初に年度別分析の決定係数を観察すると 2001 年がもっとも最小の自由度調整済 R^2 を示し、次いで 2010 年に低い値が観察された。2003 年、2006 年および 2009 年も他の年度と比較して相対的に低い数値となった。検証の主対象である予想改訂の回帰係数を見ると、すべての年度を通して予想改訂情報は CAR に対して有意な正の t 値が観察された。このことは期初の経営者予想情報は市場参加者の投資意思決定に有用な情報を提供していることを示している。回帰係数の大きさに着目すると他の年度に比べて 2001 年、2009 年および 2010 年の回帰係数は小さい値を示している。次に利益サプライズの t 値を確認すると 2001 年、2006 年および 2009 年で CAR との関連性がみられない年度が存在し、2000 年、2011 年も有意水準が両モデルで 5%水準に低下している。また回帰係数を見ると t 値と同様 2001 年と 2006 年は低い数値となっているが、2002 年は統計的に有意ではあるが他の年度に比べて小さい値の回帰係数を示している。2001 年は IT バブル崩壊、2009 年はリーマン・ショック、2011 年は東日本大震災の影響下にあり、経済環境が急激に変動する状況では将来情報に比べて過去情報の意思決定に対する重要性の低下が大きいことを指摘することができる。

また、図 3-2 に当期利益の期初予想の絶対値予想誤差率の推移を示す。図 3-3 では数式(3-6)によって推定された回帰係数の年度推移を示している。図 3-2 で示される期初経営者予想の予想誤差を基に回帰係数の推移を観察すると、大きな期初当期利益予想の誤差が観察される 2002 年の周辺では利益改訂の回帰係数が低下していることが観察される。同様に大きな予想誤差が観察される 2009 年では利益改訂の回帰係数が大きく減少し、その後数年にわたり利益改訂の回帰係数は低い数値となる。これらの関係性の観察から、期初経営者予想に大きな予想誤差が測定されると株価に与える経営者予想の影響が低下することが観察され、経営者の予想精度と経営者予想の有用性に正の相関が存在する可能性が指摘できる。一方、予想精度だけで予想改訂の有用性についてすべてが説明できるわけではなく、たとえば 2006 年には経営者予想の予想精度の悪化がみられないものの利益改訂ならびに利益サプライズの回帰係数が減少しており、経営者予想と株価の反応との間には他の要因による影響も存在していることが考えられる。

以上の観察から利益サプライズや配当サプライズといった情報と比較して予想改訂情報は株価の変動に対して継続的に有意水準を維持していることが示された。一方で経済環境の変化による予想誤差のバラツキの影響により経営者予想に対する株価の反応は影響を受けており、すべての年度において経営者の予想改訂に対する株価の反応は有意な相関を有しているものの、その反応の大きさは予想誤差のバラツキとの連動を示唆するグラフの推移が示された。

表 3-3 重回帰モデル(3-6)の年度別回帰分析結果

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
切片項(α)	0.035	0.012	0.017	0.009	0.009	-0.003	0.004	-0.013	0.011	0.009	0.008	-0.008
	12.452	5.822	9.105	4.466	4.998	-2.760	2.474	-7.876	4.888	4.617	4.493	-5.086
	***	***	***	***	***	**	*	***	***	***	***	***
利益サブプライズ(β_1)	0.365	0.124	0.173	0.223	0.514	0.557	0.000	0.840	0.737	0.251	0.539	0.478
	4.605	1.601	3.251	3.742	3.588	4.049	-0.002	4.634	4.261	1.587	2.275	2.268
	***		**	***	***	***		***	***		*	*
予想改訂(β_2)	0.277	0.094	0.165	0.247	0.573	0.466	0.416	1.398	0.831	0.109	0.109	0.345
	4.190	3.089	5.170	6.425	7.702	7.559	5.205	11.659	9.804	5.708	4.016	7.017
	***	**	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
配当サブプライズ(β_3)	0.540	1.077	-0.492	-0.850	1.147	1.323	1.871	3.685	2.205	0.055	3.004	1.690
	0.572	1.371	-1.200	-0.759	0.577	1.168	1.041	2.412	1.388	0.987	3.071	1.705
								*			**	•
決定係数	0.039	0.012	0.036	0.051	0.062	0.061	0.027	0.123	0.087	0.034	0.026	0.054
サンプル数	499	663	720	808	862	932	969	989	993	900	998	851

上段の数値は回帰係数，下段の数値は t 値を示す。

*** : 0.1%有意水準，** : 1%有意水準，* : 5%有意水準，• : 10%有意水準

図 3-2 期初当期予想の絶対値予想誤差率の推移

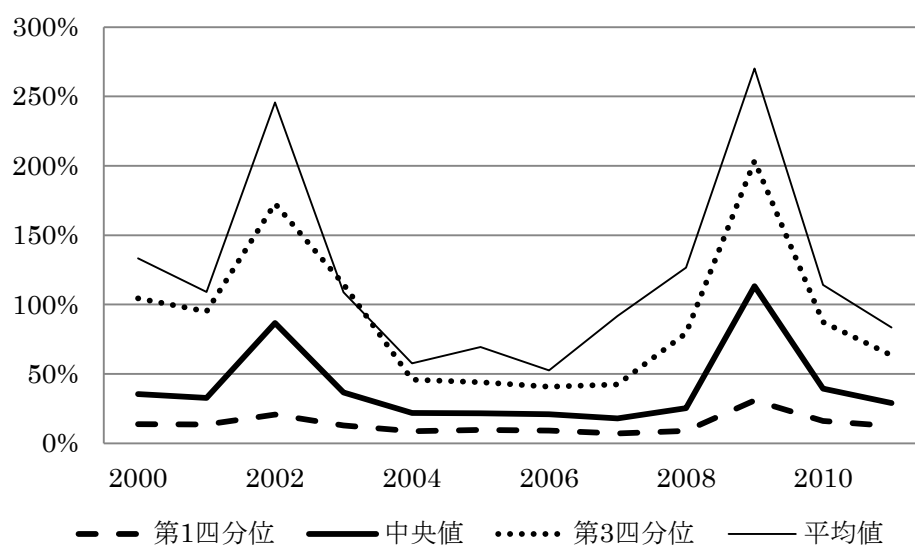
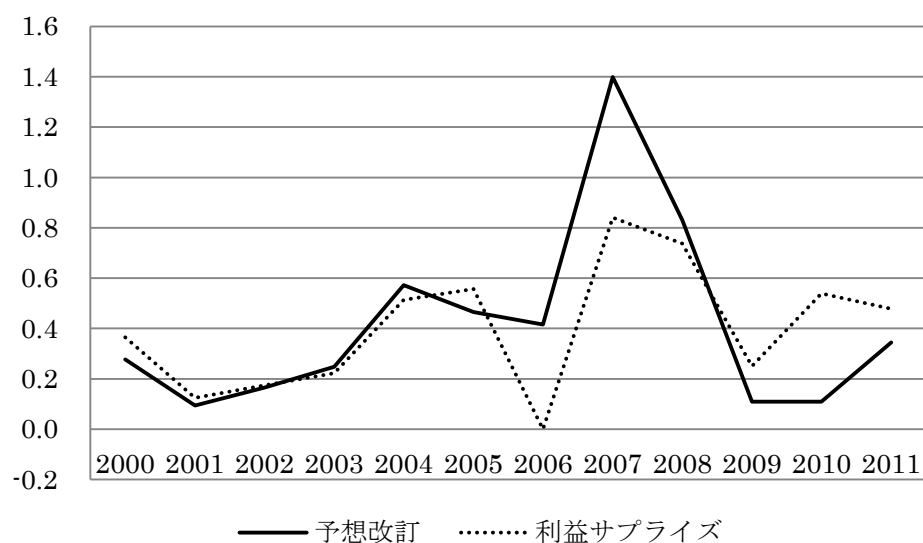


図 3-3 重回帰モデル(3-6)によって推定された回帰係数の年度推移



3. 3. 価値関連性分析による有用性の検証

3. 3. 1 価値関連性分析の提案と有効性

Ohlson (1995)は残余利益モデルを拡張し、次期の残余利益を当期の残余利益の持続的な部分とその他の情報で説明する線形情報ダイナミクスの仮定を置くことで、企業価値を株主資本情報と当期利益情報及びその他の情報に関する項で推定する価値関連性分析モデルを導出した。さらに Ohlson (2001)では上記の価値関連性分析モデルに含

まれる”その他の情報”の項に予想利益を適用することで、予想利益情報が企業価値の推定に有用であることを提案している。

予想利益情報には経営者予想の他にアナリスト予想を適用することができる。日本市場においては上場企業のほとんどが決算短信で決算値を開示する際に当期の業績の見通しを開示することから、第1章で指摘したように開示率の高さに加え定時性が高く、開示項目数や表示形式の均質性も高いといった特徴を有している。このような背景から日本市場を対象とする業績予想研究では、価値関連性分析の予想利益情報に経営者予想利益を適用して価値関連性モデルや経営者予想の有用性を検証する研究が報告されている。

太田(2002)では Ohlson(2001)の価値関連性分析モデルの予想利益情報に期初の経営者予想を適用し、経営者による予想利益情報が企業価値に対して有意な価値関連性を有していることを明らかにした。さらに株主資本や前期利益といった価値関連性分析で用いられる他の変数よりも利益予想が企業価値の推定に大きく寄与していることを発見している。一方で太田(2002)が検証に用いたデータの範囲は1970～1990年代のサンプルであることからその後の環境や制度の変化が価値関連性モデルによる検証結果に影響を与えていることが考えられる。

したがって本節では2000年代以降における株価と経営者予想の関連性について価値関連性分析を用いて検証し、経営者予想情報の有用性について考察することを目的とする。

3.3.2 価値関連性分析を用いた重回帰モデル

重回帰分析では回帰モデルがどの程度従属変数の変動を説明しているかについて1を最大値とする決定係数(自由度調整済 R^2)を計算することで定量化することができる。太田(2002)は、利益予想を独立変数に含まない価値関連性モデルと、利益予想を独立変数に加えた価値関連性モデルを設定し、2つの回帰モデルの決定係数の差が利益予想情報の資本市場における有用性を表すことを提案した。本節では1株当たり株主資本と1株当たり利益(EPS)の実績値と予想値を使って、太田(2002)にならって2つの価値関連性モデル(3-7)式と(3-8)式を設定した。

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 B_{t-1} + \beta_2 E_{t-1} + \omega_0 \quad (3-7)$$

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 B_{t-1} + \beta_2 E_{t-1} + \beta_3 F_t + \omega_0 \quad (3-8)$$

P_t	:	前期決算日2か月後株価
B_t	:	t期末時点1株当たり株主資本
E_t	:	t期EPS実績値
F_t	:	t期経営者予想EPS

(3-7)式と(3-8)式を用いた回帰分析から得られる2つの自由度調整済決定係数の差を(3-9)式のように $incrR^2$ とする。

$$incrR^2 = R_3^2 - R_2^2 \quad (3-9)$$

$incrR^2$: 経営者予想利益を加えたことによる増分説明力

R_3^2 : 数式(3-8)によって算出される経営者予想利益を含む重回帰モデルの自由度調整済決定係数

R_2^2 : 数式(3-7)によって算出される重回帰モデルの自由度調整済決定係数

R_3^2 と R_2^2 が十分大きな差を持つ場合、価値関連性分析によって経営者予想の有用性が観察されることとなる。他方 R_3^2 と R_2^2 との間にほとんど差異がみられない場合、経営者予想利益情報が価値関連性分析モデルの企業価値の推定に対する寄与が少ないこととなる。

重回帰分析の対象とするサンプルは前節に合わせて 2000 年から 2011 年の東京証券取引所第 1 部上場企業の一般事業会社(金融・保険業除く)を採用し、会計データおよび株価は NEEDSFinancialQuest2.0 から取得した。データベースより取得した会計データおよび株価は以下の条件に合うものである。

P_t : 2000 年 3 月～2012 年 3 月までの月末株価

B_t : 2000 年 1 月決算～2011 年 12 月決算までの 1 株当たり株主資本簿価の決算値

E_t : 2000 年 1 月決算～2011 年 12 月決算までの EPS 決算値

F_t : 2000 年 1 月～2012 年 2 月までの期間で各年度内において最も早く発表された期初 EPS

以上の範囲に含まれるデータのうち、連結決算の会計データ、決算月数が 12 ヶ月のもの、計算のために必要なデータが全部そろっているもの、期初予想が決算日 1 日後以降 2 か月後以内に開示されているものを採用する。また、各会計データを年度別に分割したのちに大きさ順に並べ、上端および下端の 3%のデータを含むサンプルは外れ値として該当する企業・年のデータを削除した。以上の条件でサンプル群を作成した結果、最終的に 12,591 企業・年の観測値が得られた。また、年度の分割方法は、前節と同様に、EPS 決算値が報告される決算日を基準とする。

3.3.3 価値関連性分析を用いた情報有用性の年度別検証

表 3-4 に重回帰分析の結果を示す。最初に決定係数について観察すると、2 変数モデル、3 変数モデル共に 0.4～0.9 に分布しており、前節の CAR を従属変数に採用したモデルと比べて相当大きな数値となった。続いて回帰係数を観察すると 3 変数モデルの経営者予想 EPS の係数がすべての年度において 0.1%有意水準で正の値となっている。2 変数モデルと 3 変数モデルの回帰分析結果を比較すると 2 変数モデルでは前期利益の有意性が年度を通じて 0.1%有意水準で正の値をとっていることが確認できるが 3 変数モデルでは前期利益のうち複数年で t 値がゼロに近くなっている。これは当期予想利益情報が追加された結果と考えられるが、前期利益情報と当期予想利益情報は多重共線性を有している可能性が考えられる。サンプルの頑健性に関する分析の

表 3-4 年度別価値関連性分析結果

年度	サン プル		2 変数モデル				3 変数モデル					$incrR^2$
			切片項	B_{t-1}	E_{t-1}	R_2^2	切片項	B_{t-1}	E_{t-1}	F_t	R_3^2	
2000	675	係数	401.79	-0.06	31.24		330.88	-0.28	23.54	11.28		0.017
		t 値	3.68 ***	-0.31	18.08 ***	0.413	3.05 **	-1.37	9.89 ***	4.63 ***	0.430	
2001	804	係数	385.59	0.46	14.49		77.40	-0.14	2.59	21.76		0.147
		t 値	5.80 ***	3.90 ***	17.93 ***	0.437	1.29	-1.31	2.62 **	16.86 ***	0.584	
2002	876	係数	318.14	0.76	10.31		23.37	0.27	-2.28	19.94		0.134
		t 値	6.19 ***	9.56 ***	15.09 ***	0.423	0.48	3.64 ***	-2.33 *	16.26 ***	0.557	
2003	966	係数	94.82	0.57	9.30		-16.48	0.29	-0.71	13.69		0.103
		t 値	3.11 **	14.73 ***	23.29 ***	0.652	-0.63	8.11 ***	-1.18	20.13 ***	0.755	
2004	1,031	係数	-61.77	0.64	13.54		-156.67	0.47	0.21	15.51		0.064
		t 値	-1.58	12.55 ***	26.95 ***	0.729	-4.53 ***	10.29 ***	0.24	17.74 ***	0.792	
2005	1,102	係数	-19.19	0.66	11.83		-78.53	0.38	-2.12	17.34		0.095
		t 値	-0.41	11.55 ***	22.43 ***	0.662	-1.95 .	7.59 ***	-2.64 **	20.79 ***	0.757	
2006	1,158	係数	-294.06	1.69	5.63		-488.93	1.08	0.25	14.61		0.083
		t 値	-4.92 ***	33.48 ***	12.58 ***	0.732	-9.70 ***	21.57 ***	0.56	22.70 ***	0.815	
2007	1,213	係数	-588.19	0.49	21.31		-537.55	0.39	9.14	12.00		0.018
		t 値	-6.00 ***	4.50 ***	25.99 ***	0.710	-5.65 ***	3.72 ***	5.77 ***	8.88 ***	0.728	
2008	1,222	係数	-755.22	-0.08	27.75		-756.09	-0.10	22.68	4.94		0.005
		t 値	-9.61 ***	-1.37	45.16 ***	0.862	-9.81 ***	-1.71 .	24.10 ***	7.02 ***	0.868	
2009	1,228	係数	-58.51	0.80	9.25		-161.26	0.72	2.90	7.42		0.050
		t 値	-1.36	24.47 ***	31.11 ***	0.762	-4.16 ***	24.74 ***	6.58 ***	18.00 ***	0.811	
2010	1,242	係数	-66.19	0.47	12.15		-144.78	0.39	4.56	8.44		0.023
		t 値	-1.46	12.35 ***	41.33 ***	0.825	-3.38 ***	10.83 ***	7.32 ***	13.59 ***	0.847	
2011	1,074	係数	-218.27	0.54	9.24		-335.00	0.45	5.19	6.55		0.031
		t 値	-4.58 ***	20.47 ***	28.53 ***	0.825	-7.62 ***	18.20 ***	13.04 ***	15.09 ***	0.855	

有意水準: ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

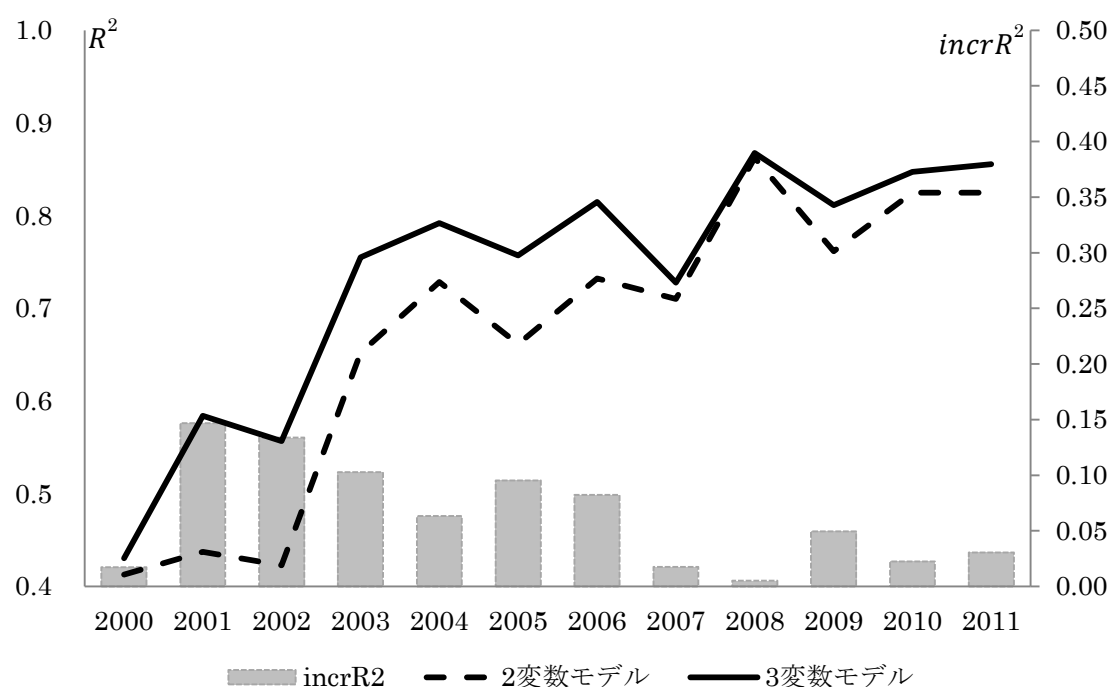
結果, 重回帰分析の結果をゆがめるほどの多重共線性の影響がないことが確認された。(4 章の 4.6 節を参照)

図 3-4 は 2002～2011 年のモデルの 2 変数モデルならびに 3 変数モデルの決定係数 (R_2^2 , R_3^2) の年度推移を折れ線グラフで示し, 左軸の目盛と対応している。また増分説明力 ($incrR^2$) は棒グラフによって示し, 右軸の目盛と対応している。

グラフの観察から, 2007 年と 2008 年を除いて増分説明力はある程度の大きさが観察され, 2000 年代以降のサンプルを適用した分析においても経営者予想情報を適用することでモデルの説明力が向上する結果が示された。

CAR を従属変数とする重回帰モデルと同様に年度別価値関連性分析の結果と図 3-2 で示される期初予想利益の誤差率との関連性について考察するため, グラフを比較

図 3-4 増分説明力の年度推移



する。2001 年および 2008 年では期初の当期利益予想の誤差率は 2 つの極大値をとっているのに対して増分説明力は 2000 年と 2007 年、2008 年にほぼゼロになる。誤差率が極大化する年度と経営者予想が極小化する年度は 2008 年度を除いてずれており、両者の明確な対応関係を確認することはできなかった。

3. 4. 日本市場における経営者予想の予想誤差と情報有用性の関係

CAR を用いた重回帰分析ならびに価値関連性分析を 2000 年以降の日本企業のデータに適用して経営者予想(利益予想)の資本市場に対する情報提供能力を確認した。2000 年代以降の多くの年度において予想情報が有用な情報を提供していることがいずれの分析手法による検証によっても検証された。したがって本章の第 1 の目的である、市場参加者の投資意思決定や企業価値の推定に対する期初経営者予想の有用性を 2000 年代以降のデータを用いたうえで再確認することができた。

一方で回帰分析結果の決定係数を観察すると前者の分析では 2007 年を除くすべての年度で 0.1 を下回る低い値が示されている点に留意する必要がある。

価値関連性分析で用いた 3 変数モデル(経営者予想を独立変数に含むモデル)の自由度調整済決定係数は、2000 年度を除くすべての年度で 0.5 を超えており、両者の間に明らかな差が観察できる。

また、第 2 の目的である年度推移による経営者予想を取り巻く環境の変化に対する期初経営者予想の有用性の観察に関する検証として CAR を従属変数とする重回帰モ

デルの重回帰分析結果の年度推移を観察した。CAR を従属変数とする重回帰分析から得られた経営者予想の有用性の年度推移(図 3-3)と価値関連性分析から得られた経営者予想の年度推移(図 3-4)を比較してみると、2 つの方法から得られた結果は大きくずれていることがわかった。また、これらの指標の年度推移と予想誤差率の年度推移とを対比した。経営者予想の有用性は発表企業を取り巻く経済環境の変動や予想の対象となる会計利益を定義する会計規則や会計基準の改正などの要因で変動すると想定される。経営者予想の平均予想誤差率は、これらの経済環境や制度環境の変化の代理変数と考えられるからである。

CAR を従属変数とする重回帰分析から得られた有用性の年度推移は、平均予想誤差率と逆の位相(つまり前者が上昇するときに後者が下降する)をもち変化に対応関係が見られた。しかし、価値関連性分析から得られた有用性の年度推移と予想誤差率の推移の間に明確な対応関係は確認できなかった。次に第 3 章において採用した 2 つの分析手法を比較すると、本章で得られた分析結果では CAR を説明変数とする回帰モデルは決定係数が低いことから、従属変数(CAR)が説明変数以外の他の情報による影響を多く受けていることが考えられる。対して価値関連性分析は決定係数が大きいことから、採用した説明変数以外の情報による影響を受ける余地は残っているものの、その影響による変動は小さいことが考えられる。加えて分析モデルに対する経営者予想の説明力は回帰係数や t 値の値を見ても大きい。したがってイベント・スタディと価値関連性を比較すると、CAR を従属変数に置く重回帰モデルは他の情報による影響の余地が大きいと考えられ不安定である。

第 3 章の結果から経営者予想の予想精度の変動が経営者予想の有用性に影響を与えることが示された。同様に第 1 章で示されたように四半期決算短信の導入後、年間の開示頻度が増加したことや直近予想の予想精度が明らかに改善されている点も踏まえ、経営者予想の情報内容は経済環境や業績予想開示をとりまく制度の変更をはじめとする流動的なマクロ要因の影響下にあることが示されている。一方で第 2 章において予想誤差に関する研究をサーベイした際に多く報告されているように、経営者予想の誤差の要因には様々な企業固有の要因による予想精度の低下や経営者予想のバイアスが指摘されており、マクロ要因の影響で予想誤差のすべてが説明されない。

そこで第 4 章では企業固有の要因に基づく予想誤差により、経営者予想の有用性がどのような影響を受けているかに着目して分析を行う。

(注)

3-1) イベント・スタディの手法による研究とは、主に企業による情報の開示をはじめとする特定のイベントの発生日周辺の株式リターンや累積異常リターン(CAR)の変動の観察に基づく研究のことを指す。一方、近年の研究では CAR の観察だけではなく、算出された CAR を従属変数に適用した重回帰モデルと組み合わせて検証されることが多く、本論文では CAR の推移だけではなく、CAR を従属変数に採用した重回帰モデルも含めてイベント・スタディ研究と呼び、後続の価値関連性分析と併せて大きく 2 つの研究手法に

別けてそれぞれ比較，検証を行う。

3-2) 株価指標には TOPIX の他に日経平均株価，JPX 日経インデックス 400 等様々な指標が提供されている。TOPIX は非選択的に東証第一部上場銘柄を時価総額の加重平均で算出している。本章では東証第一部上場企業の一般事業会社のうち欠落データの無い企業を非選択的に対象として検証していることから，採用サンプルと採用銘柄の類似性が高い TOPIX を採用した。

3-3) 小倉(2016)で示されるように 1 企業当たりの予想開示回数は増加傾向である。後藤・桜井(1993)が報告された時点では，期初予想公表後に期中修正をする企業が少なく，直近予想情報を有するサンプルが少なかったことが Kato et al.(2009)の期待外(サプライズ)部分の算出との相違となっていたことが推測される。近年では予想開示制度の改正に伴い直近予想が利用可能な企業が大多数を占め，直近予想開示日から実績値公表日までの日数のバラツキも減少(およそ 90 日以下)していることから，両モデルの期待外部分の算出の基準を直近予想に合わせた。また，CAR に関しては後藤・桜井(1993)では月次リターンを用いて算出しているが長期のリターンには本検証で検証対象としている決算情報並びに業績予想情報以外の情報によるノイズの影響が避けられず，分離も困難である。Kato et al. (2009)では日次リターンを用いて CAR を算出しており，本検証の環境においても日次リターンが利用可能であることから CAR の算出は両モデル共に日次リターンに基づいて算出する。

3-4) ここではデフレートの方法が同じという意味で同等と表現している。ただし本検証と後藤・桜井(1993)，Kato et al.(2009)でサンプルの対象年度が異なること，後藤・桜井(1993)では月次リターンが採用されていること，Kato et al.(2009)では東証第 1 部以外に第 2 部，新興企業市場，大阪，名古屋証券取引所の銘柄が含まれていること，さらにそれぞれ外れ値処理の方法が異なるといった相違があるため，単純な比較は困難である。

3-5) 日本市場では業績の好転や悪化にかかわらず，同額の配当を継続する安定配当企業が一定程度存在する。同様にゼロ配当を継続する企業も存在し，これらの企業の存在により配当サプライズが 0 の割合が多いことが推測される。

3-6) 年度ごとに分割する際，例えば当期実績利益が 2000 年 1 月決算から 2000 年 12 月決算の企業のサンプルのセットは 2000 年に分類される。この分割方法の場合，決算月が年度の初めのほうに設定されている企業の場合，実績値として記載される情報の経済活動のかなりの期間が決算日の前年に属する年度のものとなることに留意する。

第4章 経営者予想の誤差と情報有用性の関係の検証

4. 1. はじめに

本章では経営者予想の予想精度が企業価値の推定にどのような影響を与えているかについて価値関連性分析を用いて実証的に示すことを目的としている。第3章では経年変化による経営者予想をとりまくマクロ要因が経営者予想に与える影響について検証しているが、予想誤差に影響を与える要因は年度推移に反映される環境要因だけではなく、経営者が作成する経営者予想のバイアスの傾向や、予想数値作成能力といった企業固有の要因により予想誤差の程度や傾向に差が生じることも考えられる。そこで本章では予想誤差の大小が経営者予想情報の有用性に与える影響について検証する。特に、本論文では楽観的予想誤差のみに着目せず、予想誤差の符号を区別し、楽観的な誤差が予見される利益予想のグループと保守的な誤差が予見される利益予想のグループの両予想誤差を考慮した分析モデルを構築する。そのうえで経営者予想の予想精度が経営者予想を組み込んだ価値関連性分析における企業価値の推定に与える影響を検証するため仮定を設定した。

第1の仮定では予想精度が低いことを予見させる企業が開示する経営者予想情報は、企業価値測定の視点から見たときに他の経営者予想情報と比べてどの程度の違いが示されるかを明らかにする。Kato et al. (2009)では楽観的な予想誤差が市場反応を低減させることを実証的に示しているが、保守的な予想誤差に関して市場参加者の投資意思決定にどのような影響を与えているかについては報告がされておらず、検証の余地が残されている。そこで、次の仮定を設定する。

仮定 4A：予想精度が低いと予見される経営者予想は、そうでない経営者予想に比較して、株式市場における有用性が低い。

第1章で指摘したように、期初の経営者の予想誤差は楽観的な方向に大きく広がる傾向をもつ。株式市場における経営者予想情報の有用性の低下が、単純に誤差の絶対値の大きさに依存するのなら、楽観的な誤差をもつ経営者予想のサンプル群と保守的な誤差をもつサンプル群では、両サンプルの規模が同じならば情報有用性の低下の程度に差はないと考えられる。そこで、次の仮定を設定する。

仮定 4B：楽観的な方向に大きな予想誤差を含むと期待される経営者予想の情報有用性の低下の程度と保守的な方向に大きな予想誤差を含むと期待される経営者予想を比較すれば情報有用性の低下に差は見られない。

個々の会社が発表する経営者予想の数値がどの程度の誤差を含むのかは、当該期末に実際の決算が発表されるまでは確認することはできない。しかし、経営者予想を利用する市場参加者は、その予想値が含む誤差の水準をある程度読み込んだうえで、経

営者予想を利用していると本章では考える。ただし、市場参加者がどのような情報を手がかりに営業者予想に含まれる誤差の程度を見積もっているかは、先行研究などでもまだ明らかにされていない。そこで本章では次の3つの状況を仮定して検証モデルを考えることにする。

情報仮説 1：前期の営業者予想で予想誤差が大きかった企業は、当期予想でも誤差が大きいと市場参加者は考える。

情報仮説 2：過去の複数年において予想誤差が大きな営業者予想を発表している企業は、当期予想でも誤差が大きいと市場参加者は考える。

情報仮説 3：過去の営業者予想の誤差に頼らず別の情報に基づいて、市場参加者は当期予想の誤差の程度を判断している。

上記の仮定及び情報仮説の検証は第3章と同様に年度内で予想から実績値の確定までの期間がもっとも長いことに加え楽観的予想誤差の存在による影響が大きいことが指摘されていることから予想誤差の特徴がもっとも検出しやすい期初予想を対象として行う。

本章の構成は以下のとおりである。4.2 節では業績予想を研究領域とする先行研究のうち本章に関連する研究を示す。4.3 節では本章で検証の方法を説明するとともに分析モデルを設定し、検証に用いるサンプルを示す。4.4 節では営業者予想の予想精度が営業者予想と株価との関連性に与える影響の実証結果を示す。4.5 節で市場参加者が投資意思決定に予想誤差を参照する際にどの時点の予想誤差を参照しているかについて分析結果をもとに考察する。4.6 節では検証方法とサンプルの適合性の確認を行う。4.7 節では本章における仮定に対して実証結果をもとに整理し結論を述べる。

4.2. 予想誤差の影響を検証する研究

営業者予想の有用性に関する研究は1970年代から米国市場、次いで日本市場を対象にイベント・スタディによる手法により検証されており(McNichols 1989; 後藤・桜井1993), その有用性を示す証拠が示されてきた。一方で業績予想の研究の主流は予想誤差の要因分析に移り、日米で予想誤差や予想誤差の原因となる営業者のバイアスと関連を有すると考えられる要因について重回帰モデルを用いた仮説検証型の手法により財務的困窮をはじめとする様々な予想バイアスの誘因が指摘されている(Rogers and Stocken 2005; 須田・太田 2004; Ota 2006 等)。

しかし日本市場を対象とした研究で予想誤差が営業者予想の有用性に与える影響を検証した論文は少なく、世界的な学術誌に掲載された研究はKato et al. (2009)があるのみである。Kato et al. (2009)は、イベント・スタディを用いて、楽観的な予想誤差の水準が市場参加者の行動に与える影響を検証するため、前期の営業者予想が楽観的であったことを判定するダミー変数の交差項を用いて以下の検証モデルを用いて分析を行った。

$$CAR = \alpha + \beta_1 \text{Forecast Innov.} + \beta_2 \text{Earnings Surprise} + \beta_3 \text{Dividend Surprise} + \beta_4 \text{Forecast Innov.} \times \text{Prior Optim} + \omega_0 \quad (4-1)$$

すでに第3章でKato et al. (2009)によって示された経営者予想の有用性を検証する重回帰モデルを参考に2000年から2011年までの日本企業のデータを用いた再検証を行っている(第3章, p.43, 表3-2参照)。これに対し上記の数式4-1で示された重回帰モデルを第3章と同じデータに適用して重回帰分析を行った。このとき数式4-1に適用する変数は以下のように定義される。

- CAR** : TOPIX を指標として採用した決算短信発表日 t の周辺 $t-2 \sim t+2$ の 5 営業日の日次株式リターンの累積
- Forecast Innov.** : t 年度の期初当期利益予想から $t-1$ 年度の当期利益実績値を引いたものを時価総額で基準化している。予想改訂。
- Earnings Surprise** : $t-1$ 年度の当期利益実績値から $t-1$ 年度の直近当期利益予想を引いたものを時価総額で基準化している。利益サプライズ。
- Dividend Surprise** : 1 株当たり予想配当から前期の 1 株当たり配当の実績値を引いたものを株価で基準化している。配当サプライズ。
- Prior Optim** : $t-1$ 年度の予想利益が楽観的予想誤差だったときに 1, それ以外で 0 となるダミー変数

重回帰モデル 4-1 の分析結果を表 4-1 に示す。

表 4-1 前期に楽観的な予想を開示し企業の業績予想が CAR に与える影響の検証

	切片項(α)	利益サプ ライズ(β_1)	予想改訂 (β_2)	配当サプ ライズ(β_3)	予想改訂× 前年楽観ダミー(β_4)	決定係数
回帰係数	0.007	0.107	0.453	0.070	-0.298	
t 値	13.59	4.846	14.39	1.473	-8.963	0.038
	***	***	***		***	

*** : 0.1%有意水準, ** : 1%有意水準, * : 5%有意水準, . : 10%有意水準

計算結果を観察すると交差項を加えたモデルにおいても予想改訂の回帰係数は依然として有意で正の値となっている。一方で交差項の回帰係数 β_4 を確認すると符号は負で t 値は有意な結果を示している。これらの結果から経営者予想の改訂方向と市場の反応は一致する一方で前年度に楽観的な予想を開示した経営者の業績予想に対する市場の反応は減少することを表している。この検証結果は Kato et al. (2009)と整合的である。

一方で上記の結果では保守的な予想の影響について考慮されていない。同じサンプル群を適用して分析を行った第3章の結果を見るとイベント・スタディに比べて価値

関連性分析のモデルの説明力を表す決定係数(本検証では自由度調整済 R^2 を用いる)が大きいことから、相対的に他の要因の影響が小さいと考えられる。また、日本市場において制度上、同業種の決算短信の発表が集中する傾向が見られ、同様に経営者予想の発表も集中し、CAR 算出の基準となる株式指標の変動に他の企業の予想情報の影響が混入する可能性が排除できない。価値関連性分析で従属変数として採用する企業価値(株価、時価総額)はイベント・スタディで採用されている異常リターンに比べて相対的にセンシティブな変数ではないことに加えて、株式指標を基準として用いないことから他の企業の予想情報の影響が混入する割合も小さいことが期待できる。

イベント・スタディの問題点を回避し、新たな視点から予想精度と有用性の関係を検証するため、本章では価値関連性分析を用いる。ただし、Kato et al. (2009)が行ったダミー変数を使って予想誤差を予見するサンプルを区別するという方法を援用して価値関連性モデルに導入し、予想精度について着目した分析を行う。

4. 3. リサーチ・デザイン

4. 3. 1 分析モデルの構築

Kato et al. (2009)は前年度の経営者予想の楽観性に注目した検証を試みているが、過度に保守的な予想に対する視点は欠けていること、楽観的予想の推測には前年度の予想誤差からの推定のみ頼っていることの2点で実際よりも限定的な状況を仮定して検証を行っている。本章では価値関連性モデルに過度に楽観的誤差を判別するダミー変数と過度に保守的誤差を判別するダミー変数⁴⁻¹⁾を導入することによって、より一般性のある検証モデルを構築する。

太田(2002)では Ohlson(2001)が提案した価値関連性モデルに日本企業の経営者予想を適用した回帰式(4-2)を用いて、日本の資本市場では経営者予想が株価の形成に有効な情報であることを示した(第3章 3.3 節参照)。本章ではこの回帰式(4-2)をモデル a と呼ぶ。

<モデル a>

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 B_{t-1} + \beta_2 E_{t-1} + \beta_3 F_t + \omega_0 \quad (4-2)$$

P_t : t-1 期末 2 ヶ月後の株価

B_t : t 期末の 1 株あたり株主資本簿価

E_t : t 期末の 1 株あたり当期利益(Earnings Per Share : 以下 EPS)

F_t : t 期末の経営者 EPS 予想

期初の経営者予想の場合、直前期の決算短信(通期決算など)が同時に発表される。経営者予想の発表直後の株価は、決算短信に含まれる種々の情報に反応して形成されていると考えられるので、これらのかく乱要因からの影響が落ち着く時間の余裕を見て、決算日から 2 ヶ月後の株価を従属変数に用いることにする。

まず、情報仮説 1 に従って、前期の経営者予想が大きく実績値から離れた企業の経営者予想の株価に対する価値関連性を検証するために、前期の予想誤差に関するダミー変数 DO_{t-1} （楽観的予想誤差を示す）と DC_{t-1} （保守的予想誤差を示す）をモデル a に加えた回帰式(4-3)を考える(モデル b)。

<モデル b>

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 B_{t-1} + \beta_2 E_{t-1} + \beta_3 F_t + \beta_{4b}(DO_{t-1} \times F_t) + \beta_{5b}(DC_{t-1} \times F_t) + \beta_{6b} DO_{t-1} + \beta_{7b} DC_{t-1} + \omega_0 \quad (4-3)$$

DO_{t-1} : 前期の予想誤差率が大きい(楽観的な)ほうから 20%タイルまでのものを 1, それ以外を 0 とするダミー変数。

DC_{t-1} : 前期の予想誤差率が小さい(保守的な)ほうから 20%タイルまでのものを 1, それ以外を 0 とするダミー変数。ただし、2009 年は小さいほうから 20%タイルまでの予想誤差には正の予想誤差を持つサンプルが含まれているため 2009 年は負の誤差を持つサンプルのみに $DC_{t-1} = 1$ を割り当てた。

モデル b では情報仮説 1 に基づき市場参加者は前期の期初予想の予想誤差を参照して、当期の経営者予想の精度を期待すると仮定するので、前期に予想誤差が大きかった企業を示すダミー変数 DO_{t-1} （または DC_{t-1} ）と当期経営者予想 F_t の交差項の回帰係数 β_{4b} （または β_{5b} ）は、負になることが予想されている。予想通りの回帰係数が得られることは、仮定 4A の検証になる。

情報仮説 2 では当期の経営者予想と株価の関係に影響を与えるのは前期の予想誤差に限定せずに過去数年の経営者予想の傾向を参照して当期の経営者予想が含む誤差の程度を推測すると考える。そこで、予想誤差の参照範囲を過去 3 年までに拡張し、過去 3 期の期初予想の誤差の傾向を判別するダミー変数 D_t^{trend} を設定する。このダミー変数を適用した回帰式が次の式(4-4)である(モデル c)。

<モデル c>

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 B_{t-1} + \beta_2 E_{t-1} + \beta_3 F_t + \beta_{4c}(DO_t^{trend} \times F_t) + \beta_{5c}(DC_t^{trend} \times F_t) + \beta_{6c} DO_t^{trend} + \beta_{7c} DC_t^{trend} + \omega_0 \quad (4-4)$$

DO_t^{trend} : t-1~t-3 期の過去 3 年度のうち 2 年以上の年度において予想誤差が大きい（楽観的）ほうから 20%タイルまでであった経営者予想を 1, それ以外を 0 とするダミー変数。

DC_t^{trend} : t-1~t-3 期の過去 3 年度のうち 2 年以上の年度において予想誤差が小さいほうから 20%タイルまでであった経営者予想を 1, それ以外を 0 とするダミー変数。モデル b と同様に 2009 年は負の誤差を持つ場合のみに $DC_t^{trend} = 1$ を割り当てた。

モデル c では情報仮説 2 に基づき市場参加者は過年度の期初予想の予想誤差の傾向を考慮して、当期の経営者予想の精度を予見すると仮定していることから、過去 3 年間に大きな予想誤差となる予想を開示する傾向であった企業を示すダミー変数 DO_t^{trend} (または DC_t^{trend}) と当期経営者予想 F_t の交差項の回帰係数 β_{4c} (または β_{5c}) は、負になることが予想されている。予想通りの回帰係数が得られることは、仮定 4A の検証になる。

情報仮説 3 に基づけば、市場参加者は過去の予想誤差以外の情報から、当期経営者予想の誤差を予想できると考えているので、モデル d では当期経営者予想の誤差に基づきダミー変数 DO_t と DC_t を設定する。この仮説に基づく検証モデルが下記のモデル d である。

<モデル d>

$$P_t = \alpha_0 + \beta_1 B_{t-1} + \beta_2 E_{t-1} + \beta_3 F_t + \beta_{4d}(DO_t \times F_t) + \beta_{5d}(DC_t \times F_t) + \beta_{6d}DO_t + \beta_{7d}DC_t + \omega_0 \quad (4-5)$$

DO_t : 当期の予想誤差が大きい(楽観的)ほうから 20%タイルまでのものを 1, それ以外を 0 とするダミー変数。

DC_t : 当期の予想誤差が小さいほうから 20%タイルまでのものを 1, それ以外を 0 とするダミー変数。モデル b と同様に負の誤差を持つサンプルのみに $DC_t = 1$ を割り当てた。

モデル d では情報仮説 3 に基づき市場参加者は過去の期初予想の予想誤差に頼らず入手可能な別の情報に基づいて、当期の経営者予想の精度を予見すると仮定している。このとき経営者と異なり、市場参加者は投資判断の対象となる企業の業績を予測する際に、予想値にバイアスをかける誘因を持っていない。そこで市場参加者が推定した業績予想の期待値の代理変数として当期実績値を用いる。このとき、ダミー変数 DO_t (または DC_t) と当期経営者予想 F_t の交差項の回帰係数 β_{4d} (または β_{5d}) は、負になることが予想されている。予想通りの回帰係数が得られることは、仮定 4A の検証になる。

検証モデル b, c, d を通じて、経営者予想とダミー変数との交差項の回帰係数 β_4 と β_5 の値を比較することによって、楽観的な予想誤差が期待される場合の予想情報の有用性の変化と、保守的な予想誤差が期待される場合の予想情報の有用性の変化の比較を行うことができる。2 つの回帰係数に大きな差が確認された場合には、仮定 4B の検証につながる。

4. 3. 2 検証に用いられたデータ

モデル a からモデル d の計算は、東証 1 部上場企業のうち金融・保険業を除く一般事業会社で、2002 年 1 月から 2012 年 12 月の間に決算日が到来する会社が発表した経営者予想(期初予想)を用いて行った。重回帰モデルの独立変数とするために上記の

期間の決算値、一株当たり株主資本 (B_t)、EPS (E_t) を用いる。また、ダミー変数を作成するために 2000 年 1 月決算以降の EPS と、1999 年 2 月以降の決算短信で発表された予想 EPS (F_t) を参照している。また、発行済み株式数のばらつきによる EPS の偏りを補正するために、EPS の予想誤差をその期の期末株価で割って標準化しているの
で、1999 年 12 月以降の決算日(決算日が土・日の場合には、直前の営業日)終値を利用している。

必要な株価、決算値、経営者予想のデータは NEEDSFinancialQuest2.0 から以下の範囲のものを取得した。

- P_t : 決算月および決算日後 2 ヶ月の月末株価(1999 年 12 月～2012 年 2 月)
 B_t : 1 株当たり株主資本簿価の決算値(2000 年 1 月決算～2011 年 12 月決算)
 E_t : EPS 決算値(2000 年 1 月決算～2012 年 12 月決算)
 F_t : 期初 EPS 予想(2000 年 2 月～2012 年 2 月)

上記のように、ダミー変数を判定するための予想誤差の導出には企業規模による標準化を考慮した次の数式を用いる。

$$ERR_t(\text{予想誤差}) = \frac{\text{期初経営者予想EPS} - \text{EPS実績値}}{t \text{ 期末株価}} \quad (4-6)$$

以上の範囲に含まれるデータのうち、計算のために必要なデータが全部そろっているもの、期初予想が会計期間開始日から 2 か月の間に開示されているものを採用する。また、各期間の会計データおよび予想誤差のデータを大きさ順に並べ、上端および下端の 3% は外れ値とし、外れ値が含まれるサンプルを削除した。最終的に 8,461 企業・年の観測値が得られた。

表 4-2 に、モデル a～d に用いられる変数(P_t , B_{t-1} , E_{t-1} , F_t)および過度に楽観的または保守的な予想誤差に関するダミー変数の判定に用いられた予想誤差(ERR_t)に関する記述統計量および変数間の相関係数行列を示す。

表 4-2 Panel A 記述統計量

	P_t	B_{t-1}	E_{t-1}	F_t	ERR_t	ERR_{t-1}	ERR_{t-2}	ERR_{t-3}
平均値	1,243.00	927.58	57.90	67.44	0.0177	0.0165	0.0207	0.0207
最小値	107.00	72.41	-101.67	0.15	-0.0635	-0.0594	-0.0509	-0.0437
第 1 四分位	394.00	384.16	12.84	19.24	-0.0076	-0.0068	-0.0061	-0.0054
中央値	773.00	698.37	36.39	42.22	0.0020	0.0026	0.0030	0.0032
第 3 四分位	1,571.00	1,254.97	81.88	89.81	0.0223	0.0227	0.0248	0.0246
最大値	12,080.00	6,681.43	503.60	525.08	0.3690	0.4091	0.4190	0.4048
標準偏差	1,372.87	773.08	74.33	72.48	0.0546	0.0490	0.0571	0.0550

t=(2002,2011)

Panel B 相関係数

	P_t	B_{t-1}	E_{t-1}	F_t	ERR_t	ERR_{t-1}	ERR_{t-2}	ERR_{t-3}
P_t	1							
B_{t-1}	0.7043	1						
E_{t-1}	0.7915	0.6554	1					
F_t	0.8561	0.7048	0.9098	1				
ERR_t	-0.0785	-0.0360	-0.0486	-0.0367	1			
ERR_{t-1}	-0.1705	-0.1051	-0.3518	-0.2036	0.1621	1		
ERR_{t-2}	-0.1662	-0.1094	-0.2330	-0.1757	0.0031	0.1506	1	
ERR_{t-3}	-0.1566	-0.1186	-0.1573	-0.1445	0.0001	0.0190	0.1779	1

t=(2002,2011)

記述統計量を観察すると、株価との相関は実績 EPS よりも予想 EPS のほうが高いことが示されており、株価の形成には実績利益よりも予想利益がより影響を与えている可能性を想起させる。また、予想誤差の中央値ならびに平均値を観察するといずれの時点も正の値となり、外れ値処理を行ったうえでも期初の経営者予想は統計的に楽観的であることが示された。また独立変数間の相関は高い数値を示す一方で予想誤差の年度間の相関は低いことが示された。加えて株価と各予想誤差は負の相関がみられ、このことから楽観的な予想誤差を開示する企業は株価が低減する傾向があることを予測させる。

4. 4. 仮定の検証

前節の処理によって抽出したサンプルにモデル a からモデル d の回帰式を適用した重回帰分析結果を表 4-3 に示す。最初に仮定 4A で示した過度に精度の低い経営者予想とそれ以外の経営者予想の予想情報の有用性について観察するため、回帰係数 β_4 および β_5 の符号ならびに t 値の大きさを確認する。モデル b、モデル c およびモデル d の回帰係数 β_4 の値から過年度に楽観的な経営者予想を開示した企業を判別するダミー変数(DO_{t-1} , DC_{t-1} , DO_t^{trend})と予想 EPS(F_t)との交差項の回帰係数は符号が負で有意であることがわかる。

モデル b の結果から前年度に過度に楽観的な経営者予想を開示した企業の当期の経営者予想の情報価値が低減するという実証結果を得た。市場の反応からの視点と企業価値の推定という視点の違いこそあれ、これは Kato et al. (2009)によって主張された、前年度に楽観的な予想を開示した経営者予想に対する株価の反応は減少するという結果と整合的である。加えて、過去 3 年間に於いて継続的に過度に楽観的な経営者予想を開示する傾向が見られる企業の経営者予想および当期の経営者予想が過度に楽観的な予想誤差となる企業の経営者予想の情報価値も低減しており、情報仮説 1~3 すべてに対して、過度に楽観的な経営者予想は他の経営者予想に比べて企業価値の形成に対する情報価値が低減していることが示された。

表 4-3 回帰分析結果

	モデル a		モデル b		モデル c		モデル d	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
切片項(α_0)	6.60	0.56	13.63	0.94	14.65	1.00	17.60	1.31
B_{t-1} (β_1)	0.35	26.13 ***	0.35	26.06 ***	0.35	25.59 ***	0.34	25.29 ***
E_{t-1} (β_2)	1.05	4.37 ***	0.90	3.78 ***	1.12	4.36 ***	1.08	4.33 ***
F_t (β_3)	12.58	47.92 ***	13.20	48.86 ***	13.16	47.54 ***	12.96	48.18 ***
定数項	DO_{t-1} (β_{6b})		6.54	0.26				
	DC_{t-1} (β_{7b})		-5.04	-0.20				
	DO_t^{trend} (β_{6c})				-9.31	-0.35		
	DC_t^{trend} (β_{7c})				25.10	0.99		
	DO_t (β_{6d})						-30.17	-0.94
交差項	DC_t (β_{7d})						41.36	1.47
	$F_t \times DO_{t-1}$ (β_{4b})		-0.68	-2.40 *				
	$F_t \times DC_{t-1}$ (β_{5b})		-2.59	-9.28 ***				
	$F_t \times DO_t^{trend}$ (β_{4c})				-2.12	-8.16 ***		
	$F_t \times DC_t^{trend}$ (β_{5c})				-1.99	-5.74 ***		
自由度調整済 R^2	$F_t \times DO_t$ (β_{4d})						-1.67	-5.41 ***
	$F_t \times DC_t$ (β_{5d})						-3.01	-6.28 ***
	0.7536		0.7581		0.7582		0.7568	

有意水準:

‘***’ 0.01 ‘**’ 0.05 ‘*’ 0.1 ‘.’ 1

さらに、過年度に保守的な予想を開示した企業を示すサンプル群のダミー変数の交差項($DC_{t-1} \times F_t$, $DC_t^{trend} \times F_t$, $DC_t \times F_t$)の回帰係数の値はモデル b, モデル c およびモデル d いずれにおいても符号が負で有意であった。このことから情報仮説 1~3 すべてに対して、過度に保守的な経営者予想に関しても同様に他の経営者予想に比べて情報価値の低減が観察された。

以上の分析結果から仮定 4A に対し、予想誤差が大きい企業の経営者予想は予想誤差の向きにかかわらず株価との関連性が減少し、予想情報の企業価値の推定に対する有用性が低下するという結果が示された。このことは楽観的な経営者予想を開示する企業の株価の反応が他の経営者予想に比べて小さくなることから過度に楽観的な経営者予想の有用性が低下していることを検証した Kato et al.(2009)を追認するだけでなく、保守的な経営者予想に関しても同様に市場参加者は精度の低い情報ということで株価の形成に対する経営者予想の情報価値が低いと評価することを示す追加の結果が検証された。

また、モデル b の経営者予想 F_t に関する回帰係数を比較すると F_t の単独項の回帰係数 $\beta_3(=13.20)$ に比べて楽観的な予想を開示していたサンプル群に対する回帰係数 $\beta_3+\beta_{4b}(=12.52)$ は約 5%低下しているのに対して保守的な予想を開示していたサンプル群に対する回帰係数 $\beta_3+\beta_{5b}(=10.61)$ は約 20%低下した。同様にモデル c では経営者予想の単独項の回帰係数 $\beta_3(=13.16)$ に比べて過去 3 年間に楽観的な経営者予想を開示する傾向が見られるサンプル群に対する回帰係数 $\beta_3+\beta_{4c}(=11.04)$ は約 16%低下しているのに対し過去 3 年間に保守的な経営者予想を開示する傾向が見られるサンプル群に対する回帰係数 $\beta_3+\beta_{5c}(=11.17)$ は約 15%低下した。モデル d では経営者予想の単独項の回帰係数 $\beta_3(=12.96)$ に比べて当期に楽観的な予想を開示した企業を示すサンプル群に対する回帰係数 $\beta_3+\beta_{4d}(=11.29)$ は約 13%低下しているのに対し当期に保守的な予想を開示した企業を示すサンプル群に対する回帰係数 $\beta_3+\beta_{5d}(=9.95)$ は約 23%減少した。

以上の比較から、モデル b およびモデル d では過度に楽観的な経営者予想に比べて過度に保守的な経営者予想の株価との関連性の低下の程度が大きいことが観察できる。これは、楽観的な誤差が予見される経営者予想の情報有用性の低下のみを検証した Kato et al. (2009)と異なる点である。一方、モデル c の結果を観察すると過去 3 年間に過度に楽観的な経営者予想を開示したサンプル群に比べて過去 3 年間に過度に保守的な経営者予想を開示したサンプル群の経営者予想と株価との関連性の低下の程度は上記 2 つのモデル同様に減少しているもののその差は僅少である。3 モデル中 2 モデルに関しては過度に保守的な経営者予想の関連性の低下の程度が大きいことが分かったもののモデル c の結果を見るとその傾向は明確ではない。したがって仮定 4B について明らかな結論は得られなかった。

4. 5. 情報仮説の適合性について

前節では、3 つの情報仮説を置き、それぞれに基づいた検証モデルを用いて経営者予想の誤差の大小および経営者予想の楽観性や保守性が経営者予想の株式市場に対す

る有用性にあたえる影響を検証した。本章ではこれまでに行った重回帰分析から得られた統計値、特に分析の信頼性を示す決定係数や t 値を吟味することによって、情報仮説 1～3 のいずれが市場参加者に採用されているかについて考察を加える。

第 1 に、表 4-3 に示された回帰分析結果の自由度調整済決定係数を比較すると、モデル a に比べて各情報仮説を適用したモデル b, c および d の決定係数はわずかに増加している。一方でモデル b, c, d 間では自由度調整済決定係数に大きな差は見られないことが観察できる。

第 2 に、重回帰モデル a～d について予想 $EPS(F_t)$ の t 値を観察するとモデル a に比べて各情報仮説を適用したモデル b, c および d の経営者予想の回帰係数は増加している。一方でモデル b, c, d 間では経営者予想の t 値に大きな差は見られないことが観察できる。このことは、先に見た自由度調整済決定係数の比較と共通する特徴である。

最後に、予想 $EPS(F_t)$ とダミー変数 (DO または DC) との交差項の回帰係数に関する t 値も確認しておこう。保守的な誤差の可能性を示唆する 3 つのダミー変数 DC_{t-1} , DC_t^{trend} , DC_t の交差項に関する t 値 (-9.28 , -5.74 , -6.28) は、それぞれ 0.1% の有意水準となった。また DC_{t-1} は他の時点の誤差情報をもとに経営者予想の保守性を推定したものと比べて十分に大きな値を示した。また、楽観的な誤差の可能性を示唆する 3 つのダミー変数 DO_{t-1} , DO_t^{trend} , DO_t の交差項に関する t 値 (-2.40 , -8.16 , -5.41) は、ダミー変数 DO_t^{trend} との交差項の回帰係数に関する t 値が、他に比べて大きな絶対値をとることが観察される。前年度に過度な保守的誤差であったことを示す DC_{t-1} や過去 3 年間の傾向から過度に楽観的な予想誤差を予見させることを表す DO_t^{trend} では他の情報と比べて大きな t 値をとることが示されたものの、それぞれ異なる時点の情報であり、この結果を基にどの時点の情報がもっとも市場参加者に参照されているかについて判別を行うことは難しい。

これらの統計値の考察から、3 つの情報仮説を適用した重回帰モデル b, c, d は、価値関連性分析を用いて経営者予想の情報有用性を正確かつ厳密に測定することに貢献していると判断することができる。一方で、3 つの情報仮説の間には回帰係数の観点からも t 値の観点からも決定的な貢献度の差が見られない。したがって、本章で検証に用いたサンプルの範囲、つまり 2000 年代の日本の株式市場では、情報仮説のどれが市場参加者の思考に適合しているかを判断するまでには至らなかった。

4. 6. 重回帰モデルに対するサンプルの適合性に関する確認⁴⁻²⁾

表 4-2 の Panel B で示される相関係数を観察すると前期 $EPS(E_{t-1})$ と EPS 予想 (F_t) の相関係数は 0.9098 と大きく両変数とも独立変数で用いられていることからモデルの多重共線性に関する確認が必要となる。そこで多重共線性を判定するために VIF (Variance Inflation Factor : 分散拡大要因) を算出した (表 4-4 参照)。各変数の VIF が 10 以下であれば変数間の多重共線性の影響は認められず、10 を超える場合は回帰結果に影響を及ぼす多重共線性の影響が存在していると考えられる。

表 4-4 多重共線性に関する VIF 検定

	VIF
BPS	1.9915
EPS	5.8183
FEPS	6.5937

検定結果を観察すると各変数の VIF は 10 以下であったため今回使用したモデルにおいて多重共線性はモデルの有効性を損なうほどの影響は及ぼしていないと考えられる。一方で前期 EPS の VIF が 5.8183 で当期予想 EPS の VIF が 6.5937 であることからこの 2 つの独立変数に関して完全に多重共線性はないとは判定できないことに留意が必要である。

加えて誤差項が自己相関を有しているか調べるためにダービン・ワトソン検定 (Durbin-Watson test) を実施した。ダービン・ワトソン検定は 0～4 の値をとり、負の自己相関を持つと 0、正の自己相関を持つと 4 に近い数値を取り、2 近辺の場合サンプルに自己相関は存在しないと判定される。本章で採用したサンプルに対する検定結果ではダービン・ワトソン比は 1.7702 となったことから誤差項の自己相関については問題がないと考えられる。

4. 7. 結論

本章の分析の結果、前年度に過度に楽観的な経営者予想を開示した企業の当期の経営者予想が株価の形成に与える影響の大きさは前年度に誤差の小さい経営者予想を開示した企業と比較して減少していることが示された。このことから価値関連性分析による検証でも Kato et al. (2009) によるイベント・スタディ型の検証と整合する結果が得られており、市場参加者にとって過度に楽観的な経営者予想は他の経営者予想と比べて情報価値が低減していることが示された。一方、本章ではネガティブ・サプライズを回避する目的等で開示される保守的な経営者予想に関して検証を実施しており、検証の結果、前年度の保守的予想誤差、過去 3 年間の保守的傾向、当期予想の保守的予想誤差いずれも株価の形成に及ぼす影響が減少することが示された。これらの結果から、経営者予想が楽観的経営者予想のみならず保守的な経営者予想を予見させる場合も予想情報の有用性の低下を示す実証的結果を得た。また、精度の低い経営者予想を予見させる情報は前年度の予想誤差の情報のみならず、一定の期間にわたって参照される可能性を示唆している。

さらに本章では楽観性を予見させる経営者予想と保守性を予見させる経営者予想の有用性の低下の程度の比較を試みた。3 種類の情報仮説を用いた重回帰モデルの回帰係数の比較により 2 つのモデルで過度に保守的な経営者予想を予見させる企業の有用性の低下がより大きいという結果が見られたものの残りの検証モデルでは回帰係数の大小関係が逆転する。この結果は t 値を比較しても同様であり、本章の検証からは予想誤差の向きと経営者予想の有用性の低下に関する明確な結論が得られなかった。

これらの結果からバイアスの方向を問わず、市場参加者は誤差の大きい経営者予想を開示する企業の経営者予想に対して情報価値を割り引いて評価していることが示された。すなわち、多くの市場参加者は過度に予想精度の低い業績予想を開示する企業を入手可能な情報を基に判定しており、予想誤差の楽観性・保守性の向きにかかわらず誤差の大きな経営者予想は企業価値の推定に貢献の少ない情報として扱われることが示された。

また、本章の検証で採用したサンプル・データの各変数の相関行列を調べたところ前期 EPS 実績値と当期予想 EPS との間で強い相関関係が観察されており、多重共線性の影響で重回帰分析の分析結果が不安定になる可能性があった。4.6 節ではサンプルの適合性を確かめるため、VIF 統計量を指標に用いて変数間に多重共線性が存在しているかについて確認したところ、分析結果の信頼性を損なうほどの多重共線性の影響はないことを示した。その一方で前期 EPS 実績値と当期予想 EPS の VIF 統計量は完全に多重共線性が存在しないと言い切れるほどの数値ではないことに留意が必要である。また、同様に誤差項の自己相関ならびに不均一分散についても検定を行い、これらのサンプルの適合性に対する検定結果を総合し、本検証で採用するサンプルに関して統計的な視点から分析結果の有効性に影響を及ぼす程度の重大な問題はないと判断した。

本章では予想誤差の影響についてパネルデータを用いた分析を行っており、経営者予想の予想精度と企業価値の推定に関して全体的な検証結果が得られた。一方で経済環境に急激な変化が生じた場合、経営者の経営者予想の作成能力にかかわらず結果として期初の経営者予想は大きな予想誤差となることが考えられるが、本検証では年度ごとの環境変化の影響について分析がなされていない。この場合、検証結果で示された経営者予想精度と経営者予想の有用性の関係が検証期間にわたり安定的に検出されるものか、特定の年度のみでみられる経営者予想精度と経営者予想の有用性の関係性がパネルデータの結果に反映された結果であるのか判断ができない。2000 年代以降、経済環境は大きく変動しており、年度ごとに期初経営者予想の誤差が大きく変化していることが知られており、加えて近年会計制度や証券市場の決算短信開示の方針に大きな変更が加えられている。このことから本検証で採用した分析モデルの検証結果がそれらの影響を受けて年度によって異なる結果を示す可能性は否定できない。そこで第 5 章では上記の問題点を課題として年度別データを用いた価値関連性分析による検証を行う。

(注)

- 4-1) 本章では予想誤差の大小による経営者予想と企業価値の関連性を検証している。そこで予想誤差の大きい企業と誤差の小さい企業を分離するためバイアスの判定に符号の正負ではなく誤差率を基に両端のパーセンタイルを採用している。
- 4-2) サンプルの不均一分散をチェックするため Breusch-Pagan 検定と Goldfeld-Quandt 検定を行った。Breusch-Pagan 検定ではサンプルが不均一分散ではないという帰無仮説は支持

されなかった。一方で Goldfeld-Quandt 検定ではサンプルの不均一性が棄却されサンプルは均一分散であることを示す検定結果を得ており、当該サンプルの分散の均一性に関して留意が必要である。

第5章 予想誤差と有用性の関係の経年分析

5. 1. はじめに

第3章では2000年～2011年の会計データ、株価データおよび株式指標のデータを用いて、CARを従属変数とする重回帰モデルおよび経営者予想情報を適用した価値関連性分析を用いて検証を行った。その結果、期初の経営者予想は市場参加者にとって有用な情報であることが示された。ただし、予想誤差の大きい年度やその周辺の年度では経営者予想情報の有用性の低下や分析モデルの説明力の低下が観察された。このことから資本市場における経営者予想の有用性はマクロ要因の影響から独立していないという観察が得られた。

第4章では企業固有の要因から影響を受ける予想精度のバラツキに着目し、予想精度が異なる企業の経営者予想は有用性の程度が異なるということを価値関連性分析に経営者予想情報を適用したモデルを用いて検証した。分析の結果、誤差の正負を問わず、市場参加者は精度の低い経営者予想を開示する企業の経営者予想に対して情報価値を割り引いて評価していることが示された。

ただし第4章ではパネルデータに重回帰分析を適用し、独立変数と従属変数の関係は年度によらず一定であると仮定している。しかし、これまでの章でみてきたように観察対象としている期間には、大きな予想誤差が観察される年度(2001年、2008年)が含まれている。また、会計制度の変更により予想頻度が大きく変化した2003年度も含まれている。このことからパネルデータ適用時の仮定が満たされていない可能性が高い。

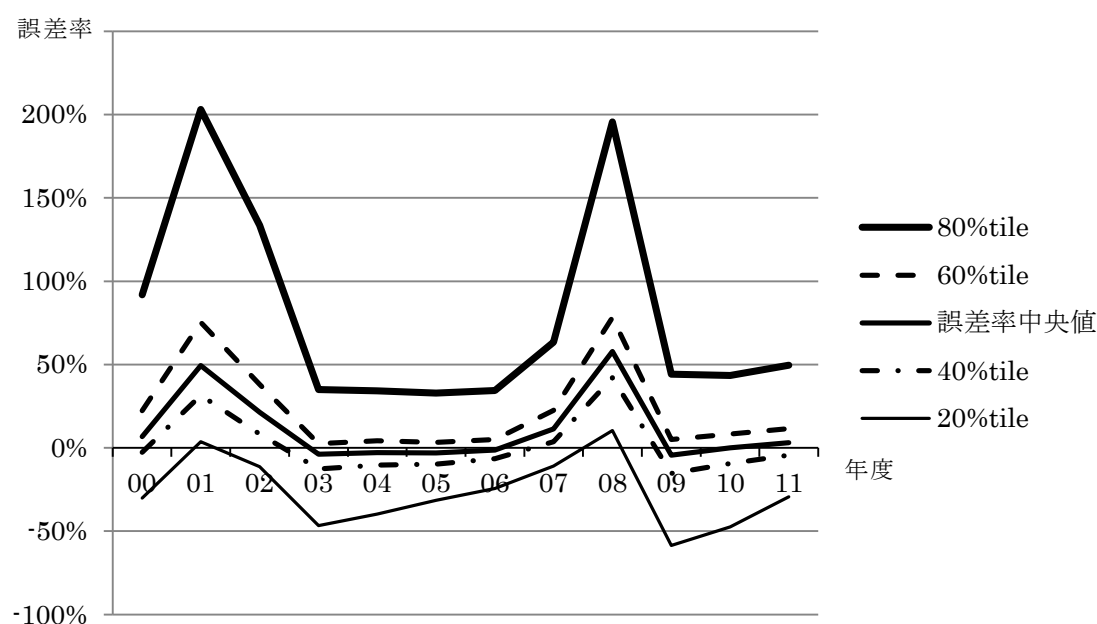
図5-1では予想誤差⁵⁻¹⁾の年度推移を示している。2001年度や2008年度ではITバブルの崩壊やリーマン・ショックが原因と考えられる経済環境の変化によって他の年度に比べて期初経営者予想の予想誤差の楽観性が增大していることが確認できる。このような予想誤差が大きく変動する年度とその近辺では予想精度が経営者予想と株価との関連に与える影響が他の年度と異なることが考えられる。

そこで本章では予想精度が経営者予想の価値関連性に与える影響を年度別に分析することによって、年度推移による予想誤差の変動と価値関連性との間に存在する関係について考察する。サンプルを年度ごとに分割した場合、パネルデータによる分析で確認された企業価値に対する予想精度の低い経営者予想の有用性の低減が、年度別で分析することによってどのような挙動を示すかについて調べるため以下の仮定を設定した。

仮定 5A : 予想誤差の程度(大小)が当期の経営者予想と株価の間の価値関連性に与える影響を年度別に検証する。

また、楽観的予想誤差を含む経営者予想と保守的予想誤差を含む経営者予想との間には、予想誤差の存在に対する市場の反応が異なることが考えられる。そこで予想誤

図 5-1 年度別の予想誤差分布図



差の向きが経営者予想と株価との関連に与える影響について調べるため以下の仮定を設定した。

仮定 5B : 予想誤差の正負(楽観的または保守的)の違いが当期の経営者予想と株価の間の価値関連性に与える影響を年度別に検証する。

一方で当期の期初経営者予想が内包する誤差を推定するために市場参加者がどのような情報に依拠したかという点について明らかにされてはいない。そこで本章では前章と同様に 3 種類の仮説を設定して経営者予想と株価との関連性に対する影響を調べる。

情報仮説 1 : 市場参加者は利用可能な最新の予想誤差、すなわち前年度予想誤差を用いて当期経営者予想の予想精度を推定する。

情報仮説 2 : 予想誤差には継続的なバイアスが存在しており、市場参加者は複数年(本章では過去 3 年の予想誤差)の傾向を参照して、当期経営者予想の予想精度を推定する。

情報仮説 3 : 過去の経営者予想の誤差にかかわらず、別の情報に基づいて当期の経営者予想の精度を判断している(この仮説を検証モデルに反映させるために当期の予想誤差を代理させる)。

仮定を検証するため第 4 章で用いたモデル b から d の 3 つの重回帰モデルを用いて分析を行う。また、重回帰モデルを適用するデータも第 4 章と同じである。

5. 2. 回帰分析の結果

表 5-1 にモデル b を年度別データに適用した計算結果を示す。得られた交差項 ($F_t \times DO_{t-1}$ および $F_t \times DC_{t-1}$) の各年度の回帰係数 β_{4b} と β_{5b} を見ると、 β_{4b} は 10 年間のすべての年度で負の値をとり、t 値はこの係数が 0.1% の帰無確率で有意であることを示した。 β_{5b} については 10 年度のうち 6 年間では負の値をとり、これらの係数が 0.1~10% の帰無確率で有意であることを示す t 値となったものの、残りの 4 年度では t 値は有意な値を示さなかった。このことから 2002 年度から 2011 年度の 10 年度中すべての年度で、前年度に過度に楽観的な経営者予想を開示した企業において経営者予想が株価に与える影響が低下していることが示された。一方で前年度に過度に保守的な経営者予想を開示した企業では経営者予想が株価に与える影響は 10 年度中 6 年度で部分的に低下しているという結果を示した。2002 年度から 2004 年度の 3 年間と 2009 年度については交差項の回帰係数が正を示しているが、t 値はゼロに近く、統計的に有意な結果とは言えない。

同様に表 5-2 に過去 3 年間の予想誤差の傾向が価値関連性分析に与える影響を検証する分析モデル c を年度別データに適用した計算結果を示す。回帰分析から得られた交差項 ($F_t \times DO_t^{trend}$ および $F_t \times DC_t^{trend}$) の回帰係数 β_{4c} と β_{5c} を観察すると、2002 年度から 2011 年度の 10 年度中 9 年度で過度に楽観的な経営者予想が予見される企業においては経営者予想が株価に与える影響が低下した。2005 年度のみが正の回帰係数を示したが t 値の値がゼロに近く、統計的に無視しうるものと考えられる。過度に保守的な経営者予想が予見される企業の経営者予想が株価に与える影響は 10 年度中 5 年度で有意に低下しているという結果を得ているものの残りの 5 年度では有意な結果が得られなかった。回帰係数の t 値が低かった年度は 2003 年、2004 年および 2009 年から 2011 年とモデル b の計算結果とほぼ重なっている。

表 5-3 では情報仮説 3 に基づく回帰分析モデル d の計算結果が示されており、2002 年度から 2011 年度の 10 年度中すべての年度で過度に楽観的な経営者予想が予見される企業の経営者予想が株価に与える影響が低下していることが示された。また過度に保守的な経営者予想が予見される企業の経営者予想が株価に与える影響は 10 年度中 6 年度で有意に低下しているという結果を得ているものの 2002 年、2003 年、2007 年の 3 年度では有意な結果が得られなかった。2008 年度では当期に過度に保守的な経営者予想を開示した企業の経営者予想が株価に与える影響が有意に増加していると解釈可能な結果を示した。

以上の観察の内容を表 5-4 に総括している。仮定 5A に関して情報仮説 1~3 いずれを用いても市場参加者から見て大きな予想誤差が予見される当期の経営者予想が価値関連性に与える影響は他の経営者予想と比較して低下していることがわかる。特に過度に楽観的な経営者予想に対して市場参加者は予想精度の低さを評価して企業価値の推定に対する重要性を低下させることが強く検証された。一方で過度に保守的な予想誤差に関して企業価値の推定に対する重要性の低下が部分的に観察できたものの楽観的な予想誤差に比べて弱い結果が得られた。過度に楽観的な経営者予想が経年推移の影響をほとんど受けず安定的に市場参加者に判別されている一方で過度に保守的な

表 5-1 前年度予想誤差が価値関連性分析に与える影響に関する回帰分析結果⁵⁻²⁾

年度 サンプル数	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
α_0	681	732	809	856	958	1,014	955	860	887	764
切片項	68.01	-76.62	-108.09	-125.73	-54.13	-21.21	-26.95	-10.41	-3.85	-3.79
t 値	1.04	-2.08	-2.47	-2.66	-1.31	-0.50	-0.72	-0.30	-0.11	-0.13
		*	*	**						
β_1	0.15	0.39	0.50	0.42	0.32	0.26	0.40	0.63	0.41	0.36
B_{t-1}	1.83	9.67	11.02	8.67	7.56	6.39	12.04	22.39	14.25	14.66
t 値	.	***	***	***	***	***	***	***	***	***
β_2	-4.19	-3.83	-1.47	1.32	0.30	0.87	0.42	2.65	0.54	1.69
E_{t-1}	-2.67	-4.39	-1.65	1.53	0.46	1.00	0.70	5.19	0.94	2.50
t 値	**	***	.					***		*
β_3	24.46	17.72	16.46	15.23	18.38	16.06	11.81	5.18	10.28	7.65
F_t	14.01	18.97	19.30	17.21	25.38	18.76	17.59	9.41	16.16	11.47
t 値	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
β_{4b}	-10.11	-9.68	-2.54	-2.41	-3.20	-3.84	-4.72	-2.21	-2.78	-1.66
$F_t \times DO_{t-1}$	-2.47	-6.12	-2.59	-2.69	-3.52	-5.01	-4.94	-1.66	-3.17	-2.02
t 値	*	***	**	**	***	***	***	.	**	*
β_{5b}	0.37	0.50	0.30	-6.92	-1.40	-3.53	-1.85	0.32	-2.02	-2.21
$F_t \times DC_{t-1}$	0.23	0.64	0.38	-9.01	-1.69	-4.33	-3.20	0.52	-3.02	-4.55
t 値				***	.	***	**		**	***
自由度調整済 R^2	0.6127	0.8127	0.8362	0.8055	0.8494	0.8233	0.8034	0.7683	0.7974	0.8338

有意水準: '***' 0.1%有意水準, '**' 1%有意水準, '*' 5%有意水準, '.' 10%有意水準

表 5-2 過去 3 年間の予想誤差の傾向が価値関連性分析に与える影響に関する回帰分析結果

年度 サンプル数	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
切片項 α_0 t 値	681 49.54 0.81	732 -74.37 -2.13 *	809 -128.06 -3.31 ***	856 -56.59 -1.27	958 -46.05 -1.20	1,014 -38.81 -0.99	955 -24.06 -0.69	860 -6.74 -0.21	887 -11.47 -0.36	764 8.46 0.30
B_{t-1} β_1 t 値	0.19 2.24 *	0.36 8.79 ***	0.48 10.35 ***	0.40 8.06 ***	0.30 7.35 ***	0.28 6.94 ***	0.38 11.43 ***	0.63 22.50 ***	0.41 14.23 ***	0.37 14.90 ***
E_{t-1} β_2 t 値	-2.67 -2.05 *	-2.02 -2.53 *	-0.48 -0.58	1.15 1.35	0.15 0.25	1.35 1.60	0.87 1.44	2.44 4.96	0.84 1.48	1.23 1.90
F_t β_3 t 値	23.26 14.76 ***	16.15 18.08 ***	16.00 20.33 ***	14.42 16.29 ***	18.66 26.64 ***	15.30 18.35 ***	11.26 16.94 ***	5.38 10.15 ***	9.67 15.54 ***	7.59 11.50 ***
$F_t \times DO_t^{\text{trend}}$ β_{4c} t 値	-12.21 -1.89 .	-9.65 -2.83 **	-5.99 -2.90 **	0.66 0.45	-5.18 -4.47 ***	-4.25 -4.12 ***	-4.20 -3.84 ***	-3.41 -2.79 **	-2.78 -2.71 **	-3.42 -2.71 **
$F_t \times DC_t^{\text{trend}}$ β_{5c} t 値	-3.46 -1.73 .	0.38 0.39	-1.00 -1.18	-5.35 -5.63 ***	-1.95 -2.21 *	-3.04 -3.73 ***	-1.69 -2.39 *	0.87 0.77	-1.68 -1.39	-0.10 -0.20
自由度調整済 R^2	0.6170	0.8028	0.8365	0.7932	0.8516	0.8209	0.7994	0.7698	0.7934	0.8287

有意水準: ‘***’ 0.1%有意水準, ‘**’ 1%有意水準, ‘*’ 5%有意水準, ‘.’ 10%有意水準

表 5-3 当期予想誤差が価値関連性分析に与える影響に関する回帰分析結果

年度 サンプル数	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
切片項	681	732	809	856	958	1,014	955	860	887	764
α_0 t 値	70.84 1.05	-95.83 -2.46 *	-156.42 -3.82 ***	-138.77 -2.90 **	-22.21 -0.52	-1.09 -0.03	6.54 0.19	-5.47 -0.16	-28.24 -0.82	14.71 0.49
β_1 t 値	0.15 1.77	0.38 9.21	0.48 11.01	0.50 10.14	0.30 7.04	0.27 6.79	0.38 11.60	0.62 22.97	0.44 15.30	0.36 14.96
β_2 t 値	-2.49 -1.92	-1.87 -2.48	-1.02 -1.30	0.12 0.15	-0.15 -0.25	0.85 1.09	0.89 1.59	2.40 5.29	0.38 0.69	1.60 2.69
β_3 t 値	22.80 13.89	16.46 18.70	17.13 21.60	15.27 17.19	18.86 25.83	15.90 19.68	10.60 16.40	6.30 11.81	10.27 16.62	7.66 12.16
β_{4d} t 値	-3.48 -1.71	-3.34 -3.96	-4.57 -5.96	-2.88 -3.17	-1.44 -2.08	-5.14 -6.54	-1.76 -2.55	-3.56 -5.17	-3.35 -4.51	-1.60 -3.14
β_{5d} t 値	2.26 1.22	-0.24 -0.23	-2.02 -2.33	-4.43 -5.49	-1.65 -1.74	-0.92 -1.38	2.83 4.47	-3.25 -4.46	-3.05 -3.59	-2.04 -3.29
自由度調整済 R^2	0.6093	0.8053	0.8426	0.7911	0.8485	0.8281	0.8060	0.7825	0.8004	0.8337

有意水準: ‘***’ 0.1%有意水準, ‘**’ 1%有意水準, ‘*’ 5%有意水準, ‘.’ 10%有意水準

表 5-4 回帰係数の低下がみられる年度

	楽観的誤差(DO)	保守的誤差(DC)
情報仮説 1	10 年度／10 年度	6 年度／10 年度
情報仮説 2	9 年度／10 年度	5 年度／10 年度
情報仮説 3	10 年度／10 年度	6 年度／10 年度

経営者予想に対しては市場参加者の反応に多様性があり、回帰分析では把握できない年度が存在することが年度別の分析により示された。

また、表 5-1～表 5-3 において過度に保守的な予想誤差を示す交差項の t 値が低かった年度に着目すると、2002 年、2003 年と 2009 年を中心とした周辺の年度である。図 5-1 では 2000 年～2002 年および 2008 年で非常に大きな予想誤差が確認されており、大きな予想誤差が発生した年度を起点にその後の年度にかけて市場参加者は経営者予想が過度に保守的な予想を開示しているのか、バイアスと無関係に業績が悪化する予想を開示しているのかについて判断が分かれている可能性が考えられる。これらの予想誤差が大きい年度では IT バブルの崩壊やリーマン・ショックといった経済環境の悪化を招いた事象が発生しており、環境要因に基づく予想精度の低下により市場参加者は経営者予想の保守性に関して評価が分散し、保守的な経営者予想を作成する傾向や保守的バイアスに対して市場では一定の傾向を持った意見が形成されず、企業価値の推定に対する経営者予想の有用性の低下が示されなかったと考えられる。

また、仮定 5B を検討するため表 5-5 では各年度の楽観的な予想を示すダミー変数と期初経営者予想との交差項の回帰係数の絶対値と保守的な予想を示すダミー変数と期初経営者予想との交差項の回帰係数の絶対値の大きさを比較している。回帰係数のうち、10%有意水準に満たないものに関しては、従属変数との相関が存在しない可能性が否定できないことから当該回帰係数は 0 と置き換えて比較を行い回帰係数の絶対値が大きいほうの年度を集計している。集計の結果、情報仮説 1、情報仮説 2 の過去情報を用いた回帰結果による回帰係数の比較では楽観的誤差の絶対値がより大きい年度のほうが明らかに多かった。このことから、過年度に過度に楽観的な経営者予想を開示する企業の経営者予想に対する株価の相関は過度に保守的な経営者予想を開示する企業と比較して低下の程度が大きいことが示された。一方で当期の予想誤差を用いた比較では過度に楽観的な経営者予想と過度に保守的な経営者予想による価値関連性への影響に一方的な傾向は見られなかった。同様に t 値による比較を行って集計した結果を表 5-6 に示したが、当期予想誤差を用いた回帰分析結果の表 5-3 の 2006 年度で t 値の大小関係の逆転が見られただけにとどまり、概ね回帰係数による比較と同様の傾向が観察された。

表 5-5 楽観的予想および保守的予想の影響の回帰係数による比較

情報仮説	楽観的誤差 (DO)	保守的誤差 (DC)
情報仮説 1(前年度予想誤差参照) (DO_{t-1} vs. DC_{t-1})	8 年	2 年
情報仮説 2(過去 3 年間予想誤差参照) (DO_t^{trend} vs. DC_t^{trend})	9 年	1 年
情報仮説 3(当期予想誤差参照) (DO_t vs. DC_t)	6 年	4 年

表 5-6 楽観的予想および保守的予想の影響の t 値による比較

情報仮説	楽観的誤差 (DO)	保守的誤差 (DC)
情報仮説 1(前年度予想誤差参照) (DO_{t-1} vs. DC_{t-1})	8 年	2 年
情報仮説 2(過去 3 年間予想誤差参照) (DO_t^{trend} vs. DC_t^{trend})	9 年	1 年
情報仮説 3(当期予想誤差参照) (DO_t vs. DC_t)	7 年	3 年

5. 3. 結論

本章では経営者予想の精度が経営者予想の株価への関連性に与える影響について年度別に検証を行った。その結果、経営者予想に含まれている誤差の大きさが情報有用性に影響を与えるという仮定 5A に関しては楽観的な経営者予想、保守的な経営者予想いずれに関しても過度な誤差の予見が経営者予想情報の株価に対する価値関連性を低下させることを示す実証結果を得た。また、予想誤差の正負の方向性によって情報有用性の低下の程度が異なるという仮定 5B に関する実証結果から、経営者予想の保守的傾向に比べて楽観的な傾向の経営者予想のほうがより多くの年度で経営者予想の情報の有用性が低下することが示された。

これらの仮定に対する検証結果から、市場参加者は精度の低い経営者予想を開示する可能性の高い企業を把握しており、楽観的な経営者予想を開示する企業に関してはいずれの時点の情報を用いてもほとんどすべての年度で株価への

関連性が低下していることから投資意思決定に対する経営者予想の重要性が減少していることが推定される。一方で過度に保守的な経営者予想の経年変化に関して考察すると、有用性の低下が有意に観察できない年度が存在しており、過度に保守的な予想誤差を予見させる経営者予想に対する市場の判断が分かれていると考えられる結果を得た。また、過度な保守性の予見が有意とならない年度と予想誤差の大きな年度はおおよそ一致しており、両者の間に関連性の存在が推測される。

また、情報仮説を用いた追加的な検証により、楽観的予想を予見させる経営者予想と保守的予想を予見させる経営者予想が経営者予想の有用性に及ぼす影響の程度の比較を行った。情報仮説 1 及び情報仮説 2 に基づく過年度情報では回帰係数、 t 値の観察により、保守的予想誤差と比較して楽観的予想誤差を予見させる経営者予想による経営者予想の有用性の低下の程度がより大きいことを示唆する傾向が観察された。

前章では多重共線性の確認を中心に検証対象となるサンプルの適合性を確認しており、VIF を指標に用いた多重共線性の確認により、分析結果に影響を及ぼす程度の多重共線性は指摘されなかったものの、VIF 統計量は一定程度の大きさを持ち、多重共線性の影響を無視できるほどの低い値ではなかった。第 4 章では 3 回の重回帰分析を実施しているが本章では年度別サンプルに対して重回帰分析を行っているため、30 回の重回帰分析を実施している。重回帰分析の結果、検証の主対象となる変数である予想 EPS は正の符号で 0.1% 有意水準を示し、回帰係数や t 値で年度間の多少の増減あるものの 30 回の分析で一定の符号かつ安定した有意水準を示しており、多重共線性の影響が強い場合に観察される、不安定な回帰係数の変動は観察されなかった。

本章では、研究課題の検証のために最も単純な価値関連性分析である株価モデル(price model)に EPS の予想値を適用した重回帰式を用いている。これは、多くの先行研究を踏襲し、それらと本研究との比較可能性を重視したためである。しかし、一部の先行研究では、従属変数や独立変数を前期末の株価などの数値を使って標準化を試みることや、リターンモデル（従属変数と独立変数に対前年度増減率を用いる回帰モデル）を使うことによって、データの多重共線性や不均一分散を抑制する手法もみられる。このような試みを採用して、重回帰分析による検証の精度を高めることが残された課題と考えられる。

(注)

5-1) 図 5-1 では 2000～2011 年度の経営者予想の予想誤差率を年度別に大きさ順に並べ、予想誤差率の小さいほうから 20%, 40%, 中央値, 60%, 80% に相当する代表値の誤差率の推移を示している。予想誤差率は以下の式で求めた。

$$\text{予想誤差率} = \frac{\text{期初経営者予想EPS} - \text{EPS実績値}}{|\text{前期EPS実績値}|}$$

ただし前期 EPS 実績値がゼロとなるサンプルは除外する。

5-2) 表ではダミー変数の単独項の計算結果は算出してあるものの、経営者予想との交差項と比べて本章における重要性が少ないこと、第4章、表4-3のダミー変数の単独項の結果と同様にモデルに対する影響は小さいことを考慮し、単独項は省略してある。

第6章 総括

6. 1. 本論文の総括

本論文では経営者によって開示される業績予想情報の有用性について予想精度という視座から分析を行った。日本市場における経営者予想制度の現状や経営者予想に関する計量的情報を基に2つの研究課題を設定しており、研究課題1では「複数回の予想開示が予定されているとき、初回の情報は資本市場から参照されるのか」、研究課題2では「誤差のバラツキが大きくても、資本市場は予想情報を参考にするのか」の各課題を明らかにするため、第3章から第5章のそれぞれの章に研究目的を定め、実証的手法を用いて検証を行った。経営者予想の予想精度は経済環境をはじめとするマクロ環境の影響および経営者の予想バイアスや予想数値作成能力といった企業固有の要因による影響によってその精度が変動することが考えられる。一方で経営者予想の精度と経営者予想の有用性を横断的に検証した研究は少ない。そこで本論文では特に研究課題2に焦点を当てて検証を行った。検証の方法は大きく2つに分けられる。1つ目の方法は経営者予想の有用性とマクロ環境の影響による経営者予想精度との関連性を調べるため、経営者予想の有用性について分析する検証モデルを年度別に分析し、経営者予想誤差の年度推移と比較することで予想精度と有用性の関係について検証する方法である。二つ目の方法は経営者予想の予想精度に影響する企業固有の要因と経営者予想の有用性との関連性を調べるため、予想誤差の特徴に関する交差項を適用した分析モデルを設定して、期初の経営者予想の特性が企業価値の推定に与える関係性について検証する方法である。

第1章では経営者が発表する業績予想について、経営者予想に関する制度の変遷の調査に加え、経営者予想に関する基礎的な統計量を入手可能な資料や直接計算する方法で調査することで、日本市場における経営者予想制度の現状を調べ、上述の研究課題を設定した。

第2章では先行研究調査によって経営者予想研究における論点の整理を試みた。先行研究を研究成果の特徴にしたがって(1)経営者予想の有用性(2)予想誤差の特徴と評価(3)予想修正の影響(4)日米市場の実態の違いに基づく米国市場を対象とする研究の特徴の4論点に分類し、論点ごとの先行研究の比較や研究の展開について考察を行った。サーベイにより得られた知見と第1章で明らかになった経営者予想精度の現状の問題点とを併せ、経営者予想の有用性と予想精度の間の関係を研究対象とし、特に予想精度の要因を区別して分析するため、企業によるコントロールが困難な環境要因による経年変化に基づく予想誤差の視点と、経営者の予想数値作成能力や予想バイアスの誘因の影響を考慮した企業固有の要因による予想誤差の視点の2つの異なる視点を設定した。

第3章では本論文における研究課題1に対する研究目的である4半期決算短

信制度の導入に伴う開示頻度の増加をはじめとする業績予想開示制度、会計制度の改正が多く実施された 2000 年度以降の期間の経営者予想が、従来の先行研究で有用性が示された期間の経営者予想と同様に情報価値を有しているかについて検証した。1 つ目の分析方法として先行研究で採用された CAR を従属変数とし、予想改訂との相関について分析を行う重回帰モデルを援用し、対象とする検証期間においても予想情報が市場反応に影響を与えているかについて分析した。もう一つの分析手法として経営者予想利益を独立変数に用いて株価を推定する価値関連性分析モデルを採用し、企業価値の推定に対して経営者予想情報が有用な情報を提供しているかについて、2000 年から 2011 年までの年度別データを適用して分析した。分析の結果、両手法ともに対象期間すべての年度で予想改訂ならびに経営者予想が正の符号で有意な結果が得られており、期初経営者予想はすべての年度において有用であることが示された。一方で価値関連性分析では増分説明力についても分析をしており、増分説明力に関しては 2007 年 2008 年に十分な大きさのモデルの改善が見られない年度があったものの、その他の年度では経営者予想を追加することによる価値関連性モデルの説明力の改善が見られた。これらの結果を総合して経営者予想開示頻度が増加した以降の年度においても、期初の経営者予想はその後修正される可能性が大きいにもかかわらず有用な情報であることが示され、研究課題 1 に対する研究目的について明らかとなった。

第 3 章の後半では研究課題 2 に対する研究目的の一つである、年度ごとの経済環境の変動による経営者予想の予想精度と予想情報の有用性との関係に与える影響について上述の 2 つの分析による分析結果を基に検証している。経営者予想の有用性の代理変数として CAR を従属変数とする重回帰モデルの分析結果である予想改訂の回帰係数と、経営者予想を組み込まない価値関連性分析モデルに経営者予想を加えたことで増加する決定係数の差分で算出される増分説明力を採用した。上記の研究目的に対するアプローチとして、経営者予想の有用性を示す 2 つの代理変数の経年推移の観察および代理変数と予想誤差の経年推移の対比を用いた。観察の結果、予想改訂の回帰係数の大きさは年度ごとに大きく変動しており一定でないことが観察された。加えて増分説明力も同様にその大きさは年度によって変動していることが観察された。また、回帰係数と増分説明力の年度推移は完全に一致していないことに留意する必要がある。さらに 2 つの有用性に関する代理変数の変動と経営者予想誤差の推移の観察から、予想誤差が大きな年度周辺において有用性の代理変数の低下が観察され、特に予想改訂の回帰係数と予想誤差の推移はおおむね一致した。これらの観察により、研究課題 2 の研究目的の 1 つである、年度ごとの経済環境の変動による経営者予想の予想精度と予想情報の有用性との関係の検証といった研究目的に対して、制度改正や年度ごとの経済環境の変動の影響により経営者予想の有用性が影響を受けて変動する可能性を示唆する結果を得た。

第4章では研究課題2に対して別の視点を適用した研究目的である、企業固有の要因による予想精度の相違と経営者予想の有用性について明らかにすることを目的とした。上記の研究目的に対する分析モデルとして、過度に楽観的な予想の開示を予見させる企業と過度に保守的な経営者予想の開示を予見させる企業に関するダミー変数を価値関連性分析に適用する。異なる予想誤差の向きの影響を同時に適用することで、経営者予想の予想誤差の大小ならびに予想誤差の向きが企業価値の推定に与える影響を検証することを試みた。

分析の結果、ダミー変数と経営者予想の交差項の回帰係数は有意に負の値を示し、予想誤差の大きい経営者予想が企業価値の推定に与える影響は相対的に誤差の小さい経営者予想が企業価値の推定に与える影響に比べて減少していることが示された。市場参加者にとって精度の低い経営者予想は予想誤差の向きにかかわらず他の経営者予想と比べて情報価値が低減しており、このことから研究課題2に対する企業固有の要因による予想精度の相違と経営者予想の有用性の関係性に関する検証結果として、市場参加者は開示された経営者予想情報の精度を判別しており、その予想精度の傾向により予想情報の有用性の評価を変化させていることが明らかになった。ただし本章における分析結果から、過度に楽観的な予想誤差を予見させる経営者予想と過度に保守的な予想誤差を予見させる経営者予想との間に明確な影響の差は検出することはできなかった。

第5章では研究課題2のもう1つの研究目的である、環境要因の変動が、経営者予想精度の傾向と経営者予想の有用性に与える影響について検証した。年度ごとの環境変化に基づく予想誤差の変動と、企業固有の要因による予想誤差のそれぞれが企業価値の推定に与える影響について考察するため、第4章で用いた分析モデルを年度別サンプルに適用して分析を行った。

分析の結果、年度によって、また予想誤差の正負の方向によって、経営者予想の資本市場に対する有用性の検証結果に相違が見られた。楽観的な方向の大きな誤差が予見される経営者予想では、おおむねすべての年度で、経営者予想情報の有用性が低下することが検証できた。一方で保守的な方向に大きな誤差が予見される場合には、半数を若干超える年度で経営者予想の有用性の低下が示されたものの、残りの年度では相対的に精度が高い経営者予想との有意差は見られなかった。有意な回帰係数が得られなかった年度は、経済環境の悪化が知られている2000年代の前半(2002年から2004年)と2000年代後半に分布している。2000年代中盤の年度では、どの情報仮説に従った検証モデルも、おおむね統計的に有意な計算値を出している。

このことから年度別に分割した分析においても企業固有の要因によって経営者予想の有用性は変動することが確認されたものの、保守的な予想誤差を予見させる経営者予想の有用性の低下は年度によっては検出できず、予想誤差の推移との比較から、企業固有の要因による有用性の影響はマクロ経済の影響を受けていることが示された。すなわち研究課題2に対して期初の経営者予想は有

用であるものの経営者が作成する予想へのバイアスの予見や予想作成能力の影響によりその有用性は割り引いて評価される一方で、マクロ環境の影響が大きい年度では経営者予想の保守性の検出が困難になるという検証結果が得られた。

6. 2. 本論文の成果および残された課題

2000年代以降、日本市場における経営者予想を取り巻く環境は大きく変化し、特に四半期決算短信の導入によって、通年予想は定時的な開示回数の増加に伴って修正される機会も増加した。予想修正に関する先行研究によって予想修正を用いてネガティブ・サプライズを回避する企業の存在が指摘されており、その後の修正を前提として楽観的な期初予想を開示する企業の存在が指摘されている(浅野 2007 ; 円谷 2008)。近年の開示頻度の増加により、予想修正を利用した市場参加者の期待の誘導を前提として、バイアスが含まれた予想値が開示されやすい環境に変化していることが指摘できよう。既存の研究において、経営者予想の予想誤差には経営者によるバイアスが含まれていることが示されてきた一方で、本論文でサーベイした範囲の文献において、これらのバイアスが解消されたことを示す論文は発表されておらず、開示頻度の増加を背景とする期初予想の有用性について評価する必要がある。後藤・桜井(1993)や太田(2002)は実証的な証拠に基づいて経営者予想の有用性を明らかにしてきたが、検証対象は修正開示をする企業が少ない業績予想開示制度下のデータであり、修正開示を用いて市場の期待を誘導することを想定しない環境での分析である。

経営者予想の修正に関する研究では主に期初予想以外、すなわち2回目以降の業績予想に着目して分析を行うものの、このような業績予想開示制度の変更を背景に初回の経営者予想の性質が変化していることが考えられる。開示頻度の増加との関係で期初の経営者予想を議論する研究は少なく、修正開示による期待の誘導を前提としない予想開示制度の下で検証された経営者予想の有用性について、予想制度が大きく変化したのちの年度においても維持されているかを明らかにすることを目的に「複数回の予想開示が予定されているとき、初回の情報は資本市場から参照されるのか」という研究課題1を設定した。検証の方法として後藤・桜井(1993)や太田(2002)と同じ分析手法を用いて四半期決算短信導入後の年度をサンプルに含む全体データおよび年度別データを対象とする検証を行い、修正頻度が増加したのちの期初の経営者予想も含めて、日本市場において期初の経営者予想情報は依然として有用な情報であることについて統計的な裏付けを得た。

一方で本論文では年度別に開示される経営者予想の期初予想にのみ焦点を当てているものの、初回の予想以外の修正予想の有用性については検証の対象としていない。経営者予想の有用性が直近予想や期中修正では期初予想と比較してどのような特徴を有するかに関しては残された課題であり、期初の経営者

予想の有用性と2回目以降の予想修正の有用性を合わせて検証し、経営者予想情報の有用性を全体的に評価することは、同一年度内に高い頻度で年次予想が開示される日本市場固有の特徴を明らかにするために必要な課題であろう。

期初の経営者予想は依然として有用な情報であることが示された一方で、業績に予想には経営者によるバイアスを含む予想誤差が含まれている。経営者予想数値のみならず、経営者予想の情報の質が情報利用者の意思決定に影響を与えていることが考えられる。そこで経営者予想の予想精度が経営者予想情報の有用性に与える影響を検証することをもう一つの研究課題として設定した。

2000年度以降、経営者予想研究では予想誤差の要因を特定することを目的とした論文が多く報告されている。Rogers & Stocken (2005)やOta(2006)は経営者予想の予想誤差と予想誤差の要因と予想される変数との相関関係を明らかにすることで要因の特定を試みている。また、円谷(2008)はアンケート調査の集計結果を誤差要因の検証の基礎とした研究を行い、阿部(2010a)は予想誤差の向きと実質GDP成長率との相関関係が存在する傾向を示す等、予想誤差を主題として様々な検証方法が適用され誤差の要因分析が進展してきた。これらの予想誤差の要因分析に主眼を置いた研究は、誤差の要因を特定できれば市場参加者が予想誤差の水準を推定するために役立つことを前提としている。

本論文では予想誤差が予見可能かどうかは議論せずに、3つの情報仮説に置き換えている。加えて予想誤差の要因分析では同時に検証され、明確に分離されていないマクロ要因による予想誤差と企業固有の要因による予想誤差の2つの視点を設定して経営者予想の精度と有用性の関係を分析した。

上記に示したアプローチに基づいて予想精度と経営者予想の有用性について検証を行い、予想誤差の水準を予見できる場合には、予想精度が高い予想情報がもたらす資本市場への影響と予想精度が低い予想情報がもたらす資本市場への影響が明白に異なることを示した。予想誤差の発生要因の研究が将来さらに進み、予想誤差の水準を予見するためにはどのような情報を参照すればいいかが明らかになれば、そのことが投資家の意思決定を大きく助ける可能性を本研究は示した。

日本市場においてマクロ要因に基づく予想誤差と企業個別の要因に基づく予想誤差を区別して検証することで、両要因のそれぞれが経営者予想の有用性に影響を与えていることが示された。一方で予想誤差の直接的な要因について本論文では検証の対象に含めておらず、情報仮説に基づく予想誤差を予想精度の推定に利用する情報の代理変数として議論を進めてきた。予想精度が予見できる場合の経営者予想の有用性についてより深く議論することを考えた場合、経営者予想の有用性に影響を与えるであろう予想誤差の要因を影響の有無や影響の度合いで解析してより精緻な検証を行う余地が残されている。また、2012年度から経営者による業績予想の開示について証券取引所による開示方法の柔軟化が図られている。本論文作成時点では基礎的統計の観察により明確な開示

傾向の変化は検出していないものの、今後の柔軟化の浸透の程度によっては開示率、開示頻度、開示項目ならびに開示形式といった点で企業間の差異がみられるようになることが考えられる。このような傾向の変化が見られれば、開示を取りやめた企業の特徴やその要因、開示項目を削減もしくは拡充した企業、レンジ形式を採用した企業の開示数値に対する市場の反応等、経営者予想の有用性の分析に新たな論点が発生する可能性が指摘される。

本節では既存研究の成果と課題から見た本論文の業績予想研究に対する追加の成果を示すとともに残された課題を明らかにすることで、業績予想研究における得られた研究成果の位置付けを俯瞰的に評価することを試みた。本論文で得られた成果により期初の経営者予想は修正が前提となった 2003 年以降においても市場参加者は依然として有用な情報として参照していることが示された。また、市場参加者は経営者予想の楽観性はもとより過度な保守性についても判定しており、企業は経営者予想を開示する際に将来業績を実際よりも良く見せる目的や保守的な予想を開示することで市場の期待値を達成しやすい方向に誘導する目的で精度の低い経営者予想を開示することによって、開示した自社の経営者予想の情報価値を低めてしまう可能性が示唆された。すなわち企業は期初の経営者予想作成の際には、修正が前提の情報にもかかわらず、依然として市場参加者にとって投資意思決定に有用な情報であることから、後の修正予想による調整を前提とした意図的な操作を行わず、経営者予想情報の企業価値への貢献を向上させるためにより正確な数値の開示を意図して作成すべきであることが論文の成果を通じた解釈として得られた。

参考文献

- 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」『経営分析研究』. 23: 33-42.
- 浅野敬志. 2009. 「経営者の利益予想バイアスと市場の反応」『会計・監査ジャーナル』. 21(12): 81-88
- 浅野敬志. 2016. 「財務諸表外情報の信頼性の検討」 小西範幸編著. 『リスク情報の統合開示—統合報告に見る新しい財務報告の視座—』. 第3章: 67-92.
- 阿部圭司. 2010a. 「経営者による予想利益(1)-予想誤差に関する実証分析」『産業研究』. 45(2): 40-58.
- 阿部圭司. 2010b. 「経営者による予想利益(2)-予想誤差に関する実証分析」『産業研究』. 46(1): 16-36.
- 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. 2005. 「予想利益の精度と価値関連性—I/B/E/S, 四季報, 経営者予想の比較—」『現代ファイナンス』18: 141-159.
- 太田浩司. 2006. 「経営者予想に関する日米の研究: 文献サーベイ」『武蔵大学論集』. 54(1): 53-94.
- 太田浩司・姜理恵. 2011. 「米国における経営者予想開示の推移とわが国へのインプリケーション」『証券アナリストジャーナル』. 49(6): 30-40.
- 小倉昇. 2016. 「業績予想開示をとりまくマクロ要因についての考察」『会計プロフェッション』. 11: 35-47.
- 川崎徳昭. 2015. 「経営者予想精度と価値関連性の因果関係—タイムラグを伴う予想精度の影響を考察した検証—」『プロフェッショナル会計学研究年報』. 8:85-109.
- 國村道雄, 久保暢. 2013. 「わが国における経営者業績予想の改訂について」. 『彦根論叢』. 395:34-47
- 後藤雅敏, 桜井久勝. 1993. 「利益予測情報と株価形成」『會計』. 143(6):875-885.
- 後藤雅敏. 1997. 『會計と予測情報』 中央経済社.
- 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—」『會計』141(6): 43-57.
- 須田一幸・太田浩司. 2004. 「倒産企業の会計操作(三)—経営者による利益操作の分析—」『會計』141(6): 43-57.
- 円谷昭一. 2008. 「経営者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.
- 円谷昭一. 2009. 「会社業績予想における経営者バイアスの影響」『証券アナリストジャーナル』. 47(5): 77-88.
- 東京証券取引所. 2012a. 「決算短信の作成要領等」.
- 東京証券取引所. 2012b. 「四半期決算短信の作成要領等」.
- 東京証券取引所. 2012c. 「平成24年3月期決算短信の開示状況について」.

- 東京証券取引所. 2012d. 「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. 2014. 「平成 26 年 3 月期決算短信発表状況の集計結果について」
(<http://www.jpx.co.jp/files/tse/news/07/b7gje6000004maal-att/b7gje6000004mads.pdf#search=%27b7gje6000004mads%27>), 最終検索日 : 2015 年 9 月 14 日。
- 東京証券取引所. 2015a. 「平成 27 年 3 月期決算短信発表状況の集計結果について」
(<http://www.jpx.co.jp/news/1023/nlsgeu0000010f85-att/nlsgeu0000010f9y.pdf>), 最終検索日 : 2015 年 9 月 14 日。
- 東京証券取引所. 2015b. 「決算短信・四半期決算短信の作成要領等」.
- 中井誠司. 2011. 「経営者予想がアナリスト予想に与える影響」『管理会計学』. 19(1): 3-15.
- 奈良沙織・野間幹晴. 2012. 「経営者予想修正時の割安株効果」. 『経営財務研究』 32(1-2):40-54.
- 西信洋・金田直之. 2009. 「経営者予想の信頼性」 『学習院大学経済論集』. 45(4): 269-292.
- 日本 IR 協議会. 2012. 「業績予想開示の多様化への対応と評価—日本 IR 協議会・株式会社 Q U I C K 共同調査結果から—」.
- 日本証券経済研究所. 2011. 「上場会社における業績予想開示の在り方に関する研究会報告書」.
- 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.
- 安酸建二. 2013. 「経営者業績予想におけるコストの過小予想に関する実証研究—管理会計からのアプローチ」 『商経学叢』. 60(1): 107-131.
- Ajinka, B., A. Bhojraj and P. Sengupta, 2005, The Association between Outside Directors, Institutional Investors and the Properties of Management Earnings Forecasts, *Journal of Accounting Research* 43(3): 343-376
- Baik, B. and G. Jiang. 2006. The use of management forecasts to dampen analysts' expectations. *Journal of Accounting and Public Policy* 25(5): 531-553.
- Baginski, S. P., S. McGuire, N. Sharp and B. Twedt. 2012. Changes in Managers' Forecasting Behavior and the Market's Assessment of Forecast Credibility during Periods of Financial Misreporting. *working papers*.
- Burgstahler, D. and M. Eames. 2006. Management of Earnings and Analysts' Forecasts to Achieve Zero and Small Positive Earnings Surprises. *Journal of Business Finance & Accounting* 33(5-6): 633-652
- Choi, J., L. Myers, Y. Zang, and D. Ziebart. 2011. Do management EPS forecasts allow returns to reflect future earnings? Implications for the continuation of management's quarterly earnings guidance. *Review of Accounting Studies* 16(1): 143-182.
- Gaynor, L. M. and A. S. Kelton. 2014 The Effects of Analyst Forecasts and Earnings Trends on Perceptions of Management Forecast Credibility. *Accounting & Finance*

54(1) : 189-210.

- Goodman, T. H., M. Neamtiu, N. Shroff and H. D. White. 2013. Management Forecast Quality and Capital Investment Decisions. *The Accounting Review* 89(1): 331-365.
- Hirst, D. E., L. Koonce and S. Venkataraman, 2007, How Disaggregation Enhances the Credibility of Management Earnings Forecasts, *Journal of Accounting Research* 45(4): 811-837
- Hutton, A. P., L. F. Lee and S. Z. Shu. 2012. Do Managers Always Know Better? The Relative Accuracy of Management and Analyst Forecasts. *Journal of Accounting Research* 50(5): 1217-1244.
- 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.
- Kothari, S. P., S. Shu and P. D. Wysocki. 2009. Do Managers Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research* 47(1) :241-276.
- Kross, W. J., B. T. Ro and I. Suk. 2011. Consistency in meeting or beating earnings expectations and management earnings forecasts. *Journal of Accounting and Economics* 51: 37-57.
- McNichols, M. 1989. Evidence of informational asymmetries from management earnings forecasts and stock returns. *The Accounting Review* 64: 1-27.
- Ohlson, J. 1995. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2): 661-687.
- Ohlson, J. 2001. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective. *Contemporary Accounting Research*, 18(1): 107-120.
- Ota, K. 2006. Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan. *International Accounting: Standards, Regulations, Financial Reporting*. Elsevier Press: 267-294.
- Rogers, J. L. and P. Stocken. 2005. Credibility of Management Forecasts. *The Accounting Review* 80: 1233-1260.
- Yan, J.W. 2013. Management Earnings Forecast And Earnings Management: Does Prior-Period Forecast Accuracy Play A Role?. *Journal of Business & Economics Research* 11(3): 147-158
- Zhang, L. 2012 The Effect of Management Forecast Accuracy on the Post-Earnings-Announcement Drift. *The Accounting Review* 87(5): 1791-1818.