

経営者予想情報の特性と有用性

筑波大学審査学位論文（博士）

2006

太田 浩司

筑波大学大学院

ビジネス科学研究科 企業科学専攻

[ま え が き]

本論文は、全9章から構成されている。第1章は本論文の目的および各章の構成について述べ、第2章はわが国の経営者予想制度の説明を行っている。第3章は経営者予想に関する先行研究のサーベイを行い、第4～8章は本論文で行った5つの研究結果を示している。そして最後に第9章で本論文を総括している。

経営者予想とは、企業の将来業績に関して、その内部者である経営者自らが公表する予想のことである。わが国の証券取引所は、上場企業の経営者に次期の業績予想を提示することを要請しており、その要請に基づいて、ほとんど全ての上場企業は、決算発表時に当期の実績値とともに次期の業績予想値すなわち経営者予想を公表している。このような経営者予想の開示システムは他国にはみられず、これがわが国における財務開示の最大の特徴である。本論文の目的は、経営者予想情報がどのような特性を有し、また投資家やアナリストといった市場参加者にどのように用いられているのかを調査することによって、このわが国独自の財務開示である経営者予想制度が果たして有効に機能しているのかどうかを検証することである。

第2章では、わが国の経営者予想制度について述べている。わが国の上場企業は、本決算および中間決算時に、次期に関する通年の業績予想をそれぞれ当期および上半期の実績値とともに定期的に公表している。この本決算と中間決算時に公表される経営者予想の定期公表は、厳密には証券取引所の要請に基づく企業の自発開示であるが、実際にはほとんどの企業がその要請に応じて予想を公表している。さらに企業は、公表済み予想値に重要な差異が生じた場合には（売上高予想値の $\pm 10\%$ 、経常利益予想値の $\pm 30\%$ 、当期純利益予想値の $\pm 30\%$ 、配当予想値の $\pm 20\%$ ）、それを適時に開示しなければならない。この業績予想の修正開示はインサイダー取引規制の一環として規定されている証券取引法に基づく制度開示である。

つまり本・中間決算時における経営者予想の定期公表は証券取引所の要請に基づく自発開示であるが、不定期に公表される業績予想の修正開示は証券取引法に基づく制度開示なのである。さらに証券取引所は、業績予想を含む適時開示を適正に行わなかった場合に、事実上罰則的効果を伴う規定を設けている。これらのことから判断して、わが国における経営者予想の開示は、事実上の制度開示であるといえる。

第3章は、経営者予想に関連する日米における先行研究のサーベイを行い、第4章以降の各研究の具体的な研究テーマを示している。経営者予想に関する研究は、大きく、「経営者予想の資本市場における有用性」を検証した研究、「経営者予想の特性」を調査した研究、そして「経営者予想と他の予想の比較」を行った研究の3つに大別することができる。

「経営者予想の資本市場における有用性」に関しては、従来のイベント・スタディ型のアプローチを用いる研究から、経営者予想が資本市場において有用な情報を提供していることを示す結果が日米の研究で報告されている。一方、近年の会計研究で盛んな企業価値と会計数値との相関を検証する価値関連性型のアプローチによる研究は未だ行われていない。そこで本論文の第4,7章では、価値関連性型のアプローチを用いて、資本市場における経営者予想情報の有用性を従来とは異なる側面から検証している。

次に、「経営者予想の特性」と「経営者予想と他の予想の比較」に関しては、米国においては、予想誤差に影響を及ぼす様々な要因が存在することや経営者予想がアナリスト予想に影響を与えていることを示す結果が多数報告されているが、わが国においては、ごく断片的な証拠はあるものの包括的な証拠は未だ存在していない。そこで本論文の第5~8章では、米国の先行研究や日本固有の状況を考慮して、経営者予想に関するこれら立ち遅れた分野での検証を行っている。

第4章は、本論文の1つ目の研究である、「経営者予想の価値関連性」について検証を行っている。価値関連研究で用いられる実証モデルは、Ohlson (1995; 2001)で示されている企業評価モデルを理論的支柱としている。そこで Ohlson モデルのフレームワークに基づいて、企業評価に関する3つの主要な会計変数である株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の価値関連性を検証している。結果は、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、経営者予想利益の存在する下では当期利益はほとんど価値関連性を持たないというものであった。このことは、経営者予想情報には高い価値関連性があり、市場における株式の価格形成に大きなインパクトを与えていることを示唆している。

第5章は、本論文の2つ目の研究である、「経営者予想の特性」について検証を行っている。本研究では、マクロ経済的影響、業種、企業規模、上場市場、外部資金調達、財務的困窮、過去の経営者予想誤差、成長性、赤字、経営者配当予想という10個の要因が経営者予想の予想誤差に与える影響を調査している。単変量および多変量分析の結果は、これらの要因が全て経営者予想のバイアスと関連しているというものであった。さらに本研究では、経営者予想誤差を推定することによって異常リターンが獲得可能であるという証拠を

示している。これは、投資家が経営者予想を額面どおりに受け取ってしまっている可能性があることを意味しており、経営者予想に存在するシステムティックなバイアスを市場が完全には株価に織り込んでいないことを示唆している。

第6章は、本論文の3つ目の研究である、「倒産企業の経営者予想の特性」について検証を行っている。これは第5章の経営者予想の特性に影響を与える要因のひとつである財務的困窮に焦点を当てたもので、企業の財務的困窮が最も極端かつ端的な形で表れている倒産企業を研究対象にして、その経営者予想の特性を調査している。結果は、倒産企業の経営者予想は、売上高、経常利益、純利益、配当の全ての予想項目において楽観的である、倒産企業の予想は同業種・同規模のコントロール企業の予想よりも倒産4期前頃から統計的に有意に楽観的になり、その楽観度は倒産期が近づくにつれて増大するというものであった。これは、倒産企業の公表した業績予想には楽観的なバイアスがあり、またそのバイアスは財務的困窮度が高まる倒産期が近づくほど大きくなるということを示している。

第7章は、本論文の4つ目の研究である、「経営者予想とアナリスト予想の比較」について検証を行っている。わが国では利用可能な利益予想として、経営者予想以外に、アナリスト予想の平均であるI/B/E/Sコンセンサス予想そして出版社系アナリストの単独予想である四季報予想の計3種類の予想利益が利用可能である。本研究では、これら3種類の予想の精度と価値関連性を調査することによって、3予想の優劣および市場の3予想利用度を比較検証している。結果は、予想精度に関しては、I/B/E/S予想は東洋経済予想や経営者予想よりも精度が劣り、東洋経済予想と経営者予想では精度に大差は見られなかった。また価値関連性については、I/B/E/S予想の価値関連性が最も低く、東洋経済予想と経営者予想の価値関連性には有意な差が見られなかった。このことは、わが国において利用可能な3予想利益の中では、東洋経済予想と経営者予想の精度が同程度で高くI/B/E/S予想の精度が最も低く、そして市場はそれら精度の高い予想を正しく用いていることを示す証拠といえる。

第8章は、本論文の5つ目の研究である、「倒産企業の経営者予想に対するアナリストの反応」について検証を行っている。第6章では、財務的困窮企業の端的な例である倒産企業の経営者予想には楽観的なバイアスが存在するという証拠が提示されており、一方、第7章では、経営者予想とアナリスト予想では予想精度に大差が見られないという結果が示されている。そこで本研究では、倒産企業の経営者予想に存在する楽観的な予想バイアスを果たしてアナリストが見抜いているかどうかを調査している。結果は、アナリスト予想

は、その公表前の経営者予想よりは有意に誤差が小さく、公表後の経営者予想よりは有意に誤差が大きいというものであった。これは、アナリストが、経営者予想の楽観的バイアスのある程度は認識しているものの、完全には把握できていないことを示す証拠といえる。

第9章では本論文の総括を行うとともに、今後の課題について述べている。本論文の中核をなす第4～8章の実証研究の結果から、(i)経営者予想情報は高い価値関連性を有しており株式の価格形成に大きなインパクトを与えている、()経営者予想公表直後のアナリスト予想は経営者予想と酷似しておりアナリストは経営者予想情報を重要視している、ということがわかった。このことは、経営者予想情報が投資家やアナリストといった市場参加者に有用な情報を提供していることを意味しており、わが国独自の財務開示である経営者予想制度が有効に機能していることを示す証拠であるといえる。しかしその反面、()経営者予想にはシステマティックな予想バイアスが存在している、()市場やアナリストは経営者予想のバイアスを完全には把握できていない、という証拠も本論文から得られている。これは、経営者予想が市場やアナリストに有用な情報を提供している反面、彼らが経営者予想に幾分ミスリードされている側面もあることを示唆するものである。

最後に、本論文で取り扱えなかった今後の課題としては、経営者予想のサンプルを期中に公表されるものにまで拡大することや、経営者予想の開示に関する理論的研究を行う必要があるといったことが挙げられる。

[謝辞]

本論文を作成するにあたり，筑波大学大学院ビジネス科学研究科博士課程の諸先生方には多大なご指導，ご鞭撻を頂きました．とりわけ入学当時の主指導教官であった八重倉孝先生には一方ならぬご指導を賜り，さらに先生が法政大学に転籍されましてからも変わらずご指導して下さいましたことは誠に有難いことであり，ここに深く感謝の意を申し上げる次第です．思いますに，八重倉先生からは，何にもましまして研究哲学とでもいうものをご教授して頂いたと感じております．先生の研究に対する峻厳なる姿勢は，非学浅才な筆者の到底及ぶ所ではないのですが，目指すべき高みを示して頂けましたことは，今後の筆者の研究上の太極となるであろうと思っております．また八重倉先生の転籍後に主指導教官をお引き受け下さいました椿広計先生には格別のご高配を賜り，副指導教官の小倉昇先生，牧本直樹先生にも大変お世話になりました．その他にも，筑波大学における講義では諸先生方から多くのことをお教え頂き，発表会では諸先輩方から有益なコメントや助言を頂くことができました．大変感謝いたしております．

また，筆者が4年前に東京で研究者としての第一歩を踏み出す前に在学していた関西大学大学院商学研究科では，笹倉淳史先生や須田一幸先生（現在早稲田大学）に研究指導を賜り，先輩であった首藤昭信先生（現在専修大学）には一方ならぬ助言を頂きました．これらの先生方には卒業以降も親身にご相談にのって頂いており，知遇を得ることができたのは筆者にとって幸甚の極みであると感じております．また須田先生が主宰されておられます PATW 研究会に参加の諸先生方は，筆者にとって研究仲間でもあり良きライバルでもあります．研究会での白熱した議論は，筆者の研究を全うする活力の源となっており，諸先生方には誠に感謝いたしております．さらに関西大学在学中には，筆者の専門分野である会計・ファイナンスの領域ではないのですが，統計学がご専門の松尾精彦先生からご指導を賜るけることができましたのは，筆者にとって幸運でありました．松尾先生の学問への深い造詣や温厚なお人柄は，八重倉先生とは異なる側面から，筆者の研究哲学の形成に大きな影響を与えて下さいました．ここに記して感謝致します．

最後に私事ではありますが，34歳になるまでほとんど定職にも就かず自儘な人生を送ることを許してくれました母に，改めて感謝の意を示したいと思います．

[目次]

第1章 序章	1
1.1 本論文の目的	1
1.2 本論文の構成と概要	2
第2章 経営者予想制度	5
2.1 経営者予想制度のあらまし	5
2.2 業績予想の修正	9
2.3 まとめ	13
第3章 先行研究	14
3.1 はじめに	14
3.2 経営者予想の資本市場における有用性	15
3.2.1 イベント・スタディ型の研究	15
3.2.2 価値関連性型の研究	16
3.2.3 本節の要約と今後の課題	19
3.3 経営者予想の特性	23
3.3.1 米国企業を対象にした先行研究	23
3.3.2 日本企業を対象にした先行研究	26
3.3.3 本節の要約と今後の課題	26
3.4 経営者予想と他の予想の比較	30
3.4.1 米国企業を対象にした先行研究	30
3.4.2 日本企業を対象にした先行研究	32
3.4.3 本節の要約と今後の課題	33
3.5 まとめ	37
第4章 経営者予想利益の価値関連性	39
4.1 はじめに	39
4.2 モデルの設定	40

4.2.1	株価モデルとリターンモデルの導出	40
4.2.2	R^2 の分解	48
4.3	データと記述統計量	49
4.3.1	サンプル選択	49
4.3.2	記述統計量	49
4.4	経営者予想利益の価値関連性の検証結果	52
4.4.1	株価モデルの結果	52
4.4.2	リターンモデルの結果	57
4.5	まとめ	62
第5章 経営者予想利益の特性		63
5.1	はじめに	63
5.2	データ	64
5.2.1	サンプル選択	64
5.2.2	経営者予想誤差	65
5.3	経営者予想利益におけるバイアスの決定要因	66
5.3.1	単変量分析	66
5.3.2	多変量分析	79
5.4	経営者予想バイアスに対する市場の認知度	81
5.5	まとめ	84
第6章 倒産企業の経営者予想の特性		85
6.1	はじめに	85
6.2	研究の背景	86
6.3	リサーチ・デザインとサンプル選択	87
6.3.1	リサーチの概要	87
6.3.2	事象の発生時系列	88
6.3.3	経営者予想誤差の測定	88
6.3.4	サンプル企業とコントロール企業の選択	89
6.4	統計的手法	90
6.5	倒産企業による業績予想の特性	92

6.5.1	データをプールした調査	92
6.5.2	予想誤差の時系列変化	95
6.6	まとめ	100
第7章 経営者予想とアナリスト予想の比較		101
7.1	はじめに	101
7.2	研究の背景	102
7.2.1	3 予想の精度	102
7.2.2	予想利益の価値関連性	104
7.3	リサーチ・デザイン	105
7.3.1	3 予想の特徴	105
7.3.2	予想精度の測定	108
7.3.3	予想利益の価値関連性の測定	108
7.4	データ	109
7.5	実証結果	112
7.5.1	予想精度の比較	112
7.5.2	予想利益の価値関連性比較	118
7.6	まとめ	121
第8章 倒産企業の経営者予想に対するアナリストの反応		124
8.1	はじめに	124
8.2	研究の背景	125
8.3	データと変数の定義	128
8.3.1	倒産サンプル企業の選択	128
8.3.2	データ	131
8.3.3	予想誤差の定義	131
8.4	実証結果	132
8.4.1	経営者予想公表個数と修正予想公表頻度	132
8.4.2	経営者予想の時系列による変化	133
8.4.3	アナリスト予想の時系列による変化	136
8.4.4	アナリストの経営者予想バイアス認知度	139

8.5	まとめ	144
	第9章 終章	146
9.1	本論文の総括	146
9.2	今後の課題	149
	引用文献	152

[図表目次]

図表 1-1	各章における研究の全体的な位置づけ	4
図表 2-1	決算短信の様式	7
図表 2-2	決算短信の実例	8
図表 2-3	業績予想修正の様式	11
図表 2-4	業績予想修正の実例	12
図表 3-1	経営者予想の有用性をイベント・スタディ型で検証した研究	21
図表 3-2	経営者予想の特性に関する研究	28
図表 3-3	経営者予想と他の予想を比較した研究	35
図表 4-1	株価モデルとリターンモデルの記述統計量と相関係数	51
図表 4-2	株価モデルの推定結果 (1979-1999 年)	54
図表 4-3	(a) P1 モデルによる株主資本簿価と当期利益の増分説明力	55
	(b) P2 モデルによる, 株主資本簿価, 当期利益, 経営者予想利益の増分説明力	55
図表 4-4	二元配置 ANOVA と多重比較 (株価モデル増分説明力)	56
図表 4-5	株価モデルのパネル分析	56
図表 4-6	リターンモデルの推定結果 (1980-1999 年)	59
図表 4-7	(a) R1 モデルによる, 当期利益と当期利益の変化の増分説明力	60
	(b) R2 モデルによる, 当期利益, 当期利益の変化, 経営者予想利益の変化の増分説明力	60
図表 4-8	二元配置 ANOVA と多重比較 (リターンモデル増分説明力)	61
図表 4-9	リターンモデルのパネル分析	61
図表 5-1	年次経営者予想誤差平均値と実質 GDP 成長率: 1979-1999	67
図表 5-2	業種別の経営者予想誤差平均値	68
図表 5-3	規模と市場効果	70
図表 5-4	外部資金調達	72
図表 5-5	財務的困窮	75
図表 5-6	経営者予想の持続性, 成長性, 赤字	76

図表 5-7	経営者配当予想のシグナリング効果	79
図表 5-8	経営者予想バイアスの決定要因に関する多変量分析	80
図表 5-9	(a) 実際の経営者予想誤差に基づくヘッジ・ポートフォリオ戦略から得られる異常リターン	83
	(b) 予測される経営者予想誤差に基づくヘッジ・ポートフォリオ戦略から得られる異常リターン	83
図表 6-1	事象の発生時系列	88
図表 6-2	量的変数の検定	91
図表 6-3	経営者予想誤差の記述統計量	92
図表 6-4	経営者予想誤差の楽観性(平均値):母平均の t 検定	93
図表 6-5	経営者予想誤差の楽観性(中央値):ウィルコクソン符号順位和検定	93
図表 6-6	倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較(平均値):対応のある t 検定	94
図表 6-7	倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較(中央値):ウィルコクソン符号順位和検定	95
図表 6-8	倒産企業とコントロール企業の予想誤差:時系列による比較	96
図表 6-9	倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較:時系列による検定	97
図表 6-10	予想誤差平均値差と t 値を従属変数にした回帰分析	99
図表 6-11	予想誤差中央値差と z 値を従属変数にした回帰分析	99
図表 7-1	3 予想データの比較	107
図表 7-2	サンプルの特徴	111
図表 7-3	予想精度の記述統計量	112
図表 7-4	全サンプルによる予想精度の平均差検定	112
図表 7-5	年度別予想精度	115
図表 7-6	業種別予想精度	116
図表 7-7	I/B/E/S アナリスト人数別予想精度	117
図表 7-8	規模別予想精度	118
図表 7-9	予想利益モデルに用いられる変数の記述統計量と相関係数	119
図表 7-10	予想利益モデルの価値関連性推定結果 1	120
図表 7-11	予想利益モデルの価値関連性推定結果 2	121
図表 8-1	倒産サンプル企業 123 社の特徴	130

図表 8-2	経営者予想公表個数と修正予想公表比率	132
図表 8-3	経営者予想誤差の時系列変化	135
図表 8-4	回帰モデルによる経営者予想誤差の時系列変化の検定	136
図表 8-5	アナリスト予想誤差の時系列変化	138
図表 8-6	回帰モデルによるアナリスト予想誤差の時系列変化の検定	139
図表 8-7	経営者とアナリストの予想誤差の推移	
	(a) 売上高予想誤差	140
	(b) 経常利益予想誤差	140
	(c) 純利益予想誤差	140
図表 8-8	経営者とアナリストの予想誤差の平均（中央）値差検定：全年度	141
図表 8-9	経営者とアナリストの予想誤差の平均（中央）値差検定：年度別	143
附表	倒産企業サンプル 123 社（1991–2004 年）	145

[第 1 章]

序章

1.1 本論文の目的

経営者予想とは、企業の将来業績に関して、その内部者である経営者自らが公表する予想のことである。わが国の証券取引所は、上場企業の経営者に次期の業績予想を提示することを要請しており、その要請に基づいて、ほとんど全ての上場企業は、決算発表時に当期の実績値とともに次期の業績予想値すなわち経営者予想を公表している。このような経営者予想の開示システムは他国にはみられず、これがわが国における財務開示の最大の特徴である。

企業は経営者予想の公表にあたり、単に次期の業績に関する予想数値を提供するだけでなく、その根拠となるデータの提示およびその予想に対して定性的な説明を付け加えることを要請されている。さらに、公表済みの予想値に重要な差異が生じた場合には、それを速やかに開示しなければならない。このように、証券取引所の要請に基づく経営者予想情報の提供は、企業にとって大きな事務的負担である。

さらに、経営者予想は、あくまで利用可能な業績予想情報のひとつであり、他の代替的な予想情報としてアナリスト予想などが存在する。もし経営者予想がアナリスト予想よりもはるかに劣る予想であるならば、市場やその他の利害関係者は経営者予想よりもアナリスト予想を用いるであろうから、企業に特別な負担を強いてまで経営者予想を公表させる意義がないことになる。本論文の第 1 の目的は、経営者予想が投資家やアナリストといった市場参加者に有用な情報を提供しているかどうかを検証することによって、このわが国独自の財務開示制度が、企業の負担に見合うように、有効に機能しているかどうかを明らかにすることである。

次に、経営者が企業の将来業績の予想を公表する際に、必ずしも真実の予想を公表するとは限らない。なぜなら、企業には様々な利害関係者が関与しており、企業の経営者は彼らを意識して予想を公表していると考えられるからである。例えば、財務的に非常に困窮している企業の経営者は、真実の予想を公表することによって、それが株価や取引先に悪影響を及ぼすことを恐れて、真実よりも楽観的な業績予想を公表するかもしれない。また逆

に、電力、ガス、鉄道会社といった公益産業に属する企業の経営者は、過度に儲かっている利益予想を公表すると、公共料金の引き下げなどを消費者や政府から迫られかねず、そのような政治的コストを回避するために真実よりも悲観的な業績予想を公表するかもしれない。このように、企業の公表する経営者予想には、それを取り巻く利害関係者を意識したバイアスが存在すると考えられる。本論文の第2の目的は、経営者予想のバイアスに影響を与えると考えられる様々な要因を調査することによって、経営者予想の特性を明らかにすることである。

1.2 本論文の構成と概要

本論文は、本章を含む全9章から構成されている。次章では、わが国の経営者予想制度について叙述している。わが国の経営者予想開示は、表面的には証券取引所の要請に基づく自発開示であるが、実際には複雑な法規制に従っている。企業が本決算および中間決算時に定期的に公表する経営者予想は、証券取引所の要請による自発開示である。しかしながら、企業が公表済み予想値に重要な差異が生じた場合に行う不定期の業績予想の修正開示は、証券取引法に基づく制度開示である。さらに、証券取引所は、経営者予想の公表を含む会社情報の適時開示に関して、それを怠った場合に事実上罰則的效果を伴う規定を設置している。これらのことから判断して、わが国における経営者予想の開示は、事実上の制度開示といえる。

第3章は、本論文の主題でもある、経営者予想情報の特性と有用性について、関連する日米における先行研究のサーベイを行っている。経営者予想に関する研究は、大きく、「経営者予想の資本市場における有用性」を検証した研究、「経営者予想の特性を調査」した研究、そして「経営者予想と他の予想の比較」を行った研究の3つに大別することができる。そこで第3章では、これらの分類に従ってそれぞれ関連する先行研究のサーベイを行い、現在までの発見事項およびその問題点を整理し、第4章以降の各研究の具体的な研究テーマを示している。

第4章は、本論文の1つ目の研究である、「経営者予想の価値関連性」について検証を行っている。価値関連性とは、株価や株式リターンなどの市場における何らかの価値の尺度と企業評価に関する会計数値との相関を意味しており、価値関連性があるということはその会計情報が市場において有用であるということを示唆している。Ohlson (2001)企業評価

モデルに基づいて、企業評価に関する3つの主要な会計変数である、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の価値関連性を調査した結果は、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、市場における株式の価格形成に大きなインパクトを与えていることを示すものであった。

第5章は、本論文の2つ目の研究である、「経営者予想の特性」について検証を行っている。本研究では、マクロ経済的影響、業種、企業規模、上場市場、外部資金調達、財務的困窮、過去の経営者予想誤差、成長性、赤字、経営者配当予想という10個の要因が、経営者予想のバイアスに与える影響を調査している。単変量および多変量分析の結果は、これらの要因が全て経営者予想の予想誤差と関連していることを示していた。さらに本研究では、経営者予想誤差を推定することによって異常リターンが獲得可能であるという証拠を提示している。これは、投資家が経営者予想を額面どおりに受け取っている可能性があることを意味しており、経営者予想に存在するシステムティックなバイアスを市場が完全には株価に織り込んでいないことを示唆するものである。

第6章は、本論文の3つ目の研究である、「倒産企業の経営者予想の特性」について検証を行っている。これは第5章の経営者予想の特性に影響を与える要因のひとつである企業の財務的困窮に焦点を当て、企業の財政状態の悪化が最も極端かつ端的な形で表れている倒産企業を研究対象にして、その経営者予想の特性を調査するものである。結果は、倒産企業が倒産前に公表した経営者予想は、売上高、経常利益、当期純利益、配当の全ての予想項目において、同業種同規模のコントロール企業の予想と比べて楽観的なバイアスがあり、またそのバイアスは倒産期が近づくほどより顕著になることを示すものであった。

第7章は、本論文の4つ目の研究である、「経営者予想とアナリスト予想の比較」について検証を行っている。わが国では利用可能な利益予想として、経営者予想以外に、アナリスト予想の平均であるI/B/E/Sコンセンサス予想そして出版社系アナリストの単独予想である四季報予想の計3種類の予想利益が利用可能である。本研究では、これら3種類の予想の精度と価値関連性を調査することによって、3予想の優劣および市場の3予想利用度を比較検証している。結果は、3予想利益の中では、四季報予想と経営者予想の精度が同程度で高くI/B/E/Sコンセンサス予想の精度が最も低く、そして市場はそれら精度の高い予想を正しく識別して株価に織り込んでいるというものであった。

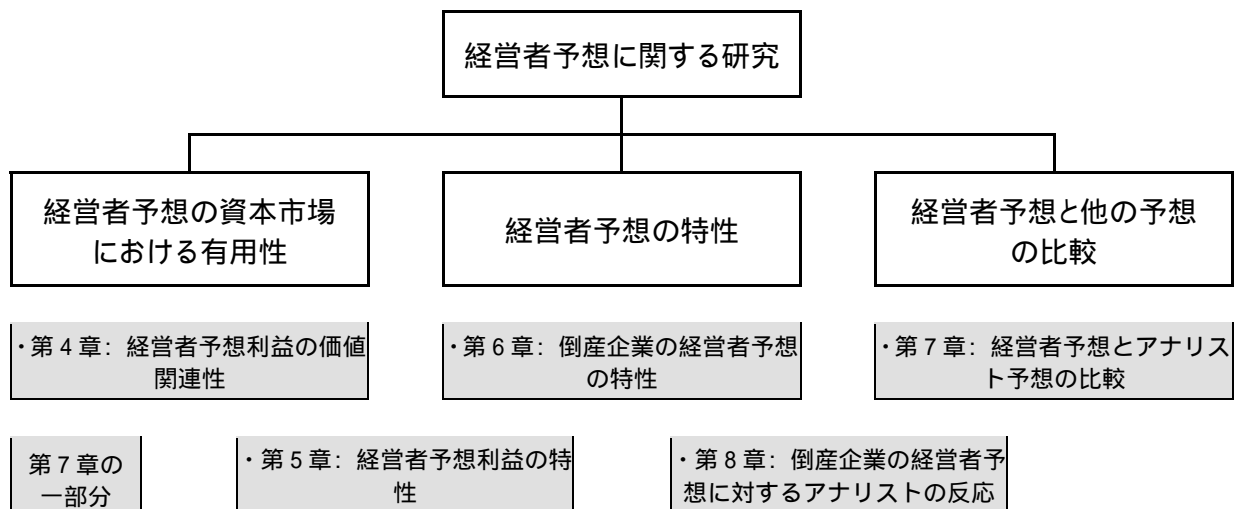
第8章は、本論文の5つ目の研究である、「倒産企業の経営者予想に対するアナリストの反応」について検証を行っている。第6章では、財務的困窮企業の端的な例である倒産企

業が倒産前に公表した経営者予想には楽観的なバイアスが存在するという証拠が提示されており、一方、第7章では、経営者予想とアナリスト予想では予想精度に大差が見られないという結果が示されている。そこで本研究では、倒産企業の経営者予想に存在する楽観的な予想バイアスを果たしてアナリストが見抜いているかどうかを調査している。結果は、アナリストは経営者予想の楽観的なバイアスのある程度は認識しているものの、十分には把握できていないことを示すものであった。

最後に第9章では、各章における研究の分析結果をまとめて整理し、本論文全体の総括を行っている。また章の最後には、今後の研究課題についても述べている。

以上、本論文の中核をなしているのは第4章から第8章までの各研究であるが、それらの研究の全体的な位置づけを図表1-1で表している。第3章の先行研究のサーベイで述べたように、経営者予想に関する研究は、「経営者予想の資本市場における有用性」、「経営者予想の特性」そして「経営者予想と他の予想の比較」の3分野に大別できる。本論文における研究では、第4章と第6章の研究はそれぞれの分野に分類できるが、第5、7、8章の研究は複数の分野にまたがる研究である。

図表 1-1 各章における研究の全体的な位置づけ



[第 2 章]

経営者予想制度

2.1 経営者予想制度のあらまし

わが国における上場企業の財務開示の時期と範囲は、証券取引法を始めとする関連諸法令ならびに証券取引所の諸規則に影響を受けている。証券取引法は、企業内容の外部への開示資料である有価証券報告書を事業年度終了後から 3 ヶ月以内に金融庁に提出することを義務付けている。有価証券報告書の形式と内容は「企業内容等の開示に関する内閣府令」等で細かく規定されており、企業の当該事業年度における事業活動や財政状態について詳細な情報が提供されている。有価証券報告書で開示されている情報は非常に包括的なものであるが、事業年度終了からその開示までには 3 ヶ月間のタイム・ラグが存在する。

この証券取引法に基づく法的開示による適時性の欠如を補完するために、自主規制機関であるわが国の証券取引所は、会計監査人から特に問題となるところがないとの事実上の了承を得た段階で、各事業年度の決算内容に係わる適時開示すなわち決算発表を行うことを要請している。この決算発表時に企業が作成公表する、各社共通形式の決算情報を記載した書類が決算短信と呼ばれるもので、当該事業年度における業績や財産の状況を総合的かつ簡潔に表示している¹。結果として、企業の決算情報は、有価証券報告書の法的期限である事業年度終了後から 3 ヶ月以内よりもずっと前に公開されている。企業の決算発表は、通常事業年度終了から 25～40 営業日後の間に行われることが多い。企業はこの決算短信の中で、次期の業績に関する予想すなわち経営者予想を、当期の実績値とともに公表しているのである。

このわが国独自の財務開示制度は、東京証券取引所が昭和 49 年末に、決算等の迅速なる公表についての要望文を上場会社に送付したことから始まる(「改正商法等の施行に伴う要望について」東証上管第 1007 号 昭和 49 年 12 月 19 日)(久保 1992; 2000)²。その結

¹ 決算短信は東京証券取引所のウェブサイトから入手可能である(<http://www.tse.or.jp>)。

² 「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(昭和 49 年 4 月 16 日付 日本経済新聞)。経営者予想の日本経済新聞への掲載時期は、東京証券取引所からの正式な要請が行われた時期よりも若干早いですが、この辺りの微妙な経緯については明らかでない。

果、企業は、本決算発表において、次期の売上高、経常利益、当期純利益、1株当たり当期純利益、1株当たり配当の予想値を、当期の実績値とともに公表している。また、中間決算発表においても、期末時の売上高、経常利益、当期純利益、1株当たり当期純利益、1株当たり配当の予想値を、中間決算の実績値とともに公表している。つまり企業は、同年の業績予想値を、期首と期中の2回定期的に公表しているのである³。

この経営者予想を含む決算発表は、厳密に言えば、証券取引法や商法による制度開示とは異なり、あくまで証券取引所の指導に基づく法的拘束力のない自発開示である⁴。事実、金融機関とりわけ証券会社の中には、将来の経済情勢の不確実性を理由に、業績予想が困難であるとして経営者予想を提示しない会社も存在する⁵。しかしながら、実際にはほとんど全ての企業が証券取引所の要請に応じて経営者予想を公表している⁶。

図表 2-1 は、東京証券取引所が発行する「会社情報適時開示ガイドブック」に記載されている本決算発表時の決算短信の様式であり、図表 2-2 は、その実例である⁷。表中のセクション 1 (1)~(3)までが当期の実績値に関する記述で、表の最下部にあるセクション 2 が次期の業績予想数値を表しており、経営者予想と呼ばれるものである。

³ 予想は、通常、点予想 (point forecast) であるが、1株当たり配当についてのみ、しばしば範囲予想 (range forecast) で提示される。詳しくは、後藤(1997)や友杉(1995)を参照されたい。

⁴ 法的拘束力はないものの、東京証券取引所は、会社情報の適時適切な開示を上場会社の責務とする「上場有価証券の発行者の会社情報の適時開示等に関する規則 (適時開示規則)」を平成 11 年に制定している。上場企業が決算短信を作成・公表するのは、この適時開示規則第 2 条第 1 項第 3 号によって、事業年度等に係る決算の内容が定まった場合に、直ちに当該決算内容を開示しなければならないと定められているからである。

⁵ 東京証券取引所は、何らかの合理的な事情により業績予想を開示できない場合には、決算短信の概要を示す頁の欄外にその旨を注記するとともに、その理由 (会社が合理的と判断する事情) を、添付資料中の「経営成績」欄に記載するように要請している。

⁶ 経営者予想に関しては、初期の年度においては、銀行、保険、証券会社などの金融機関は予想を公表しておらず、他の一般企業についても予想の公表率は 90%程度であった (清水 1982)。現在では、金融機関を含むほとんど全ての企業が予想の公表を行っている。

⁷ 決算短信自体は数十頁にわたるものであり、掲載している表は決算短信の概要を示している頁である。なお決算短信は、平成 18 年 5 月期決算から新しい様式に変更されている。開示内容に大きな変化はないが、配当状況と配当予想が新しいセクションにまとめられている。

図表2-1 決算短信の様式

平成	年	月	期	個別財務諸表の概要	平成	年	月	日					
上場会社名				上場取引所									
コード番号				本社所在都道府県									
(URL http://www.)													
代表者 役職名				氏名									
問合せ先責任者 役職名				氏名									
決算取締役会開催日 平成 年 月 日				中間配当制度の有無 有・無									
配当支払開始予定日 平成 年 月 日				定時株主総会開催日 平成 年 月 日									
単元株制度採用の有無 有(1単元 株)・無													
1. 年 月期の業績(平成 年 月 日~平成 年 月 日)													
(1)経営成績													
		売上高		営業利益		経常利益							
		百万円 %		百万円 %		百万円 %							
年 月期													
×年×月期													
		当期純利益		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		株主資本 当期純利益率					
		百万円 %		円 銭		円 銭		%					
年 月期													
×年×月期													
(注) 期中平均株式数 年 月期 株 ×年×月期 株													
会計処理の方法の変更 有・無													
売上高、営業利益、経常利益、当期純利益におけるパーセント表示は、対前期増減率													
(2)配当状況													
		1株当たり年間配当金			配当金総額 (年間)		配当性向		株主資本 配当率				
		中間		期末		百万円		%		%			
		円 銭		円 銭		円 銭		%		%			
年 月期													
×年×月期													
(注) 年 月期期末配当金の内訳													
(3)財政状態													
		総資産			株主資本			株主資本比率		1株当たり株主資本			
		百万円			百万円			%		円 銭			
年 月期													
×年×月期													
(注) 期末発行済株式数 年 月期 株 ×年×月期 株													
期末自己株式数 年 月期 株 ×年×月期 株													
2. 年 月期の業績予想(平成 年 月 日~平成 年 月 日)													
		売上高		経常利益		当期純利益		1株当たり年間配当金					
		百万円		百万円		百万円		中間		期末		円 銭	
		円 銭		円 銭		円 銭		円 銭		円 銭		円 銭	
中間期													
通期													
(参考) 1株当たり予想当期純利益(通期) 円 銭													
業績予想の利用又は業績予想の開示形式に関する注意文言等の記載欄													

(出典) 東京証券取引所発行「会社情報適時開示ガイドブック」

図表 2-2 決算短信の実例



平成 17 年 3 月期 個別財務諸表の概要 平成 17 年 4 月 28 日

上場会社名 松下電器産業株式会社 上場取引所 東・大・名
 コード番号 6752 本社所在地 東京都 大塚市
 (URL <http://panasonic.co.jp/>)
 代表者 役職名 取締役社長 氏名 中村 邦夫
 問合せ先責任者 役職名 財務・IRグループ グループマネージャー 氏名 河井 英明 TEL (06)6908-1121
 決算取締役会開催日 平成 17 年 4 月 28 日 中間配当制度の有無 有
 配当支払開始予定日 平成 17 年 6 月 30 日 定時株主総会開催日 平成 17 年 6 月 29 日
 単元株制度採用の有無 有 (1 単元 1,000 株)

1. 17 年 3 月期の業績(平成 16 年 4 月 1 日～平成 17 年 3 月 31 日)

(1) 経営成績 (金額表示: 17 年 3 月期は百万円単位四捨五入、16 年 3 月期は百万円単位切り捨て)

	売上高		営業利益		経常利益	
	百万円	%	百万円	%	百万円	%
17 年 3 月期	4,145,654	(1.6)	88,393	(88.1)	116,280	(10.5)
16 年 3 月期	4,081,485	(△ 3.7)	46,993	(△ 11.1)	105,201	(31.2)

	当期純利益		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	株主資本 当期純利益率	総資本 経常利益率	売上高 経常利益率
	百万円	%	円 銭	円 銭	%	%	%
17 年 3 月期	73,453	(23.5)	31.90	—	2.6	2.3	2.8
16 年 3 月期	59,499	(106.4)	25.52	25.18	2.1	2.0	2.6

(注) ① 期中平均株式数 17 年 3 月期 2,294,047,730 株 16 年 3 月期 2,322,212,264 株
 ② 会計処理の方法の概要 無
 ③ 売上高、営業利益、経常利益、当期純利益におけるパーセント表示は、対前期増減率

(2) 配当状況

	1 株当たり年間配当金			配当金総額 (年間)	配当性向	株主資本 配当率
	中間	期末	年間			
	円 銭	円 銭	円 銭	百万円	%	%
17 年 3 月期	15.00	7.50	7.50	34,222	47.0	1.2
16 年 3 月期	14.00	6.25	7.75	32,440	54.9	1.1

(3) 財政状態

	総資産	株主資本	株主資本比率	1 株当たり株主資本
	百万円	百万円	%	円 銭
17 年 3 月期	4,920,540	2,779,749	56.5	1,230.76
16 年 3 月期	5,217,934	2,839,355	54.4	1,224.59

(注) ① 期末発行済株式数 17 年 3 月期 2,258,357,710 株 16 年 3 月期 2,310,407,612 株
 ② 期末自己株式数 17 年 3 月期 194,695,787 株 16 年 3 月期 134,645,885 株

2. 18 年 3 月期の業績予想(平成 17 年 4 月 1 日～平成 18 年 3 月 31 日)

	売上高	経常利益	当期純利益	1 株当たり年間配当金		
				中間	期末	年間
	百万円	百万円	百万円	円 銭	円 銭	円 銭
通期	4,150,000	135,000	110,000	10.00	10.00	20.00

(参考) 1 株当たり予想当期純利益(通期) 43 円 59 銭
 ※ 上記の予想は、31 頁に記載した事項等を前提にしています。

(出典) 東京証券取引所 適時開示情報閲覧サービス (<http://www.tse.or.jp/disclosure/index.html>)

2.2 業績予想の修正

本決算と中間決算時における年 2 回の定期的な経営者予想の公表に加えて、さらに企業は、公表済み予想値に重要な差異が生じた場合には、それを適時に開示しなければならない。この不定期の開示を業績予想の修正開示といい、それを行うかどうかの目安は以下のように定められている。

- (i) 売上高については、新規予想値が直近予想値と比べて 10%以上変動している。
- (ii) 経常利益については、新規予想値が直近予想値と比べて 30%以上変動しており、かつ、その変動額が純資産額の 5%以上である。
- (iii) 当期純利益については、新規予想値が直近予想値と比べて 30%以上変動しており、かつ、その変動額が純資産額の 2.5%以上である。
- (iv) 配当については、新規予想値が直近予想値と比べて 20%以上変動している。

なお直近予想値が存在しない場合には、前年度の実績値が代わりに用いられる（平成 16 年 1 月 30 日内閣府令第 3 号「会社関係者等の特定有価証券等の取引規制に関する内閣府令（平成元年 2 月 3 日大蔵省令第 10 号）」第 3 条）⁸。

この業績予想の修正に関する開示は、平成元年 4 月 1 日に施行されたインサイダー取引規制の一環として規定されているものであり、いわば制度上義務付けられている制度開示である⁹。従って厳密に言えば、本決算と中間決算で定期的に公表される業績予想は証券取引所の要請に基づく企業の自発開示であるが、その公表された予想の修正は証券取引法に基づく制度開示なのである。しかしながら、仮に企業が決算発表時に、次期予想はあくまで自発開示であると主張して予想を公表しなくても、証券取引法で、直近予想値が存在しない場合には公表済みの当期の実績値を代わりに用いるという規定があるので、次期予想

⁸ 東京証券取引所は、業績予想の修正開示の目安について、これとは別の規定を設けている。「上場有価証券の発行者の会社情報の適時開示等に関する規則（適時開示規則）」第 2 条第 1 項第 4 号では、新しい予想値を直近の予想値（予想値が無い場合は前年度の実績値）で除して、(i)売上高は 1.1 以上または 0.9 以下、(ii)経常利益および当期純利益は 1.3 以上または 0.7 以下と定めており、同第 5 号では、(iii)配当は予想値に差異が生じた全ての場合と定めている。

⁹ 業績予想の修正開示に関するインサイダー取引規制は、昭和 63 年 5 月に公布された改正証券取引法によって新設された第 190 条の 2 に始まり、それを受けて平成元年 2 月 3 日に制定・公布された 2 つの政省令、「証券取引法施行令の一部を改正する政令（平成元年政令第 23 号）」および「会社関係者等の株券等の取引規制に関する省令（平成元年大蔵省令第 10 号）」に基づいている。なお現在では、証券取引法第 190 条の 2 は、第 166 条に整理されており、業績予想の修正開示に関する規定は第 166 条第 2 項第 3 号に記載されている。なお、昭和 63 年改正証券取引法第 190 条の 2 については宮沢(1988)、平成元年のインサイダー取引規制に関する 2 つの政省令については堀本(1989)や神崎(1989)、その後の変遷については神田(1997)を参照されたい。

が当期の実績値と大きく乖離している場合には、企業には業績予想の修正を公表する義務が生じることになる。また、東京証券取引所が平成 11 年に制定した「上場有価証券の発行者の会社情報の適時開示等に関する規則」第 22 条(会社情報の適時開示等に係る改善報告書の提出)には、業績予想を含む適時開示を適正に行わなかった場合に罰則的效果を伴う規定が盛り込まれている¹⁰。これらのことから判断して、わが国における経営者予想の開示は、事実上の制度開示であるといえる。

図表 2-3 は、東京証券取引所が発行する「会社情報適時開示ガイドブック」に記載されている業績予想修正の様式であり、図表 2-4 は、その実例である。前回発表した予想と新たに公表された予想との差異が示されている。

¹⁰ 不適正な情報開示が認められた場合には、その内容や程度に応じて、「口頭注意」、「当該開示に至る経緯及び改善策を記載した書面の徴求」、「改善報告書の徴求」という 3 段階の措置がとられる。このうち改善報告書は、特に改善の必要性の高いケースであり、また投資家に改善を約束するという意味も含めて 5 年間公衆縦覧に供されている。適時開示規則に反した企業の提出した「改善報告書」は次のウェブサイトで縦覧可能である。(<http://www.tse.or.jp/listing/kaizen>, http://www.ose.or.jp/rules/r1_tkkh.html)

図表 2-3 業績予想修正の様式

平成 年 月 日

各 位

会 社 名 株式会社
 代 表 者 名 取締役社長
 (コード番号 東証第 部)
 問 合 せ 先 取締役経理部長
 (TEL. - -)

通期業績予想の修正に関するお知らせ

最近の業績の動向等を踏まえ、昨年 月 日の中間決算発表時に公表した平成 年 月期
 (平成 年 月 日 ~ 平成 年 月 日)の業績予想を下記のとおり修正いたしましたのでお知らせいたします。

記

1. 当期の業績予想数値の修正 (平成 年 月 日 ~ 平成 年 月 日)

	売 上 高	経 常 利 益	当 期 純 利 益
前 回 発 表 予 想 (A)			
今 回 修 正 予 想 (B)			
増 減 額 (B - A)			
増 減 率 (%)			
(ご参考) 前 期 実 績 (平成 年 月期)			


(金額の単位：百万円)

2. 修正の理由

以 上

(出典) 東京証券取引所発行「会社情報適時開示ガイドブック」

図表 2-4 業績予想修正の実例

		 平成 18 年 3 月 10 日	
各	位	会社名	日本アビオニクス株式会社
		代表者名	代表取締役社長 鈴木 泰次 (コード番号 6946 東証第二部)
		問合せ先	経営企画本部経理部長 露木 満 (TEL 03-5401-7351)
		当社の親会社	日本電気株式会社
		代表者名	代表取締役執行役員社長 金杉 明信 (コード番号 6701 東証第一部)
業績予想の修正に関するお知らせ			
平成 17 年 10 月 27 日に公表した業績予想を下記のとおり修正いたしましたのでお知らせいたします。			
記			
1. 平成 18 年 3 月期通期業績予想数値の修正(平成 17 年 4 月 1 日～平成 18 年 3 月 31 日)			
(単位:百万円、%)			
	売上高	経常利益	当期純利益
前回発表予想 (A) (平成 17 年 10 月 27 日発表)	29,400	1,100	1,600
今回修正予想 (B)	29,400	1,100	2,800
増減額 (B-A)	0	0	1,200
増減率	0.0	0.0	75.0
前期(平成 17 年 3 月期)実績	25,327	606	1,306

(出典) 東京証券取引所 適時開示情報閲覧サービス (<http://www.tse.or.jp/disclosure/index.html>)

2.3 まとめ

わが国における財務開示の最大の特徴は、各事業年度の決算内容に係わる適時開示すなわち決算発表において、経営者が当期の実績数値とともに次期の業績予想値を公表するという経営者予想開示制度が古くから確立されているという点にある。

この経営者予想の公表は、証券取引法や商法による制度開示とは異なり、あくまで証券取引所の要請に基づく企業の自発開示であるが、実際にはほとんど全ての企業がその要請に応じて経営者予想を公表している。

この経営者予想開示率の高さの背景には、証券取引所側からの度重なる要請、そして業績予想の修正に関する内閣府のガイドラインの存在があると考えられる。企業は、公表済み予想値に重要な差異が生じた場合には(売上高予想値の $\pm 10\%$ 、経常利益予想値の $\pm 30\%$ 、当期純利益予想値の $\pm 30\%$ 、配当予想値の $\pm 20\%$)、それを適時に開示しなければならないが、企業はそのガイドラインに従う限り、実績値が予想値と異なったことによる法的責任は問われない。これは、米国における「1995年民事証券訴訟改革法(the Private Securities Litigation Reform Act of 1995)」で規定されている「将来の予想に関する記述(forward-looking statements)」に対する責任免除規則(セーフ・ハーバー)と対照的である(Roake and Davidson 1996)。この改革法は、企業が証券訴訟に対する懸念なしに、誠実なる予測を行うことを勧奨する目的で制定されたが、その解釈の曖昧さゆえに完全に失敗であったと非難されている(Rosen 1998)。さらにわが国では、伝統的に、経営陣に対する株主の代表訴訟が米国ほど一般的ではない。これらの要因が、わが国において経営者予想開示制度が一般に定着することに貢献したものと考えられる。

[第 3 章]

先行研究

3.1 はじめに

本研究の目的は、経営者予想に関する日米の文献をサーベイすることによって、現在までの発見事項を確認するとともに、わが国における経営者予想研究の今後の課題を明らかにすることである。

経営者予想に関する論文は多岐に亘っているが、大きく、「経営者予想の資本市場における有用性」、「経営者予想の特性」、「経営者予想と他の予想の比較」、「経営者予想の自発開示」、「経営者予想の開示形式」の5つに分類される。しかしながら、最後の2項目は、米国において経営者予想の公表が完全なる自発開示であり、また予想期間や予想形式なども様々であるということから生じる研究分野であり、経営者予想の公表が事実上の制度開示で、予想期間や予想形式なども一様に定められているわが国においては研究対象と成り得ない。そこで、本研究では、日米両方の経営者予想と関連している最初の3項目についての研究のみサーベイを行っている。

第1に、「経営者予想の資本市場における有用性」については、経営者予想の公表が株価にどのようなインパクトを与えているかについて検証したイベント・スタディ（event study）型の研究、そして経営者予想と株価にはどのような関連性があるかについて検証した価値関連性（value relevance）型の研究についてサーベイを行う。第2に、「経営者予想の特性」については、経営者予想は楽観的か悲観的かといった予想バイアスに関する研究、そしてそのバイアスに影響を与えている内部的および外部的要因を調査した研究のサーベイを行う。第3に、「経営者予想と他の予想の比較」については、経営者予想の精度を、時系列モデルによる予想やアナリスト予想と比較した研究のサーベイを行う。

最後に、本研究でサーベイを行う文献の多くは米国企業に関する研究である。前章で詳細に述べているように、わが国の経営者予想が事実上の制度開示であるのに対し、米国における経営者予想は自発開示である。従って、米国における先行研究をそのままわが国に直接適用することは困難である。しかしながら、米国における先行研究の結果を、両国の開示制度の違いを考慮して慎重に解釈すれば、わが国における経営者予想についての今後

の研究に貴重な示唆を与えてくれるであろう。

なお本研究の構成は以下のものである。次節は、経営者予想の資本市場における有用性に関する研究のサーベイ、第3節は、経営者予想の特性に関する研究のサーベイ、そして第4節は、経営者予想と他の予想の比較に関する研究のサーベイ結果を示す。最後に第5節では、本研究をまとめる。

3.2 経営者予想の資本市場における有用性

資本市場における会計情報の有用性を検証した研究には、会計情報の公表が株価にどのようなインパクトを与えているかについて検証するイベント・スタディ型の研究と、会計情報と株価にはどのような関連性があるかについて検証する価値関連性型の研究が存在する。そこで本節では、経営者予想の資本市場における有用性を検証した研究を、イベント・スタディ型の研究と、価値関連性型の研究に分類して、関連する日米の研究についてサーベイを行う。

3.2.1 イベント・スタディ型の研究

資本市場における会計情報の有用性を検証した研究としては、従来、イベント・スタディ型の研究が主流であった。イベント・スタディ型の研究とは、ある会計情報の公表というイベントの発生に対する、株価や出来高の変化といった市場の反応を、イベント発生前後の比較的短い期間において調査することによって、その情報の有用性を検証するという手法を用いる研究のことである。そして、もし市場がその会計情報の公表に反応していたら、その情報は新たな情報を市場に伝達したとして、その情報には有用なる情報内容が存在していると結論付けるのである (Beaver 1998; Kothari 2001)。

米国における経営者予想の研究は、当初このイベント・スタディによるアプローチで経営者予想の情報内容の検証を行い、経営者予想の公表に株価が反応している数多くの証拠を提示している (Foster 1973; Patell 1976; Jaggi 1978a; Nichols and Tsay 1979)。また、市場の出来高の観点からの反応についても、経営者予想の情報内容の存在を示す証拠が提示されている (Foster 1973; Nichols *et al.* 1979)。次に、Waymire (1984)と Ajinkya and Gift (1984)は、公表された経営者予想利益の期待外部分の符号によって、それを Good News と Bad News に識別し、株価は Good News には正に、Bad News には負にそれぞれ正しく反応している

ことを発見し、さらに Waymire (1984)では、Good News と Bad News の大きさと株価反応の大きさに正の相関を見出した。この経営者予想の情報内容の大きさに関して、経営者予想は自発開示情報であるので、制度開示に基づいて監査を受けて開示されている年次利益情報よりも信頼性が劣り、従って、市場はそれを割り引いて受け止めているのではないかという仮説を検証しているのが Pownall and Waymire (1989)である。そして彼らは、市場は経営者予想情報を割り引いて受け止めてはならず、むしろ仮説とは反対に、経営者予想情報の公表は年次利益情報の公表よりもより大きい株価の反応を伴っているという結果を示した。

このような米国における先行研究と同様の結果が、日本の経営者予想を用いた研究においても報告されている。わが国の場合、経営者の次期予想値と当期の実績値が決算発表で同時に公表されるので、それぞれの情報内容を分離するのが困難であるという問題が伴う。しかしながら、当期の実績値の影響をコントロールした後でも、経営者予想には情報内容が存在するという証拠が多くの研究で提示されている (Darrough and Harris 1991; 後藤・桜井 1993a; Conroy *et al.* 1998)。またこれらの研究では、予想利益と実際利益という異なる2種類の利益の情報内容の大きさを比較し、予想利益の情報内容は当期利益の情報内容に優っているという結果を報告している。

次に、わが国における経営者予想は、本決算と中間決算で定期的に公表されるが、それ以外にも、予想に大きな変動が生じた場合には、企業は随時、業績予想の修正を行わなければならない。この場合には、定期公表に見られる予想情報と実績情報の混合が生じないので、より正確に経営者予想の情報内容を検証することができる。そこで、多くの研究がこの業績予想修正の情報内容を検証している。桜井・後藤(1992)は、業績予想修正日前後の株価を検証し、株価は修正日に最も大きく反応していることを示し、後藤・桜井(1993b)と河(1994)は、株価は、予想の上方修正に対しては正に、下方修正に対しては負にそれぞれ反応していることを示した。その他にも、出来高による市場の反応の検証 (河 1998)、東証1部企業と2部企業・店頭登録企業による市場の反応の差異 (河 1998; 音川 2000)、企業規模や所有構造の違いによる市場の反応の差異 (後藤 1996)といった様々な観点から、業績予想修正の情報内容は検証されている。

3.2.2 価値関連性型の研究

会計情報の公表に伴う市場の反応を調査したイベント・スタディ型の研究とは対照的に、

近年における会計研究の多くは、資本市場における会計情報の有用性をイベント・スタディとは異なるアプローチで検証している。それが、価値関連性と呼ばれる検証方法で、1990年代における会計研究の中で最も頻繁に用いられた手法のひとつである。価値関連性の定義は必ずしも明瞭ではなく、研究者によって幾分異なっているが、現在における共通理解としては、調査対象の会計数値と何らかの市場価値の測定値との間の統計的に有意な相関関係であると考えられる(Barth 2000; Lo and Lys 2000a; Holthausen and Watts 2001; Barth *et al.* 2001)。そして、価値関連研究(value relevance study)とは、企業評価における様々な会計数値の有用性を検証する目的で、株式市場価値(またはその価値の変化)とそれらの数値との間の実証的関係を調査する研究のことである。

次に、企業価値と会計数値との間の価値関連性を調査するには、理論的企業評価モデルに基づく実証的に検証可能なモデルが必要である。残余利益モデル(residual income valuation model: RIV)に Ohlson (1995)線型情報ダイナミクス(linear information dynamics)を組み込むことによって導出される評価モデル(以後「Ohlson/RIVモデル」と言及する)は、一般に広く受け入れられており、それを理論的根拠とする株価ならびにリターンモデルは、近年の価値関連研究において最も普及している回帰モデルである(Barth 2000; Barth *et al.* 2001)。Ohlson/RIVモデルは、企業価値を、株主資本簿価、当期利益、他の情報の3つの変数の関数で表現しており、この分析に基づいて、株価モデルは、株価を株主資本簿価、当期利益およびその他の会計変数に回帰している¹¹。一方、リターンモデルは、株価モデルに1階の階差をとった差分型の回帰モデルである。

米国においては、この Ohlson/RIVモデルに基づく株価ならびにリターンモデルを用いて、様々な会計数値の価値関連性が検証されている(Holthausen and Watts 2001; Barth *et al.* 2001)。その中でも、会計数値の価値関連性の経年変化を検証することによって、財務諸表の有用性の変遷を検証する研究は、価値関連研究の代表的なものである(Collins *et al.* 1997; Francis and Schipper 1999; Ely and Waymire 1999; Lev and Zarowin 1999)。日本においても米国同様、価値関連研究は近年非常に盛んで、会計数値の価値関連性の経年変化についての検証も、薄井(1999)や Yaekura (2003)などで行われている。

このように、価値関連研究は、Ohlson/RIVモデルに基づく回帰モデルを用いて検証されるのだが、Ohlson/RIVモデルで現われる変数「他の情報」については、その使用がアド・

¹¹ Ohlson (1995)において、「他の情報」とは、現在の財務諸表には反映されていないものの、株式評価において価値関連性があると考えられる情報を表している。

ホックであった。Ohlson (2001)ではこの点を取り上げ、次期予想利益を用いて「他の情報」の合理的算定方法を示し、企業価値が、株主資本簿価、当期利益、次期予想利益の3変数の関数で表現されることを示した。この分析に基づいて、米国では、Dechow *et al.* (1999)が、株価を株主資本簿価、当期利益そしてアナリスト予想利益の3変数に回帰し、予想利益が企業価値と密接に関連している証拠を示した。また、予想利益の存在する下では当期利益の価値関連性が著しく低下すると報告している。Hand and Landsman (2005)においても、その研究の目的は配当の価値関連性の検証ではあるが、Ohlson (2001)に基づいてアナリスト予想利益を変数に加えた回帰モデルを用いて、予想利益の価値関連性を見出している。また Ou and Sepe (2002)では、予想利益の存在下における株主資本簿価と当期利益の価値関連性が検証されており、アナリスト予想利益が当期利益と近似(乖離)している場合には、株主資本簿価の価値関連性は減少(増加)し、当期利益の価値関連性は増加(減少)するという結果を報告している。

米国における研究が、次期予想利益の代理変数としてアナリスト予想利益を用いるのに対し、わが国では決算発表で経営者の次期予想利益が公表されるので、それを次期予想利益の代理変数として利用可能である。また、経営者予想利益は当期利益と同時に公表されるので、イベント・スタディ型の研究では情報内容の混合として問題であったが、クロスセクションで回帰分析を行う価値関連研究では逆に好都合である。例えば石川(2001; 2002)は、Hand and Landsman (2005)と同様の研究を日本のデータを用いて行い、その際に次期予想利益として経営者予想利益を用いている。そして、経営者予想利益が株価と密接に関連しているという証拠を示している。

最後に、価値関連性型の研究と、イベント・スタディ型の研究の特徴について述べる。両タイプの研究ともに、市場における何らかのメトリック(株価、リターン、出来高など)を用いて、ある会計情報の資本市場における有用性を検証しようと試みている点においては同じである。しかしながら、目的は同じであっても、その目的に達するためのアプローチが、両タイプの研究では大いに異なっている。

イベント・スタディ型の研究は、ある会計情報の公表に伴う市場の反応を各企業ごとに時系列で調査するものである。例えば、会計利益情報の有用性を検証するためには、会計利益情報が公表された時の市場の反応をその公表前後の市場の反応と比較し、情報公表時の市場の反応の方が有意に大きければ、市場は会計利益情報を用いておりその情報は有用であると結論付けるのである。従って、イベント・スタディ型の研究で大切なのは、公表

時点の正確な特定および、調査対象にとってノイズとなる同時に公表される情報の影響の除去である。

一方、価値関連性型の研究は、ある会計情報と株価やリターンなどとの相関を複数の企業を用いてクロスセクションで調査するものである。例えば、会計利益情報の有用性を検証するためには、複数企業の株価のバラつきとその会計利益のバラつきとを調査し、もし両者の間に有意な相関関係があれば、市場は会計利益情報を用いておりその情報は有用であると結論付けるのである。しかしながら、株価と相関のある会計変数が全て市場において有用であるとは一概にいえぬ。実際には、株価とは関係が無いにもかかわらず、その変数が真に株価と関連性のある別の変数と相関があるために、見せかけの相関が生じてしまう可能性があるからである。そこで重要となるのが、調査対象の会計変数が、企業価値と関連性があるであろうという合理的推論が可能であるということである。そしてそのためには、それらの会計変数が何らかの理論的企業評価モデルに基づくものであるということが必要なのである。

このように、価値関連性型とイベント・スタディ型の研究では、その目的は同じでも検証方法が異なっており、どちらの方法が優れているとは一概にいえぬ。もし公表時点を正確に特定でき、かつ調査事象を完全にアイソレートできるのであれば、イベント・スタディ型の研究の方が、企業評価モデルに依拠する価値関連性型の研究よりも検出力が高いと考えられる。しかしながら現実には、財務諸表の公表によって一斉に開示される膨大な会計情報の中からある特定の情報の影響のみをアイソレートするのは困難であり、そのような場合には価値関連性型のアプローチが有用になってくるであろう。

3.2.3 本節の要約と今後の課題

本節では、資本市場における経営者予想の有用性に関する日米の研究のサーベイを行っている。会計情報の公表が市場にどのようなインパクトを与えているかについて検証したイベント・スタディ型の研究からは、経営者予想情報の公表に市場が反応しているという証拠が、日米両国において多数提示されている。一方、近年の会計研究で盛んな企業価値と会計数値との相関を検証する価値関連性型の研究については、米国では、次期予想利益の代理変数としてアナリスト予想を用いた研究が行われている。

米国における価値関連性研究が、次期予想利益の代理変数としてアナリスト予想利益を用いているのに対し、わが国では決算発表で経営者の次期予想利益が公表されるので、そ

れを次期予想利益の代理変数として利用可能である。また、経営者予想利益は当期利益と同時に公表されるので、イベント・スタディ型の研究では情報内容の混合として問題であったが、クロスセクションで回帰分析を行う価値関連型の研究では、両変数を説明変数として用いることによって互いの影響を除去できるという利点がある。

そこで今後は、従来のイベント・スタディ型のアプローチではなく、価値関連性型のアプローチを用いて、資本市場における経営者予想情報の有用性を検証することが課題といえるであろう。

最後に、図表 3-1 パネル A とパネル B は、それぞれ米国企業と日本企業に関して、経営者予想の資本市場における有用性を、イベント・スタディ型のアプローチを用いて検証した主要な論文の概要をまとめたものである。

図表 3-1 経営者予想の有用性をイベント・スタディ型で検証した研究

パネル A : 米国企業に関する研究			
論文	サンプル	特徴	主要な発見事項
Foster (1973)	1968-1970 年 68 個	経営者予想の情報内容を週次で調査, 会計期末後の経営者予想を使用	会計期末後に公表される年次 EPS 経営者予想に対して市場の株価と取引高は有意に反応している.
Patell (1976)	1963-1967 年 336 個	経営者予想の情報内容を週次で調査, 長期の経営者予想を使用	第 3 四半期までに公表される年次 EPS 経営者予想に対して株価は有意に反応している.
Jaggi (1978a)	1971-1974 年 144 個	経営者予想の情報内容を日次で調査	会計期末の 8 ヶ月前までに公表される年次 EPS 経営者予想に対して株価は有意に反応している.
Nichols and Tsay (1979)	1968-1973 年 83 個	経営者予想の情報内容を週次で調査, 他のニュースが同時公表されている経営者予想を除去	会計期末の 6 ヶ月前までに公表され, なおかつ他のニュースを伴っていない年次 EPS 経営者予想に対して株価は有意に反応している.
Nichols <i>et al.</i> (1979)	1971-1973 年 74 個	経営者予想の情報内容を週次で調査, 出来高を調査	会計期末の 9 ヶ月前までに公表され, なおかつ他のニュースを伴っていない年次 EPS 経営者予想に対して出来高は有意に増加している.
Ajinkya and Gift (1984)	1970-1977 年 259 個	経営者予想の情報内容を月次で調査, 経営者予想の期待外部分算定にアナリスト予想を使用, 市場期待調整仮説を検証	市場の事前の期待にアナリスト予想を用いて経営者予想を Good News と Bad News に分類すると, 株価は Good News には正に Bad News には負に正しく反応している.
Waymire (1984)	1969-1973 年 479 個	経営者予想の情報内容を日次で調査, 経営者予想の期待外部分算定にアナリスト予想を使用	株価は Good News には正に Bad News には負に反応しており, さらにその News が大きいほどより大きく反応している.
Pownall and Waymire (1989)	1969-1973 年 経営者予想 313 個, 年次利益 524 個	経営者予想利益と年次利益の情報内容の大きさを比較, 日次で調査, 期待外部分算定にアナリスト予想を使用	市場は監査を受けている年次利益情報の公表よりも, 監査を受けていない経営者予想情報により大きく反応している.

パネル B : 日本企業に関する研究

論文	サンプル	特徴	主要な発見事項
Darrough and Harris (1991)	1979-1987 年 1300 個	経営者予想利益と年次利益の 情報内容を単体と連結に ついて日次で調査	経営者予想利益については単体と連結 の両方で株価は正しく反応している . 年 次利益については単体には株価は正し く反応しているが連結には反応が一様 でない .
後藤・桜井 (1993a)	1977-1991 年 8424 個	経営者予想利益と年次利益 の情報内容を年次リターン を用いて調査	経営者予想利益と年次利益は互いに他 方を所与としても株価変動に対して追 加的な説明能力を有している .
Conroy <i>et al.</i> (1998)	1985-1993 年 5928 個	経営者予想利益と年次利益 の情報内容を日次で調査 , 期待外部分算定にアナリス ト予想を使用	経営者予想利益に対する株価の反応は 年次利益に対する反応よりも顕著に大 きい .
桜井・後藤 (1992)	1989-1990 年 619 個	業績予想修正の情報内容を 日次で調査	業績予想修正公表日に株価は大きく反 応している .
後藤・桜井 (1993b)	1989-1992 年 994 個	業績予想修正の情報内容を 日次で調査 , 修正内容を加 味	株価は業績予想修正公表日に , 上方改訂 には正に下方改訂には負に正しく反応 している .
河(1994)	1989-1992 年 1945 個	業績予想修正の情報内容を 日次で調査 , 東証 2 部企業 もサンプルに加味	株価は業績予想修正公表日に大きく反 応しており , また上方修正には正に下方 修正には負に正しく反応している .
河(1998)	1989-1993 年 2769 個	業績予想修正の情報内容を 日次で調査 , 出来高 , 上場 部別等の反応の相違を調査	株価および出来高は業績予想修正公表 日に大きく反応しており , またその反応 は東証 1 部企業よりも 2 部企業の方が大 きい .
音川(2000)	1995-1997 年 3642 個	業績予想修正の情報内容を 日次で調査 , 東証上場企業 と店頭登録企業の反応の相 違を調査	株価は業績予想修正公表日に大きく反 応しており , またその反応は東証上場企 業よりも店頭登録企業の方が大きい .

3.3 経営者予想の特性

前節では、経営者予想の情報内容や価値関連性に関する日米の研究のサーベイを行い、経営者予想が資本市場に有用な情報を提供していることを示した多くの証拠を提示している。このような、経営者予想情報の資本市場における有用性を示す研究と並行して、経営者予想は予測情報であるので、その精度やバイアスといった、経営者予想の特性を検証する研究も盛んに行われている。本節では、この経営者予想の特性に関する研究のサーベイを行う。なお、経営者予想の特性に関する研究は、米国企業を対象とした研究は多数行われているが、日本企業を対象とした研究は未だに数が非常に少ない。そこで、本節では、米国企業に関する研究と日本企業に関する研究とに分けてサーベイを行うこととする。

3.3.1 米国企業を対象にした先行研究

経営者予想利益の特性に関する研究は、米国では1970年代初期から行われており、当初は、経営者予想利益が実際利益と比較して楽観的 (optimistic) か悲観的 (pessimistic) かというような比較的単純なものであった。しかしながらその後の研究では、そのような予想誤差の決定要因として、マクロ経済的影響、財務的困窮度、産業、企業規模など様々な要因が存在することが報告されている。そこで本研究では、各要因別に先行研究をまとめることとする。

マクロ経済的影響

経営者予想のバイアスに関する先行研究では、検証期間によって異なる結果が得られている。1960年代から1970年代初期に公表された経営者予想を用いた研究では、経営者予想利益は実際利益と比べて楽観的であるという結果が報告されている (McDonald 1973; Basi *et al.* 1976; Penman 1980; Ajinkaya and Gift 1984)。しかしながら、1970年代後期から1980年代初期の経営者予想データを用いた研究では、経営者予想利益の楽観性は検出されなかった (McNichols 1989; King *et al.* 1990; Frankel *et al.* 1995)。さらに最近の研究では、Bamber and Cheon (1998)は1981–1991年の期間、Irani (2000)は1990–1995年の期間における経営者予想をサンプルとして検証し、経営者予想利益の楽観性を検出している。

このように、経営者の公表する予想利益が、実際利益と比較して楽観的であるか悲観的であるかという調査の結果は、その検証期間によって異なっている (Coller and Yohn 1998)。

その理由としては、予想が公表された時点のマクロ経済的影響を受けていることが考えられる。つまり、景気が拡大しているときに公表された経営者予想は悲観的であり、逆に景気が衰退しているときの経営者予想は楽観的になっているのである（Gray 1974; Penman 1980; Porter 1982; McNichols 1989）¹²。

財務的困窮

米国における研究では、財政状態が悪化している企業の経営者は、過度に楽観的な予想利益を公表するという証拠が報告されている。例えば Frost (1997)は、「限定意見監査報告書」(modified audit reports)を受け取った 81 の英国企業をサンプルとして調査を行い、財政状態が悪化している企業の経営者は、企業の将来業績の見込みについて、実際の財務結果と較べて過度に楽観的な開示を行っているという証拠を提示した。また Koch (2002)では、財政状態の悪化した企業の公表する予想利益は、そうでない企業の予想利益よりも過度に楽観的であり、またそれらはアナリストに信用性の低い情報であるとみなされていることを発見した。さらに、先の 2 つの研究が単変量分析を行っているのに対して、Irani (2000)は多変量分析を行い、関連する他の要因をコントロールした後でも、経営者予想利益の楽観度と財務的困窮度の間には正の相関があることを示した。その他にも、Betker *et al.* (1999)では、日本の民事再生法に相当する、米連邦破産法第 11 章を申請した企業の「破産情報開示書」(Bankruptcy Disclosure Statement)に含まれる将来財務予想の数字には、企業の再建に有利な運びとなるように楽観的なバイアスが存在するということを報告している。

その他の要因

米国の先行研究では、経営者の公表する予想利益誤差の決定要因として、先のマクロ経済的影響、財務的困窮といった要因の他に、産業、市場、企業規模、外部資金調達など様々な要因が検証されている。

最初に、企業の属する産業と予想誤差の関連を調査したのが、McDonald (1973)、Basi *et al.* (1976)、Jaggi (1978b)、Porter (1982)などである。これらの研究では、電力・ガス業といっ

¹²McNichols (1989)では、1979–1983 年の期間に公表された経営者予想データを用いて経営者予想利益の予想誤差を検証し、経営者予想が楽観的とはいえないという結論を導いている。ただし、1982 年に公表された経営者予想に関しては、統計的に有意な楽観性を見出している。米国経済は 1982 年に、実質 GDP 成長率で -2.0%という過去半世紀で最低の成長率を記録しており、McNichols は、それが予想の楽観性に結び付いたものと解釈している。

た規制産業に属する公益企業とそれ以外の非公益企業の公表する経営者予想利益の誤差を検証し、公益企業の経営者予想は、非公益企業の経営者予想と比較して、精度が高くまた悲観的であるという結果を報告している。この結果は、公益企業の利益変動が小さく予想が容易であることに起因しているとも解釈できるが、それ以外にも、規制産業に属する企業の経営者には過度に儲けていると思われるのを避ける動機があるとする、Watts and Zimmerman (1986)の実証的会計理論(Positive Accounting Theory)の考えとも整合している。

次に、企業の属する市場および企業規模と予想誤差の関連を調査したのが、Basi *et al.* (1976)、Jaggi (1980)、Choi and Ziebart (2000)などである。Basi *et al.* (1976)は、ニューヨーク証券取引所(NYSE)に上場している企業と、アメリカ証券取引所(AMEX)に上場している企業の公表する経営者予想利益を比較し、NYSE企業の予想利益はAMEX企業の予想利益よりも精度が高くまた悲観的であると報告している¹³。また、AMEX企業はNYSE企業よりも若くて小さい企業が多いので、Basi *et al.* (1976)の結果は、企業規模に関しても当てはまると推測される。Jaggi (1980)では、大企業の公表する経営者予想と小企業の公表する経営者予想の精度を比較し、大企業の経営者予想の精度は小企業よりも高いという弱い証拠を、Choi and Ziebart (2000)では、大企業の経営者予想が悲観的であるという証拠をそれぞれ示した。

その他にも、利益成長率が産業平均を上回る企業は、その競争力を保持するために、他社の参入を避けようと悲観的な予想を公表する(Irani 2000)、赤字企業の公表する予想は楽観的である(Choi and Ziebart 2000)、市場が予想の真偽を見抜くことが困難である企業ほど楽観的な経営者予想を公表する(Rogers and Stocken 2005)などといった要因が報告されている。

最後に、Frankel *et al.* (1995)は、資本市場で資金調達を行った企業の経営者予想には、資金調達が有利にするために楽観的なバイアスがあるという仮説を立て、それらの企業の経営者予想のバイアスを検証している。しかしながら、その経営者予想には統計的に有意なバイアスは観察されず、彼らは、資本市場で資金調達を行った企業の経営者は、楽観的な予想を公表することから生じる企業の潜在的な法的責任と、企業の評判を傷つけることに対する潜在的な損失をより強く意識しており、それが楽観的な予想を公表する抑制となっていると結論付けた。なおIrani (2000)も、Frankel *et al.* (1995)と同様に、資本市場で資金調

¹³アメリカ証券取引所は、1998年にNASDAQに吸収合併されている。

達を行った企業の経営者予想のバイアスを検証しているが、やはりその予想に楽観的なバイアスを発見できていない。

3.3.2 日本企業を対象にした先行研究

日本企業の経営者予想の特性を検証する研究は、米国と比べると非常に数が少ない。最初に、日本の経営者が公表する予想利益は、実際利益と比較して楽観的か悲観的かという点については、わが国においても米国同様、検証期間によって異なる結果が得られている。石塚(1987)は、3月決算の東証1部上場会社が1974-1978年の間に公表した経営者予想の誤差を調査し、予想利益は楽観的であるという証拠を示した。一方、國村(1984)は、3月決算の東・大・名証1部上場会社が1977-1982年の間に公表した経営者予想の誤差を調査し、予想利益は平均値で見ると楽観的であるが、これは一部の異常値の影響によるもので、異常値の影響を除いたり中央値でみると、予想利益はやや悲観的であると報告している。同様に、香村(1987)においても、上場企業100社が1975-1984年の間に公表した経営者予想の誤差を調査し、予想利益は悲観的であるとしている。しかしながら、後藤(1997)では、1978-1992年の間に公表された経営者予想を用いて、予想利益は楽観的であると報告している¹⁴。このように、わが国においても、経営者予想利益のバイアスについては、検証期間によって異なる結果が得られており、その理由としては、予想公表時点におけるマクロ経済的影響が考えられる。

次に、産業別による分析については、國村(1984)が、サンプルを建設業、製造業、第3次産業の3つに分類してその予想誤差を調査し、建設業や第3次産業の予想誤差は製造業の予想誤差よりも小さく、またそのバラつきも小さいという結果を示した。そしてそれは、建設業が受注産業であることや第3次産業の業績が景気変動に緩やかに反応することによるものと解釈している。また森・関(1997)でも、製造業のサンプルを6業種に細分し、同じ製造業でも業種によって予想利益の精度やバイアスが異なるという結果を報告している。

3.3.3 本節の要約と今後の課題

本節では、経営者の公表する予想利益の精度やバイアスといった、経営者予想の特性に

¹⁴その他にも、城下(1984)は1980-1982年、高橋(1990)は1988-1989年の予想誤差を調査し、経営者予想は悲観的であるとしている。全体的傾向としては、1970年代の経営者予想は楽観的、1980年代の経営者予想は悲観的、そして1990年代の経営者予想は楽観的であるといえる。

関する日米の研究のサーベイを行っている。米国においては、経営者予想情報の特性に関する研究は、資本市場における有用性を示す研究とほぼ同時期に始められ、現在までに、予想誤差に影響を与える数多くの決定要因が調査されている。そして、経営者予想はマクロ経済的影響を受けている、財務的困窮企業の公表する予想は楽観的である、電力・ガス業などの規制産業に属する企業の公表する予想は悲観的である、大企業の経営者予想は悲観的である、といった様々な発見事項が報告されている。

一方、わが国においては、経営者予想の特性に関する研究は未だ非常に少なく、それらの研究においても、その主目的は、経営者予想の資本市場における有用性や他の予想との比較であり、経営者予想の特性はその研究の一部として行われているに過ぎない。今後は、わが国においても、米国企業に関する先行研究で示されている数多くの証拠や、株式所有構造などの日本企業固有の特性を考慮して、わが国の経営者予想の特性を解明していく必要があるであろう。

最後に、図表 3-2 パネル A とパネル B は、それぞれ米国企業と日本企業について、経営者予想の特性を検証した主要な論文の概要をまとめたものである。

図表 3-2 経営者予想の特性に関する研究

パネル A : 米国企業に関する研究			
論文	サンプル	特徴	主要な発見事項
McDonald (1973)	1966-1970 年 201 個	経営者予想誤差を業種別に分析	公益企業の経営者予想は他の産業の予想よりも予想誤差が小さい。
Basi <i>et al.</i> (1976)	1970-1971 年 88 個	公益企業と非公益企業、NYSE 企業と AMEX 企業の経営者予想誤差や精度を比較	公益企業の経営者予想は非公益企業の予想よりも精度が高く、NYSE 企業の経営者予想は AMEX 企業の予想よりも精度が高い。
Porter (1982)	1972-1974 年 325 個	利益の分散、業種、マクロ経済的影響という要因が経営者予想の精度に与える影響を調査	利益の分散が小さいほど経営者予想の精度は高くなる。公益企業の経営者予想は製造業の予想よりも精度が高い。経営者予想公表時の経済状況は予想精度に影響を与えている。
Frost (1997)	1982-1990 年 81 個 (英国企業)	財務的困窮企業の経営者予想の特性を調査	「修正監査報告書」を受けた企業の財政状態はそのコントロール企業よりも有意に悪化しており、それらの企業が公表する将来業績予想は過度に楽観的である。
Irani (2000)	1990-1995 年 242 個	異常利益成長率や財務的困窮などの要因が経営者予想誤差に与える影響を調査	利益成長率が産業平均を上回る企業の経営者予想は悲観的であり、財務的に困窮している企業の経営者予想は楽観的である。
Choi and Ziebart (2000)	1993-1998 年 1147 個	予想期間、Good/Bad News、規模、赤字、簿価時価比率といった要因が経営者予想誤差に与える影響を調査	経営者の長期予想は楽観的で短期予想は悲観的である。経営者予想がアナリスト予想を上回る Good News は楽観的でその反対の Bad News は悲観的である。赤字企業の経営者予想は楽観的で成長企業の経営者予想は悲観的である。
Rogers and Stocken (2005)	1996-2000 年 925 個	訴訟環境、インサイダー取引、財務的困窮、市場の競合度といった要因に市場の予想の真偽を見抜く能力という要因を加味	市場が予想の真偽を見抜くことが困難である企業ほど楽観的な経営者予想を公表する。

パネル B : 日本企業に関する研究

論文	サンプル	特徴	主要な発見事項
國村(1984)	1982 年 415 個	経営者予想誤差を業種別に 分析	製造業の経営者予想は建設業と第 3 次 産業の予想と比べて予想誤差平均が若 干大きくバラつきはかなり大きい。
森・関(1997)	1994 年 107 個	製造業を 6 業種に細分して 経営者予想誤差と精度を調 査	同じ製造業でも業種によって経営者予 想誤差や予想精度に差がある。

3.4 経営者予想と他の予想の比較

市場において利用可能な予想利益は、経営者の公表する予想だけではなく、それ以外にも、過去の実際利益になんらかの時系列モデルを用いることによって推定される予想や、証券アナリストが公表する予想などが存在する。本節では、経営者予想を、時系列モデルによる予想やアナリスト予想といった他の予想と比較した研究のサーベイを行う。なお、前節と同様に、経営者予想を他の予想と比較する研究は、米国企業については多数行われているが、日本企業についてはその数が非常に少ない。そこで、本節においても、米国企業に関する研究と日本企業に関する研究とを分けてサーベイを行うこととする。

3.4.1 米国企業を対象にした先行研究

経営者予想と時系列モデルによる予想の比較

経営者の公表する予想利益と時系列モデルによる予想利益の精度を比較した研究では、相違する結果が報告されている。Green and Segall (1967)は、経営者予想利益とナイーブな時系列モデルによる予想利益を比較し、経営者予想よりも時系列モデルによる予想の方が正確であると報告している。しかしながら、Green and Segall の研究は、そのメソッドロジーやサンプル選択について批判を浴び (Brown and Niederhoffer 1968), Copeland and Marioni (1972)では Green and Segall の研究をレプリケートし、経営者予想はナイーブな時系列モデルによる予想よりも正確であるという証拠を示した。またこれと同様の結果が、Ruland (1978)においても示されている。一方、Lorek *et al.* (1976)は、経営者予想を Box-Jenkins モデルによる予想と比較し、経営者予想よりも Box-Jenkins モデルによる予想の方が正確であると報告している。さらに、Nichols and Groomer (1979)は、経営者予想を、Copeland and Marioni (1972)で用いられたナイーブな時系列モデルによる予想および Elton and Gruber (1972)で用いられた高度な指数平滑モデルによる予想と比較し、経営者予想と Copeland and Marioni モデルについては年度によって異なる結果を、経営者予想と Elton and Gruber モデルとでは、Elton and Gruber モデルの方が統計的に有意に精度が高いという証拠を示した。

このように、経営者予想と時系列モデルによる予想とでは、予想に用いられる時系列モデル、検証期間、サンプル数などによって得られる結果が異なっている。しかしながら、全体的傾向としては、ナイーブな時系列モデルを用いた場合には経営者予想の方が精度が高いが、高度な時系列モデルを用いた場合には、時系列モデルの予想の方が経営者予想よ

りも精度が高いといえる。これらの研究の後、経営者予想と時系列モデル予想の精度比較の研究はあまり行われていないが、アナリスト予想と時系列モデル予想の精度比較の研究は引き続いて行われ、その優劣についてもやはり曖昧な結果が報告されている(Brown *et al.* 1987; O'Brien 1988)。そして、明確な結論が出ていないにもかかわらず、最近の研究では、市場の期待利益としては、時系列モデルによる予想よりもアナリスト予想を用いる方が適切であると暗黙裡にみなされており、時系列モデルによる予想に関する研究は、現在では衰退している(Kothari 2001)。

経営者予想とアナリスト予想の比較

経営者の公表する予想利益とアナリスト予想利益の精度を比較した研究についても、初期の研究では異なる結果が得られている。Basi *et al.* (1976)と Imhoff (1978)は、経営者予想とその公表前のアナリスト予想との精度を比較し、経営者予想はその公表前のアナリスト予想よりも若干正確ではあるが、その差は統計的に有意でないという証拠を示した。Ruland (1978)も、経営者予想とその公表前後のアナリスト予想との精度を比較し、経営者予想はその公表前後両方のアナリスト予想よりも精度が高いが、その差はともに統計的に有意ではないと報告している。また Imhoff and Paré (1982)においても、経営者予想をその公表日に最も近い時期に出されているアナリスト予想と比較したが、やはり両者の精度に有意な差を見出せなかった。

このように、初期の研究においては、経営者予想とアナリスト予想の精度に統計的に有意な差は観察されず、両者の予想に優劣はないとする結果が数多く報告されている。それに対して、Jaggi (1980)と Waymire (1986)は、経営者予想とその公表前後のアナリスト予想との精度を比較し、経営者予想とその公表前のアナリスト予想では経営者予想の方が統計的に有意に精度が高いという証拠を示した。そしてその理由について、Waymire (1986)は、過去の研究のサンプル数の少なさが原因であると説明している。また、Jaggi (1980)と Waymire (1986)では、経営者予想とその公表前のアナリスト予想の間には有意な差を検出しているが、公表後のアナリスト予想の間には有意な差を検出できなかった。Hassell and Jennings (1986)はこの点を取り上げ、アナリスト予想と経営者予想が公表される時点の差を詳細にコントロールして、両者の予想精度を比較した。そして、経営者予想は、その公表前のアナリスト予想よりも統計的に有意に精度が高く、公表後でも4週間目までに出されたアナリスト予想とでは、依然経営者予想の方が有意に精度が高いが、経営者予想公

表後9週目以降に出されたアナリスト予想とでは、経営者予想よりもアナリスト予想の方が有意に精度が高いという証拠を示した。さらに、Gift and Yohn (1997)では、経営者予想公表後に修正されたアナリスト予想だけを用いて、経営者予想公表後の2週間目にはアナリスト予想の方が正確であることを発見した。

以上、経営者予想とアナリスト予想の精度を比較する研究では、初期の研究においては両者の予想精度について明確な結論が得られていない。しかしながらその後の研究によって、現在では、経営者予想はその公表前や公表時点のアナリスト予想よりも精度が高く、公表後ある一定の期間を経過すると、アナリスト予想の精度が経営者予想の精度を上回ると一般に理解されている (Coller and Yohn 1998)。

3.4.2 日本企業を対象にした先行研究

日本企業の公表する経営者予想と他の予想の比較を行っている研究は、その数が非常に少ない。経営者予想と時系列モデルによる予想を比較する研究としては、香村(1987)が、上場企業100社が1975-1984年の間に公表した経営者予想を用いて、その予想誤差を、当期の実際利益を次期予想利益とするランダム・ウォーク予想や他のナイーブな時系列モデルによる予想と比較し、経営者予想の誤差が有意に最も小さいという証拠を示した。

一方、経営者予想とアナリスト予想を比較する研究としては、國村(1980)が、3月決算の東証上場企業が1977-1979年に公表した405個の経営者予想利益をサンプルとして、その精度を、ランダム・ウォーク予想および『週刊東洋経済』6月号と『会社四季報』9月号に掲載されているアナリスト予想と比較した。そして、経営者予想は、ランダム・ウォーク予想よりも統計的に有意に精度が高いが、経営者予想公表直後の6月アナリスト予想とでは精度に差は見られず、9月アナリスト予想と比較すると精度が劣るという結果を示した。次に、國村(1984)は、3月決算の東・大・名証1部上場会社が1982年に公表した421個の経営者予想利益について、その精度を、ランダム・ウォーク予想、『会社四季報』の6月アナリスト予想、9月アナリスト予想、12月アナリスト予想、そして翌年3月のアナリスト予想の、計5つの予想利益と比較を行った。そして、予想精度は、ランダム・ウォーク予想、経営者予想、6月アナリスト予想、9月アナリスト予想、12月アナリスト予想、翌年3月アナリスト予想と期末に近づくに連れて高くなり、とりわけ、12月アナリスト予想と翌年3月アナリスト予想は他の予想よりも顕著に精度が高いことを発見した。そしてその理由として、9月と12月の間に中間決算があるからであろうと推測している。また、國村

(1984)では、経営者予想と6月アナリスト予想では予想精度にほとんど差が見られないと報告している。この3月決算企業の経営者予想と『会社四季報』の6月アナリスト予想との近似は、大量サンプルを用いた太田(2002)においても示されている。太田(2002)は、3月決算の全上場および店頭登録企業が1979-1999年に公表した27,939個の経営者予想利益を6月アナリスト予想と比較し、実にその81.5%が同一であると報告している。

3.4.3 本節の要約と今後の課題

本節では、経営者予想と他の予想の比較を行っている日米の研究をサーベイしている。市場において利用可能な利益予想には、経営者予想の他にも、時系列モデルによる予想やアナリスト予想などがある。米国企業に関する初期の研究では、経営者予想と時系列モデル予想およびアナリスト予想の精度を比較し、両者の優劣について異なる結果が報告されている。経営者予想と時系列モデルの比較については、その後の研究でも明確な結論が得られていないが、ナイーブな時系列モデルによる予想よりは、経営者予想の方が精度が高いという結果が報告されている。一方、経営者予想とアナリスト予想の比較については、その後の研究で、経営者予想は、その公表前や公表時点のアナリスト予想よりも精度が高いが、公表後ある一定の期間を経過すると、アナリスト予想の方が精度が高くなるという証拠が示されている。これは、経営者が新たに公表した予測情報が、アナリストがそれまで抱いていた予想に影響を与え、結果として、アナリストが自らの予想を改訂していることを示すものといえる。

一方、日本企業が公表する経営者予想を他の予想と比較した研究は未だ非常に少ないが、経営者予想はナイーブな時系列モデルによる予想より精度が高く、経営者予想公表直後に出版される『会社四季報』のアナリスト予想とは非常に精度が近く、その後に出されるアナリスト予想より精度が劣るという結果が報告されている。しかしながら、この結果からだけでは、経営者予想がアナリスト予想に与える影響は明確ではない。今後の研究としては、経営者予想の公表前後のアナリスト予想を調査して、経営者予想がアナリスト予想に与える影響を検証する必要があるであろう。その他にも、米国における近年の研究では、アナリスト予想として、I/B/E/S, Zacks, First Call といった情報プロバイダーが提供する、複数のアナリスト予想を平均したコンセンサス予想を用いることが一般的である。わが国においても、1987年からI/B/E/S インターナショナル・データベースが日本市場のカバーを始めたのに伴って、現在ではアナリストのコンセンサス予想が利用可能である。今後は

わが国においても、『会社四季報』によるアナリストの単独予想だけでなく、I/B/E/S によるアナリストのコンセンサス予想なども用いて、経営者予想が与える影響を調査する必要があるであろう。

最後に、図表 3-3 パネル A とパネル B は、それぞれ米国企業と日本企業について、経営者予想と他の予想を比較した主要な論文の概要をまとめたものである。

図表 3-3 経営者予想と他の予想を比較した研究

パネル A : 米国企業に関する研究			
論文	サンプル	特徴	主要な発見事項
Copeland and Marioni (1972)	1968 年 50 個	経営者予想の精度を 6 つの ナイーブな時系列モデルに よる予想と比較	経営者予想はナイーブな時系列モデル による予想よりも精度が高い。
Lorek <i>et al.</i> (1976)	1966-1970 年 40 個	経営者予想の誤差を高度な 時系列モデルによる予想と 比較	経営者予想は Box-Jenkins モデルによる 予想よりも有意に誤差が大きい。
Basi <i>et al.</i> (1976)	1970-1971 年 88 個	経営者予想の精度や誤差な どをその公表前のアナリス ト予想と比較	経営者予想はその公表前のアナリスト 予想よりも精度や誤差などの点で優れ ているがその差は有意ではない。
Ruland (1978)	1969-1973 年 65 個	経営者予想の精度をナイー ブな時系列モデルによる予 想および経営者予想公表前 後のアナリスト予想と比較	経営者予想はナイーブな時系列モデル による予想よりも有意に精度が高い。経 営者予想はその公表前後のアナリス ト予想よりも精度が高いがその差は有意 ではない。
Imhoff (1978)	1971-1974 年 95 個	経営者予想の精度と誤差を その公表前のアナリスト予 想と比較	経営者予想はその公表前のアナリス ト予想よりも精度と誤差の点で若干優れ ているがその差は有意ではない。
Nichols and Groomer (1979)	1968-1970 年 87 個	経営者予想の精度や誤差な どをナイーブな時系列モ デルおよび高度な時系列モ デルによる予想と比較	経営者予想とナイーブな時系列モデル による予想では年度により結果が異な る。経営者予想は指数平滑モデルによる 予想よりも精度や誤差などの点で有意 に劣っている。
Jaggi (1980)	1971-1974 年 156 個	経営者予想の精度をその公 表前後のアナリスト予想と 比較、業種や規模の影響も 調査	経営者予想はその公表前のアナリス ト予想よりも有意に精度が高いが、公表後 のアナリスト予想とでは精度に有意な 差はない。業種や規模は両予想の精度差 に影響を与えない。
Waymire (1986)	1970-1973 年 334 個	経営者予想の精度をその公 表前後のアナリスト予想と 比較	経営者予想はその公表前のアナリス ト予想よりも有意に精度が高いが、公表後 のアナリスト予想とでは精度に有意な 差はない。過去の研究のサンプル数の少 なさを指摘している。
Hassell and Jennings (1986)	1979-1982 年 124 個	経営者予想の精度をその公 表前後のアナリスト予想と 比較、アナリスト予想の公 表時期を詳細にコントロ ール、アナリストの人数の影 響も調査	経営者予想はその公表前および公表後 4 週間までのアナリスト予想よりも有 意に精度が高く、公表後 9 週間以降の アナリスト予想よりも有意に精度が低い。 多くのアナリストがフォローしている 企業ではアナリスト予想の優位が経営 者予想公表後早い時期に生じる。

パネル B : 日本企業に関する研究

論文	サンプル	特徴	主要な発見事項
國村(1980)	1977-1979 年 405 個	経営者予想の精度をナイー ブな時系列モデルによる予 想および経営者予想公表後 のアナリスト予想と比較	経営者予想はランダム・ウォークモデル による予想よりも有意に精度が高く、予 想公表直後のアナリスト予想(週刊東洋 経済 6 月号)とは精度に差が見られず、 公表 3 ヶ月後のアナリスト予想(四季報 9 月号)よりも有意に精度が低い。
國村(1984)	1982 年 421 個	経営者予想の精度をナイー ブな時系列モデルによる予 想および経営者予想公表後 のアナリスト予想と比較	経営者予想はランダム・ウォークモデル による予想よりも有意に精度が高く、予 想公表直後の四季報 6 月号とは精度に 差がない。その後の四季報 9 月号、12 月号、翌年 3 月号よりは有意に精度が低 い。
香村(1987)	1975-1984 年 1000 個	経営者予想の誤差をナイー ブな時系列モデルによる予 想と比較	経営者予想はナイーブな時系列モデル による予想よりも誤差が有意に小さい。

3.5 まとめ

本研究は、経営者予想に関する日米の研究のサーベイを行い、わが国における経営者予想研究の今後の課題を明らかにしている。なお、経営者予想に関する研究は多岐に亘っており、本研究ではサーベイを行うに際して、「経営者予想の資本市場における有用性」、「経営者予想の特性」、「経営者予想と他の予想の比較」、の3点を中心に検討を行っている。

最初に、「経営者予想の資本市場における有用性」については、イベント・スタディ型の研究では、日米両方において経営者予想が資本市場において有用な情報を提供していることを示す数多くの証拠が提示されているが、価値関連性型の研究による経営者予想情報の有用性の調査は未だ行われていない。価値関連性型のアプローチは、株式評価における様々な会計数値の役割や重要性の測定を可能にするので、今後の研究では、経営者予想の価値関連性を調査する必要があるであろう。次に、「経営者予想の特性」と「経営者予想と他の予想の比較」に関する研究では、米国企業の経営者予想にはその予想誤差に影響を与える様々な要因が存在することや、経営者予想はアナリストが抱く期待に影響を与えていることを示す結果が多数報告されている。一方、日本企業に関しては、「経営者予想の特性」と「経営者予想と他の予想の比較」について、米国企業に関する結果と類似していることを示す断片的な証拠は存在するものの、包括的な証拠は未だ存在していない。経営者予想の特性を知ることは、わが国の予想開示のあり方に貴重な示唆を与えてくれるものであり、経営者予想がアナリスト予想に与える影響を検証することは、わが国の経営者予想の充実が却ってアナリストの質の向上を阻害しているという懸念への実証的解明に役立つものと考えられる。今後はわが国においても、米国の先行研究や日本企業固有の特性を考慮して、経営者予想に関するこれら立ち遅れた分野で証拠を蓄積していく必要があるであろう。

最後に、米国では企業の業績予想情報などを一部のアナリストのみに発表するといった慣行が以前から存在していたが、アメリカ証券取引委員会（SEC）はこれを選択的情報開示によるインサイダー取引につながりかねないとし、そのような情報を広く一般に公表することを定めた公平開示規則（Regulation Fair Disclosure）を2000年10月に施行した。それに伴って、2001年には経営者予想の公表数が前年の2倍に増加しており、経営者予想の重要性は近年高まっている（McCarthy 2003）。一方、わが国では、他国に先駆けて経営者予想開示制度が古くから確立されており、企業が公表する予測情報に関しては、その頻度

や量において、米国のみならず他の諸外国を圧倒している¹⁵。今後、この豊富な情報量を上手く生かせるリサーチ・デザインを構築できれば、他国に先んずる研究も可能であり、またそこから得られる証拠は、予想開示のあり方について大いに他国の参考と成り得るであろう。

¹⁵各国の予測情報開示の現状については、古賀(1995)を参照されたい。

[第 4 章]

経営者予想利益の価値関連性

4.1 はじめに

わが国における財務開示の最大の特徴は、わが国の証券取引所が、各事業年度の決算内容に係わる適時開示すなわち決算発表において、経営者に当期の業績内容とともに次期の業績予想を公表することを要請している点である。この経営者予想を含む決算発表は、証券取引法や商法による制度開示とは異なり、厳密には、証券取引所の指導に基づく自発開示であるが、ほとんど全ての企業がその要請に応じている。その結果、企業は、決算発表（決算短信）において、次期の売上高、経常利益、当期純利益、配当の予想値を、当期の実績値とともに公表している。

本研究の目的は、この決算短信の中で公表される経営者の利益予想情報の有用性を検証することである。米国における多くの先行研究は、経営者予想の公表に伴う市場の反応を調査し、経営者予想には情報内容（information content）が存在するというを示した（Patell 1976; Waymire 1984; Ajinkya and Gift 1984）。さらに Pownall and Waymire (1989)は、市場が経営者の予想利益と年次利益のどちらの情報により大きく反応しているかの調査を行い、経営者予想情報の公表が年次利益情報の公表よりもより大きい株価の反応を伴うことを発見した。

これと同様の結果が、日本の経営者予想を用いても報告されている。Darrough and Harris (1991)と Conroy *et al.* (1998)は、経営者の次期予想利益と実際の年次利益という同時に公表される2つの異なる種類の利益の情報内容を検証し、公表日前後の株価反応は実際利益よりも予想利益に対しての方がより顕著であるという証拠を示した。そして、単なる過去の経済事象の要約としての当期利益情報の公表よりも、企業内部者の将来利益に関する見解のほうが、株式のプライシングにより大きなインパクトを与えると結論付けた。

このような、会計情報の公表に伴う市場の反応を調査するイベント・スタディ（event study）型の研究とは対照的に、近年における会計研究の多くは、資本市場における会計情報の有用性をイベント・スタディとは異なるアプローチで検証している。これらの研究は、株価や株式リターンなどの市場における何らかの価値の尺度と、様々な会計数値との相関

を検証しており、しばしば価値関連研究 (value relevance study) と呼ばれている¹⁶。そこで本研究では、この価値関連研究のアプローチに従って、経営者予想情報の有用性の検証を行う。

なお、本章の構成は以下のものである。次節は、価値関連研究で用いられる回帰モデルの導出について述べる。第3節は、データと変数の記述統計量を示し、第4節は、経営者予想利益の価値関連性に関する結果を提示する。最後に第5節で、本章の要約を述べる。

4.2 モデルの設定

4.2.1 株価モデルとリターンモデルの導出

会計数値と企業価値との間の関係を調査するには、理論的評価モデルに基づく実証的に検証可能なモデルが必要である。残余利益モデルに Ohlson (1995)線型情報モデルを組み込むことによって導出される企業評価モデルを理論的根拠とする株価ならびにリターンモデルは、近年の価値関連研究において最も普及している回帰モデルである (Barth 2000, p. 13; Barth *et al.* 2001, p. 91)。本節では、これらの回帰モデルがどのように導出されているかについて詳細にみとみる。

残余利益評価モデル

残余利益評価モデルは、3つの基本的仮定から成り立っている。第1に、配当割引モデル (DDM) は、企業価値を将来予想配当の現在割引価値であると定義している。

$$P_t \equiv \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t \left[\frac{d_{t+\tau}}{(1+r)^\tau} \right], \quad (1)$$

P_t : 時点 t における企業価値,

$E_t[\]$: 時点 t における期待オペレーター,

d_t : 時点 t における配当額,

r : 割引率であり一定であるとしている。

第2に、株主資本簿価の増減は損益計算書からの利益と配当に限るというクリーン・サー

¹⁶価値関連性 (value relevance) に関する定義については、Barth (2000, p. 16), Holthausen and Watts (2001, p. 4), Barth *et al.* (2001, p. 79) 等を参照されたい。

プラス関係が成り立つと仮定する .

$$b_t = b_{t-1} + x_t - d_t , \quad (2)$$

b_t : 時点 t における株主資本簿価 ,

x_t : 期間 t における当期利益 .

第 3 に , 株主資本簿価の長期成長率は割引率よりも低いという収束条件を課す .

$$(1+r)^{-\tau} E_t[b_{t+\tau}] \rightarrow 0, \text{ as } \tau \rightarrow \infty . \quad (3)$$

いま(2)のクリーン・サープラス関係を(1)の配当割引モデルに代入すると ,

$$\begin{aligned} P_t &= \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t \left[\frac{b_{t+\tau-1} + x_{t+\tau} - b_{t+\tau}}{(1+r)^\tau} \right] \\ &= E_t \left[\frac{b_t + x_{t+1} - b_{t+1}}{(1+r)} + \frac{b_{t+1} + x_{t+2} - b_{t+2}}{(1+r)^2} + \frac{b_{t+2} + x_{t+3} - b_{t+3}}{(1+r)^3} + \dots \right] \\ &= E_t \left[\frac{b_t + rb_t - rb_t + x_{t+1} + (1+r)(-b_{t+1}) + b_{t+1} + x_{t+2} + (1+r)(-b_{t+2}) + b_{t+2} + x_{t+3} + \dots + (1+r)(-b_{t+\infty})}{(1+r)} \right] \\ &= E_t \left[b_t + \frac{x_{t+1} - rb_t}{(1+r)} + \frac{x_{t+2} - rb_{t+1}}{(1+r)^2} + \frac{x_{t+3} - rb_{t+2}}{(1+r)^3} + \dots - \frac{b_{t+\infty}}{(1+r)^\infty} \right] \\ &= b_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t \left[\frac{x_{t+\tau} - rb_{t+\tau-1}}{(1+r)^\tau} \right] - E_t \left[\frac{b_{t+\infty}}{(1+r)^\infty} \right] , \quad (4) \end{aligned}$$

が得られる . この式の最終項は , (3)よりゼロになると仮定されている . さらに「異常利益」を , $x_t^a \equiv x_t - rb_{t-1}$ と定義すると , (4)は , 株主資本簿価と割引期待異常利益の和として表される .

$$P_t = b_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t \left[\frac{x_{t+\tau}^a}{(1+r)^\tau} \right] . \quad (5)$$

(5)が , 通常 , 残余利益評価モデル (Residual Income Valuation Model: RIV モデル) と呼ばれる企業評価モデルである¹⁷ .

¹⁷RIV モデルは , しばしば Ohlson モデルと言及されることがあるが , これは誤りである . このモデルの起源は Preinreich (1938) , Edwards and Bell (1961) , Peasnell (1981; 1982)にまで遡ることができる . このモデルについての詳細は , Palepu *et al.* (1996, chap. 7-5)を参照されたい . Ohlson (2001, Note 2)において , 彼は , Ohlson (1995)や Feltham and Ohlson (1995) が RIV モデルと同一視されていることは遺憾であると述べている .

Ohlson (1995)線形情報モデル

Ohlson (1995)線形情報モデル (Linear Information Model: LIM) は , 異常利益の時系列過程を以下のように仮定している .

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1t+1} , \quad (6a)$$

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2t+1} , \quad (6b)$$

v_t : 異常利益以外の他の情報 ,

ω : 異常利益の持続パラメータで $0 \leq \omega < 1$ の範囲にあると予想されている ,

γ : 他の情報の持続パラメータで $0 \leq \gamma < 1$ の範囲にあると予想されている ,

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$: 標準的仮定を満たす誤差項 .

(5)の RIV モデルを(6a)(6b)の Ohlson (1995) LIM と結合すると , 次の企業評価関数が得られる .

(6a)(6b)から $x_{t+1}^a, x_{t+2}^a, x_{t+3}^a, \dots, x_{t+\tau}^a$ は (誤差項は省略されている) ,

$$x_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t ,$$

$$x_{t+2}^a = \omega^2 x_t^a + (\omega + \gamma)v_t ,$$

$$x_{t+3}^a = \omega^3 x_t^a + (\omega^2 + \omega\gamma + \gamma^2)v_t ,$$

⋮

$$x_{t+\tau}^a = \omega^\tau x_t^a + \left(\sum_{i=1}^{\tau} \omega^{\tau-i} \gamma^{i-1} \right) v_t ,$$

と表される . これらの式を(5)に代入すると ,

$$\begin{aligned} P_t &= b_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t \left[\frac{x_{t+\tau}^a}{(1+r)^\tau} \right] \\ &= b_t + E_t \left[\frac{x_{t+1}^a}{(1+r)} + \frac{x_{t+2}^a}{(1+r)^2} + \frac{x_{t+3}^a}{(1+r)^3} + \dots + \frac{x_{t+\tau}^a}{(1+r)^\tau} + \dots \right] \\ &= b_t + E_t \left[\frac{\omega x_t^a + v_t}{(1+r)} + \frac{\omega^2 x_t^a + (\omega + \gamma)v_t}{(1+r)^2} + \frac{\omega^3 x_t^a + (\omega^2 + \omega\gamma + \gamma^2)v_t}{(1+r)^3} + \dots + \frac{\omega^\tau x_t^a + \left(\sum_{i=1}^{\tau} \omega^{\tau-i} \gamma^{i-1} \right) v_t}{(1+r)^\tau} + \dots \right] , \end{aligned}$$

となる . ここで上式の右辺第 2 項を S とする . S に $\omega/(1+r)$ を乗じると ,

$$\left(\frac{\omega}{1+r}\right)S = E_t \left[\frac{\omega^2 x_t^a + \omega v_t}{(1+r)^2} + \frac{\omega^3 x_t^a + (\omega^2 + \omega\gamma)v_t}{(1+r)^3} + \dots + \frac{\omega^\tau x_t^a + \left(\sum_{i=1}^{\tau-1} \omega^{\tau-i} \gamma^{i-1}\right)v_t}{(1+r)^\tau} + \dots \right],$$

が得られる。S から $\left(\frac{\omega}{1+r}\right)S$ を引くと，

$$S - \left(\frac{\omega}{1+r}\right)S = E_t \left[\frac{\omega x_t^a + v_t}{(1+r)} + \frac{\gamma v_t}{(1+r)^2} + \frac{\gamma^2 v_t}{(1+r)^3} + \dots + \frac{\gamma^{\tau-1} v_t}{(1+r)^\tau} + \dots \right],$$

となり，これを整理すると，

$$S = E_t \left[\frac{\omega x_t^a}{(1+r-\omega)} + \frac{(1+r)v_t}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \right],$$

が得られる。つまり(5)に(6a)(6b)を代入することによって以下の評価関数が得られる。

$$P_t = b_t + \frac{\omega}{(1+r-\omega)} x_t^a + \frac{(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} v_t. \quad (7)$$

ここで異常利益 ($x_t^a \equiv x_t - r b_{t-1}$) とクリーン・サープラス関係 ($b_t = b_{t-1} + x_t - d_t$) を喚起すれば，(7)は次のように書き換えられる。

$$\begin{aligned} P_t &= b_t + \frac{\omega}{(1+r-\omega)} (x_t - r b_{t-1}) + \frac{(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} v_t \\ &= b_t + \frac{\omega}{(1+r-\omega)} (x_t - r b_t + r x_t - r d_t) + \frac{(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} v_t \\ &= \left\{ 1 - \frac{r\omega}{(1+r-\omega)} \right\} b_t + \frac{r\omega}{(1+r-\omega)} \left\{ \left(\frac{1+r}{r} \right) x_t - d_t \right\} + \frac{(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} v_t \\ &= (1-k)b_t + k(\varphi x_t - d_t) + \alpha_2 v_t, \end{aligned} \quad (8)$$

ただし $k = \frac{r\omega}{1+r-\omega}$ ， $\varphi = \frac{1+r}{r}$ ， $\alpha_2 = \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$ である。

株価モデルとリターンモデル

(8)は，企業価値を，株主資本簿価モデルと当期利益モデルの加重平均で表しており，以下の株価モデルの理論的根拠として引用されている (Easton 1999; Barth 2000)。

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t + \varepsilon_t. \quad (9)$$

また(8)は、リターンモデルの理論的根拠を与えるものを書き換えることができる。(8)に1階の階差をとり、(2)のクリーン・サープラス関係を用い、そしてその等式の両辺を P_{t-1} で除すると、以下の式が得られる。

$$Ret_t = (1-k) \frac{x_t}{P_{t-1}} + k\phi \frac{\Delta x_t}{P_{t-1}} + k\phi \frac{d_{t-1}}{P_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta v_t}{P_{t-1}}, \quad (10)$$

ただし、 $Ret_t = \frac{P_t - P_{t-1} + d_t}{P_{t-1}}$ 、 $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ 、 $\Delta v_t = v_t - v_{t-1}$ である。

(10)は以下のリターンモデルの理論的根拠と見ることができる (Easton 1999; Barth 2000)。

$$Ret_t = \beta_0 + \beta_1 x_t / P_{t-1} + \beta_2 \Delta x_t / P_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (11)$$

このように、株価モデルとリターンモデルは、ともに同じ企業評価モデルから理論的に導出される。しかしながら、両モデルとも、Ohlson (1995) LIM の重要な変数である「他の情報 v 」を無視してしまっている。この変数 v は、現在の財務諸表には反映されていないものの、株式評価において価値関連性があると考えられる情報を表している。Ohlson (2001) は、予想利益を用いて、他の情報 v の合理的算定方法を以下のように示した。

時点 t における $t+1$ 期の予想利益は、時点 t における $t+1$ 期の期待利益と等しいとする。

$$f_t = E_t[x_{t+1}],$$

f_t : 時点 t における $t+1$ 期の予想利益。

このとき、異常利益の定義に従うと、時点 t における $t+1$ 期の異常利益の期待値は予想利益を用いて以下のように表せる。

$$E_t[x_{t+1}^a] = f_t^a = f_t - rb_t,$$

f_t^a : 時点 t における $t+1$ 期の予想異常利益。

(6a)の Ohlson (1995) LIM の両辺に期待値をとって上式を用いると、他の情報 v_t は、

$$v_t = f_t^a - \omega x_t^a, \quad (12)$$

と測定される。(12)を(7)に代入すると、

$$\begin{aligned} P_t &= b_t + \frac{\omega}{(1+r-\omega)} x_t^a + \frac{(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} (f_t^a - \omega x_t^a), \\ &= b_t - \frac{\omega\gamma}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} x_t^a + \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} f_t^a, \end{aligned} \quad (13)$$

が得られる。ここで異常利益 ($x_t^a = x_t - rb_{t-1}$) を、クリーン・サープラス関係を用いて、

$$x_t^a = x_t - r(b_t - x_t + d_t),$$

$$= -rb_t + (1+r)x_t - rd_t ,$$

と書き換える．この式と， $f_t^a = f_t - rb_t$ を(13)に代入すると，

$$\begin{aligned} P_t &= b_t - \frac{\omega\gamma}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \{-rb_t + (1+r)x_t - rd_t\} + \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} (f_t - rb_t) , \\ &= \left\{ 1 + \frac{r\omega\gamma - r(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \right\} b_t - \frac{\omega\gamma}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} \{(1+r)x_t - rd_t\} + \frac{1+r}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)} f_t , \\ &= \delta_1 b_t + \delta_2 (\varphi x_t - d_t) + \delta_3 (r^{-1} f_t) , \end{aligned} \quad (14)$$

という評価関数が得られる．ただし， $\varphi = \frac{1+r}{r}$ ， $\delta_1 = \frac{(1+r)(1-\omega)(1-\gamma)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$ ， $\delta_2 = \frac{-r\omega\gamma}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$ ，

$\delta_3 = \frac{r(1+r)}{(1+r-\omega)(1+r-\gamma)}$ である．また $\delta_1 + \delta_2 + \delta_3 = 1$ であるので，(14)は，企業価値が，株主資

本簿価モデル，当期利益モデル，予想利益モデルの加重平均で表されることを示している．

このとき，従来の他の情報 v を無視した株価，リターンモデルに加えて，予想利益を変数に含む株価ならびにリターンモデルが導出される．すなわち(14)は，以下の株価モデルの理論的根拠となる．

$$P_t = \lambda_0 + \lambda_1 b_t + \lambda_2 x_t + \lambda_3 f_t + \varepsilon_t . \quad (15)$$

次に，(14)に1階の階差をとり，(2)のクリーン・サープラス関係を用い，そしてその等式の両辺を P_{t-1} で除すると，以下の式が得られる．

$$Ret_t = \delta_1 \frac{x_t}{P_{t-1}} + \delta_2 \varphi \frac{\Delta x_t}{P_{t-1}} + \delta_3 r^{-1} \frac{\Delta f_t}{P_{t-1}} + \delta_2 \frac{d_{t-1}}{P_{t-1}} + \delta_3 \frac{d_t}{P_{t-1}} , \quad (16)$$

ただし $\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$ である．(16)は，以下のリターンモデルの理論的根拠となる．

$$Ret_t = \lambda_0 + \lambda_1 x_t / P_{t-1} + \lambda_2 \Delta x_t / P_{t-1} + \lambda_3 \Delta f_t / P_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (17)$$

本研究においては，(9)(11)の通常の株価およびリターンモデルに加えて，(15)(17)の予想利益を含む，株価ならびにリターンモデルを使用することとする¹⁸．

¹⁸本節でも繰り返し述べているように，多くの価値関連研究では，研究で用いている株価・リターンモデルの理論的根拠として，残余利益モデルに Ohlson (1995)線型情報モデルを組み込んだ Ohlson/RIV モデルを挙げている．しかしながら，Ohlson/RIV モデルと株価・リターンモデルとの関係は必ずしも明瞭ではない．Ohlson/RIV モデルは，(14)に示されているように， ω や γ というパラメータさえ測定可能であれば，理論的な企業価値の数値が得られるという，会計数値を用いる企業評価モデルのひとつである．従って，Ohlson/RIV モデルを用いる研究の興味は， ω や γ を推定することによって，理論的企業価値の値を得ることにある．例えば，米国では Dechow *et al.* (1999)，日本では Ota (2002)がその代表的な論文である．

一方，株価・リターンモデルは，株価やリターンといった企業の市場価値やその変化と会計数値との関連性を調査する，いわば相関検証モデルである．従って株価・リターンモデルを用いる研究の興味の対象

なお本研究で用いる株価モデルとリターンモデルは、上述のようにも Ohlson/RIV モデルという理論的企業評価モデルに基づく回帰モデルであるが、両モデルのどちらを用いるのが好ましいかという問題は議論の分かれるところである¹⁹。最初に、計量経済学的観点からは、水準データを用いる株価モデルよりも差分データを用いるリターンモデルの方が、モデルのスペシフィケーション（model specification）の点で優れていると思われる（Plosser and Schwert 1978; Christie 1987）。さらに株価モデルには、Scale Effect という企業規模が変数に与える影響についての推定上の問題が指摘されている（Brown *et al.* 1999; Lo and Lys 2000b; Easton and Sommers 2003）。

次に、研究目的の観点から株価モデルとリターンモデルの差異について述べると、両モデルとも企業に影響を与えた事象の要約としての財務諸表データの妥当性を検証するものであるという点では同じである。しかしながら、株価モデルが、現在までに企業に影響を与えた全ての事象の要約としての財務諸表データの妥当性を検証しているのに対し、リターンモデルは、リターン測定期間における事象の要約としての財務諸表データの変化の妥当性を検証している。それ故に、リターンモデルには適時性（timeliness）という問題が存在する。適時性の問題とは、会計がその下地となっている経済事象を適時に反映せずラグを伴って報告しており、結果として財務諸表データの変化が効率的な市場における企業価値の変化と一致しないというものである（Kothari 2001; Easton and Sommers 2003; Ota 2003）。

従って、株価モデルでは価値関連性のあると判断される会計情報が、適時性を欠いているがゆえに、リターンモデルでは非常に弱い価値関連性しか見出せないという状況が存在する（Easton *et al.* 1993）。このような場合には、その会計情報には価値関連性はあるが適時性は欠如していると結論付けるのが適切であるが、リターンモデルだけを用いた結果からでは誤った結論を導いてしまう可能性がある（Barth *et al.* 2001）。もし研究目的が会計情報の適時性を調査するものであれば、リターンモデルを使用するのが適切であるだろうが、そうでない場合には株価モデルを用いる方がより研究目的に適っている場合もある。

は、企業の理論的価値を求めることではなく、企業の市場価値と調査目的の会計数値との価値関連性である。

このように Ohlson/RIV モデルと株価・リターンモデルは、本来それを用いる研究の目的が相違するものである。本研究でも多くの価値関連性研究に従って、株価・リターンモデルの理論的根拠として Ohlson/RIV モデルを挙げているが、そのつながりは、Ohlson/RIV モデルの示す理論的企業価値と関連する会計変数を用いて、その会計変数と市場価値との相関を検証するというものに過ぎない。

¹⁹この価値関連研究におけるモデル・スペシフィケーションに関する議論の詳細については、Barth *et al.* (2001), Easton and Sommers (2003), Ota (2003), 太田(2003)などを参照されたい。

以上のように、株価モデルとリターンモデルでは、計量経済学的観点からはリターンモデルの方が優れているといえるが、研究目的によっては株価モデルを用いる方が好ましい場合もある。そして株価モデルとリターンモデルの選好が明瞭でないような場合には、両方のモデルを用いて結果の感度を調査することがより説得力のある証拠に繋がると思われる (Kothari and Zimmerman 1995; Amir and Lev 1996; Ota 2003)。そこで本研究では、株価モデルとリターンモデルの両タイプのスペシフィケーションを使うこととし、具体的には、以下の4つの回帰モデルを用いる。

< 株価モデル >

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \varepsilon_t \quad \text{P1 (株価モデル } \nu \text{ 除去)},$$

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 F_t + \varepsilon_t \quad \text{P2 (株価モデル } \nu \text{ 含む)},$$

P_t : t 期末 3 ヶ月後の株価,

B_t : t 期末の 1 株当たり株主資本簿価,

E_t : t 期の 1 株当たり当期利益,

F_t : $t+1$ 期の 1 株当たり利益に関する経営者予想で、通常 t 期末から 10 週間以内に E_t と同時に公表される。

< リターンモデル >

$$Ret_t = \beta_0 + \beta_1 E_t + \beta_2 \Delta E_t + \varepsilon_t \quad \text{R1 (リターンモデル } \nu \text{ 除去)},$$

$$Ret_t = \beta_0 + \beta_1 E_t + \beta_2 \Delta E_t + \beta_3 \Delta F_t + \varepsilon_t \quad \text{R2 (リターンモデル } \nu \text{ 含む)},$$

Ret_t : $t-1$ 期末 3 ヶ月後から t 期末 3 ヶ月後までの 12 ヶ月の株式リターン²⁰,

E_t : t 期の 1 株当たり当期利益で、 P_{t-1} でデフレートされている,

ΔE_t : $t-1$ 期から t 期の 1 株当たり当期利益の変化 ($\Delta E_t = E_t - E_{t-1}$) で、 P_{t-1} でデフレートされている,

ΔF_t : $t-1$ 期から t 期の 1 株当たり経営者予想利益の変化 ($\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$) で、 P_{t-1} でデフレートされている。

P1 と R1 は、それぞれ(9)と(11)に基づく回帰モデルであり、多くの価値関連研究で用いられているものである (Easton 1999; Barth 2000)。しかしながら、両モデルとも Ohlson (1995)

²⁰株式リターンは、配当込みのリターンである。また、株式分割、減資、額面変更、中間時価発行等の、資本異動による影響は調整されている。

LIM に表れる変数「他の情報 v 」を無視している。そこで Ohlson (2001) は、予想利益を用いて v の合理的推定方法を示し、新たに(15)を提示した。P2 は(15)に基づく回帰モデルであり、Dechow *et al.* (1999) や Hand and Landsman (2005) など用いられている。最後に R2 は、P1 から R1 への変形と同様に、P2 に 1 階の階差をとった回帰モデルである。R2 を用いる先行研究は筆者の知る限り存在しておらず、本研究が最初であると思われる。

本研究では、これら P1, P2, R1, R2 の 4 つの回帰モデルを用いて、株主資本簿価、当期利益そして経営者予想利益の価値関連性の検証を行う。

4.2.2 R^2 の分解

本節では、先の 4 つのモデルを用いて、年次クロスセクションで回帰を行い、得られた R^2 を、各説明変数の増分説明力を検証するために分解している。この分解手法は、Theil (1971) によって導出され、モデルの説明変数の重要性を調査するのに広く用いられている (Collins *et al.* 1997; King and Langli 1998; Blacconiere *et al.* 2000)。

R^2 の添え字を、そのモデルの説明変数を表すこととする。例えば、P2 モデルの全 R^2 は、 $R^2_{B \cdot E \cdot F}$ と表される。P2 モデルには、 B, E, F の 3 つの説明変数があるので、 $R^2_{B \cdot E \cdot F}$ は、以下の 4 つの構成要素に分解される。

$$\text{incr}B = R^2_{B \cdot E \cdot F} - R^2_{E \cdot F},$$

$$\text{incr}E = R^2_{B \cdot E \cdot F} - R^2_{B \cdot F},$$

$$\text{incr}F = R^2_{B \cdot E \cdot F} - R^2_{B \cdot E},$$

$$\text{Common} = R^2_{B \cdot E \cdot F} - (\text{incr}B + \text{incr}E + \text{incr}F).$$

$\text{incr}B, \text{incr}E, \text{incr}F$ は、それぞれ、株主資本簿価(B)、当期利益(E)、経営者予想利益(F)の増分説明力を表している。Common は、3 つの説明変数共通の説明力で、全 R^2 と、各説明変数の増分説明力の合計との差異を表している (Theil 1971, p. 179)²¹。

また、P1 モデルの場合には、その全 R^2 は、 $R^2_{B \cdot E}$ と表される。P1 モデルには、 B, E の 2 つの説明変数しかないので、 $R^2_{B \cdot E}$ は、 $\text{incr}B = R^2_{B \cdot E} - R^2_E, \text{incr}E = R^2_{B \cdot E} - R^2_B, \text{Common} = R^2_{B \cdot E} - (\text{incr}B + \text{incr}E)$ の 3 つの構成要素に分解される。リターンモデルについても、同様の手法で、説明変数の増分説明力を算定している。

²¹Theil (1971) においては、Common は、Multicollinearity Effect と表現されている。

4.3 データと記述統計量

4.3.1 サンプル選択

サンプルは、1979–1999年の期間において、以下の基準で選択されている。

- (i) わが国の8証券市場のいずれかに上場、もしくは店頭市場に登録されている²²。
- (ii) 3月決算企業。
- (iii) 一般事業会社（金融、証券、保険を除く）。
- (iv) 経営者予想利益が「日本経済新聞」で公表されている²³。

会計データは「日経財務データ」から、株価は「株価CD-ROM 2000」から、そして株式分割、減資、額面変更などの他の必要なデータは、「会社四季報CD-ROM」から抽出している。そして、経営者予想利益は、「日本経済新聞」から収集している。(i)から(iv)の選択基準によって、29,587社年の観測値が得られた。また極端な観測値の実証結果への影響を除去するために、各年度全変数の1パーセント以下と99パーセント以上の観測値は、サンプルから除去されている²⁴。その結果、最終的なサンプル数は、株価モデルにおいて27,939社年、リターンモデルにおいて25,569社年である²⁵。

4.3.2 記述統計量

図表4-1パネルAは、株価モデルの変数の、記述統計量とピアソン相関係数を示している。株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の3つの説明変数は、いずれも株価と正の相関が見られる。とりわけ、経営者予想利益は、株価との相関が最も高く、その相関係数は、0.691である。パネルBは、リターンモデルの変数の、記述統計量とピアソン相関係数を表している。当期利益、当期利益の変化、経営者予想利益の変化の3つの説明変数は、いずれもリターンと正の相関を示している。また、株価モデルの場合と同様に、経営者予

²²8証券市場とは、東京、大阪、名古屋、札幌、新潟、京都、広島そして福岡証券市場である。

²³経営者予想利益は、ほとんど全ての企業によって公表されているものの、厳密には自発開示である。それゆえに、予想を公表しない企業も稀に存在する。

²⁴後に示す実証結果は、極値上下0.5%、1.5%、2.0%、2.5%の除去に関して頑健性がある。

²⁵リターンモデルのサンプル数が株価モデルのサンプル数よりも少ないのは、リターンモデルが、当期利益の変化、経営者予想利益の変化といった、1階の差分データを必要とするからである。従って、リターンモデルのサンプル期間は、株価モデルのサンプル期間より1年間短くなっている。

想利益の変化は、リターンとの相関が最も高く、その相関係数は 0.249 である²⁶。

説明変数間の高い相関も観察される。とりわけ、株価モデルの、当期利益と経営者予想利益の相関係数は、0.773 と非常に高い値を示している。このことは、株価モデルの回帰式に両方の変数が含まれた場合に、多重共線性の問題が懸念されることを意味している。しかしながら、多重共線性は、説明変数間の相関だけではなく、説明変数の分散によっても決定される (Maddala 1992, p. 294)。従って、多重共線性の影響は、図表 4-1 からだけでは明らかでない。そこで、株価モデルの 3 つの説明変数間の共線性の程度を調べるために、Variance-Inflation Factor (VIF) と Condition Index を計算している (Greene 2000, p. 40)²⁷。

VIF (株主資本簿価: B) = 1.79; VIF (当期利益: E) = 2.24; VIF (経営者予想利益: F) = 3.04;

$$\text{Condition Index} = \sqrt{\frac{\text{maximum characteristic root}}{\text{minimum characteristic root}}} = 4.59 .$$

VIF と Condition Index の共線性に関するベンチマークは、VIF > 10, Condition Index > 30 である (Kennedy 1998, p. 190)。得られた値はこれらの基準よりも遥かに小さい。従って、多重共線性は、モデルの推定において、重大なる問題とはならないと考えられる。

²⁶リターンモデルの説明変数の相関係数は、それぞれ対応する株価モデルの説明変数の相関係数と比較して明らかに低い。この結果は、株価モデルとリターンモデルの両方を用いた先行研究の結果と一致している (Harris *et al.* 1994; Nwaeze 1998; Francis and Schipper 1999; Lev and Zarowin 1999; Ely and Waymire 1999)。

²⁷VIF は、あるひとつの説明変数とそれ以外の全ての説明変数との相関の程度を表しており、Condition Index は、説明変数間の線形独立の度合いを表している。

図表 4-1 株価モデルとリターンモデルの記述統計量と相関係数

パネル A: 株価モデル ^a							
記述統計量 (単位: 円)	平均	標準偏差	最小値	1Qr	中央値	3Qr	最大値
株価 (P)	964.4	940.6	85.0	401.0	699.0	1160.0	12560.0
株主資本簿価 (B)	449.8	364.6	-19.4	184.2	344.8	603.0	2859.4
当期利益 (E)	20.9	31.6	-277.3	6.7	15.8	32.7	216.6
経営者予想利益 (F)	26.0	26.8	-45.9	8.3	17.3	34.8	244.0

ピアソン相関係数	P	B	E	F
株価 (P)	1.000			
株主資本簿価 (B)	0.540	1.000		
当期利益 (E)	0.542	0.498	1.000	
経営者予想利益 (F)	0.691	0.655	0.773	1.000

パネル B: リターンモデル ^b							
記述統計量	平均	標準偏差	最小値	1Qr	中央値	3Qr	最大値
リターン (Ret)	0.0588	0.4311	-0.7749	-0.2448	-0.0004	0.2693	3.3998
当期利益 (E)	0.0189	0.0553	-1.1874	0.0106	0.0218	0.0366	0.2699
当期利益の変化 (ΔE)	-0.0036	0.0545	-1.2298	-0.0084	0.0005	0.0066	0.8845
経営者予想利益の変化 (ΔF)	0.0002	0.0186	-0.1585	-0.0056	0.0000	0.0057	0.2912

ピアソン相関係数	Ret	E	ΔE	ΔF
リターン (Ret)	1.000			
当期利益 (E)	0.115	1.000		
当期利益の変化 (ΔE)	0.095	0.617	1.000	
経営者予想利益の変化 (ΔF)	0.249	0.005	0.176	1.000

^a サンプルは、27,939 社年の観測値から構成されている。

^b サンプルは、25,569 社年の観測値から構成されている。

(注) 変数の定義は以下のようである。

$P_t = t$ 期末 3 ヶ月後の株価, $B_t = t$ 期末の 1 株当たり株主資本簿価, $E_t = t$ 期の 1 株当たり当期利益, $F_t = t+1$ 期の 1 株当たり利益に関する経営者予想で通常 t 期末から 10 週間以内に E_t と同時に公表される, $Ret_t = t-1$ 期末 3 ヶ月後から t 期末 3 ヶ月後までの 12 ヶ月の株式リターン, $E_t = t$ 期の 1 株当たり当期利益で P_{t-1} でデフレートされている, $\Delta E_t = t-1$ 期から t 期の 1 株当たり当期利益の変化 ($\Delta E_t = E_t - E_{t-1}$) で P_{t-1} でデフレートされている, $\Delta F_t = t-1$ 期から t 期の 1 株当たり経営者予想利益の変化 ($\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$) で P_{t-1} でデフレートされている。

4.4 経営者予想利益の価値関連性の検証結果

4.4.1 株価モデルの結果

図表 4-2 は、P1 モデルと P2 モデルの年次クロスセクション回帰の結果をまとめたものである。P1 モデルにおいて、株価を株主資本簿価と当期利益に回帰した場合には、両変数の係数は、21 年間全ての年度において 1%水準で有意である。しかしながら、P2 モデルにおいて経営者予想利益がモデルに追加されると、株主資本簿価の係数は、21 年間の平均で、P1 モデルの 1.12 から P2 モデルの 0.64 へと低下している。また、その統計的有意性も、5%水準では全ての年度で有意ではあるものの弱くなっている。当期利益の係数については、P2 モデルでは、21 年の内 8 年においてのみ 5%水準で有意であり、また係数値も、21 年の内 14 年において負の値を示している²⁸。一方、経営者予想利益の係数は、21 年間全ての年度において、1%水準で有意であり、またその値も 21 年間の平均で 16.98 と、他の変数の係数よりも顕著に大きい値を示している²⁹。

図表 4-3(a)と(b)は、それぞれ P1 モデルと P2 モデルの説明変数の増分説明力を、グラフで表したものである。各説明変数の増分説明力と Common が、順に積み重ねられており、合計でそのモデルの全 R^2 となっている。図表 4-3(a)と(b)の比較から、P2 モデルの全 R^2 は、P1 モデルの全 R^2 より幾分高いことがわかる。ちなみに、全 R^2 の 21 年間の平均は、P1 モデルで 0.455、P2 モデルで 0.540 である。また、P2 モデルにおいて経営者予想利益がモデルに追加されると、当期利益の増分説明力は著しく減少し、ほとんど増分説明力を持たないことが伺える。さらに、経営者予想利益の増分説明力は、他の 2 つの説明変数の増分説明力よりも大きいように思われる。そこで、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の増分説明力の差異の有無を、二元配置の分散分析 (ANOVA) で検定し、その後、これら 3 つの変数の多重比較を行った結果が、図表 4-4 で示されている³⁰。経営者予想利益の増分

²⁸ Ohlson (2001)に基づく P2 と R2 モデルにおいては、当期利益(変化)の係数 α_2, β_2 は、負の値を取ることが予想されている。Hand (2001, p.124) は、その直感的解釈として、株主資本簿価と予想利益を所与とすると、当期利益が大きいほど、暗示されている利益成長率が低いということを表していると述べている。

²⁹ Dechow *et al.* (1999)と Hand and Landsman (2005)においても、Ohlson (2001)に基づいて、株主資本簿価と当期利益の他に予想利益 (1/B/E/S 予想を使用) を変数に追加したモデルを推定しており、3 変数の中で予想利益の係数値が顕著に大きく統計的有意性も最も高いという結果を報告している。

³⁰ パラメトリックな検定では、最初に二元配置 ANOVA を行い、多重比較としては、Tukey の方法を使用している。二元配置 ANOVA では、会計数値、時間をそれぞれ因子 A、因子 B とし、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益を因子 A の水準、各年度を因子 B の水準として、因子 A の水準間における差異を検定している。また繰り返しがないので、因子間の交互作用は存在しないと仮定している。そして、因子 A における 3 水準の母平均の差について、Tukey の多重比較法を用いて全ての対比較を同時に検定してい

説明力が、株主資本簿価と当期利益の増分説明力よりも、統計的に有意に大きいことが伺える。

また、これまでの年次クロスセクション回帰では、個別企業の特徴が推定結果に与える影響をコントロールできていない。そこで、P2 モデルを基にしてパネル分析を行った結果が図表 4-5 で示されている。モデルの定式化に関しては、Fixed Effects モデルを用いた個別企業効果が 1%水準で有意であり、また、年次ダミーを用いた年度効果も 1%水準で有意となっている。株価モデルでは、個別企業効果と年度効果の両方の効果をコントロールする必要があるといえる。しかしながら、全体的な結果は、モデルの定式化にあまり影響されていない。経営者予想利益は、全ての場合において、いずれも最も高い係数値と t 値を示しており、他の変数を圧倒している。

る。またこれと同様の分析を、ノンパラメトリックな検定として、Friedman 二元配置 ANOVA を使用して行っている。Tukey の方法については、永田・吉田(1997)、Friedman 二元配置 ANOVA については、Siegel and Castellan (1988)を参照されたい。

図表 4-2 株価モデルの推定結果 (1979-1999年)

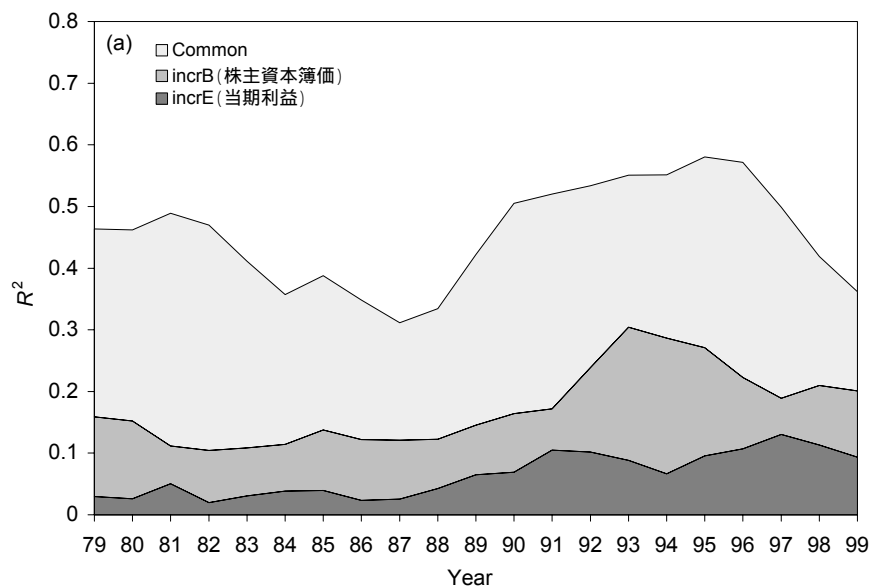
Year	観測値数	P1: $P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \varepsilon_t$			P2: $P_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 F_t + \varepsilon_t$			
		B	E	R ²	B	E	F	R ²
1979	710	1.05 (12.71)**	3.00 (5.78)**	0.464	0.77 (8.17)**	0.11 (0.16)	5.79 (5.66)**	0.512
1980	729	1.00 (10.96)**	2.92 (4.91)**	0.462	0.67 (6.74)**	-1.36 (-2.11)*	6.93 (7.34)**	0.511
1981	748	0.91 (7.12)**	5.66 (5.60)**	0.489	0.31 (2.24)*	-2.36 (-2.71)**	13.13 (9.00)**	0.585
1982	758	0.87 (8.19)**	3.10 (3.36)**	0.470	0.44 (3.99)**	-2.76 (-3.95)**	10.26 (7.53)**	0.547
1983	768	1.03 (8.24)**	5.12 (4.94)**	0.411	0.64 (4.14)**	0.13 (0.14)	9.81 (5.67)**	0.456
1984	807	1.11 (8.10)**	6.61 (5.36)**	0.357	0.55 (3.13)**	-0.69 (-0.37)	15.30 (4.47)**	0.451
1985	822	1.17 (7.98)**	6.43 (4.48)**	0.388	0.73 (4.16)**	0.33 (0.30)	11.24 (5.10)**	0.435
1986	846	1.46 (8.48)**	7.13 (4.46)**	0.348	1.07 (5.71)**	-0.43 (-0.29)	14.44 (5.78)**	0.386
1987	944	1.48 (8.52)**	8.46 (4.72)**	0.312	0.93 (5.33)**	-5.62 (-2.45)*	22.64 (7.57)**	0.371
1988	1,105	1.29 (9.50)**	10.73 (6.50)**	0.334	0.84 (6.07)**	1.63 (0.86)	15.07 (6.14)**	0.373
1989	1,301	1.17 (9.99)**	11.72 (8.78)**	0.422	0.76 (6.23)**	-0.52 (-0.27)	15.60 (7.48)**	0.470
1990	1,427	2.21 (10.88)**	22.46 (9.14)**	0.505	1.11 (5.35)**	-4.84 (-1.48)	38.11 (9.06)**	0.593
1991	1,539	1.40 (8.96)**	20.04 (9.54)**	0.520	0.75 (4.84)**	-7.57 (-2.96)**	35.35 (11.00)**	0.620
1992	1,617	0.92 (13.23)**	9.13 (10.31)**	0.534	0.52 (8.75)**	-1.71 (-1.68)	17.92 (12.62)**	0.651
1993	1,662	1.08 (20.41)**	7.17 (11.45)**	0.551	0.67 (13.75)**	-1.36 (-2.18)*	17.55 (14.98)**	0.677
1994	1,743	1.35 (20.47)**	8.13 (10.43)**	0.551	0.91 (13.20)**	-2.79 (-3.09)**	20.30 (13.38)**	0.650
1995	1,851	0.77 (19.41)**	6.96 (12.68)**	0.581	0.45 (10.35)**	-0.25 (-0.31)	13.72 (10.46)**	0.683
1996	1,986	0.95 (15.48)**	10.67 (12.55)**	0.572	0.51 (8.24)**	-0.32 (-0.47)	19.56 (16.15)**	0.680
1997	2,103	0.64 (11.02)**	11.76 (13.19)**	0.499	0.28 (4.92)**	0.48 (0.48)	17.70 (12.17)**	0.613
1998	2,207	0.62 (12.48)**	6.79 (10.22)**	0.419	0.28 (5.57)**	1.81 (4.05)**	12.01 (11.67)**	0.527
1999	2,266	1.05 (12.01)**	8.46 (8.89)**	0.362	0.28 (3.32)**	0.25 (0.27)	24.14 (12.81)**	0.559
平均	1,330.4	1.12 (11.63)	8.69 (7.97)	0.455	0.64 (6.39)	-1.33 (-0.86)	16.98 (9.34)	0.540

(注) 上段は各変数の係数, 下段括弧内は White の標準誤差に基づく t 値を載せている。変数の定義については図表 4-1 を参照されたい。

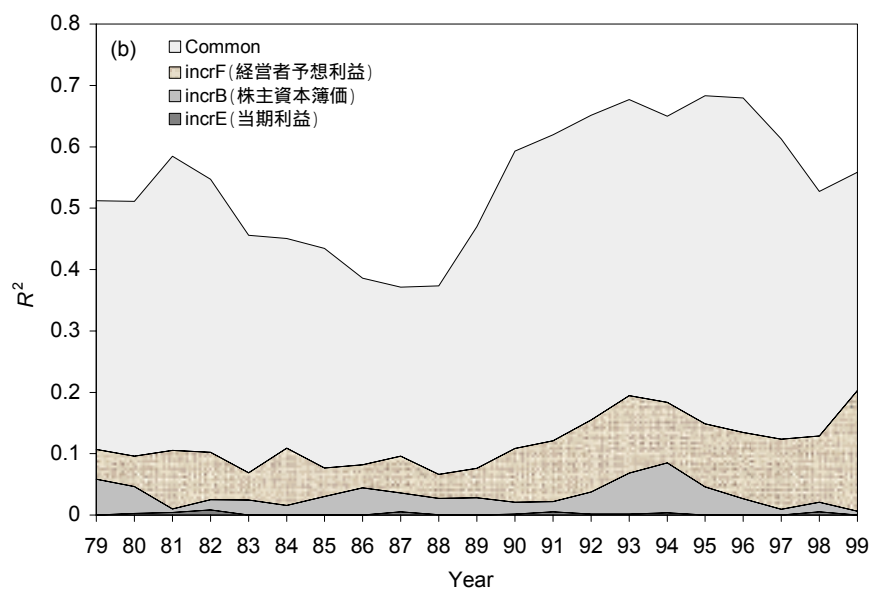
** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 4-3

(a) P1 モデルによる株主資本簿価と当期利益の増分説明力



(b) P2 モデルによる，株主資本簿価，当期利益，経営者予想利益の増分説明力



(注) 各説明変数の増分説明力と Common が⁸、順に積み重ねられており、合計でそのモデルの全 R^2 となっている。なお各変数の増分説明力と Common の算定方法については、4.2.2 を参照されたい。

図表 4-4 二元配置 ANOVA と多重比較 (株価モデル増分説明力)

二元配置 ANOVA	パラメトリック ^a		ノンパラメトリック ^b	
	$F_{(2,40)}$	54.78**	$\chi^2_{(2)}$	38.38**
多重比較				
$incrF - incrB$		0.0548**		40**
$incrF - incrE$		0.0838**		17*
$incrB - incrE$		0.0290**		23**

^a パラメトリックな検定では、繰り返しの無い二元配置 ANOVA に、Tukey の多重比較法を用いている。

^b ノンパラメトリックな検定では、Friedman の順位二元配置 ANOVA に、その多重比較法を用いている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 4-5 株価モデルのパネル分析

	B	E	F	個別企業 効果 ^a	年度効果 ^b	adj. R^2	観測値数
Pooled OLS	0.39 (17.39)**	0.68 (1.91)	20.09 (33.60)**			0.491	27,939
Pooled OLS with 年度効果	0.50 (20.38)**	-0.57 (-1.66)	19.65 (34.78)**		450.2**	0.614	27,939
Fixed Effects	0.39 (8.53)**	2.38 (8.20)**	18.93 (30.90)**	6.57**		0.654	27,939
Fixed Effects with 年度効果	0.44 (7.46)**	1.18 (4.64)**	16.16 (29.77)**	9.10**	659.0**	0.772	27,939

^a 個別企業効果は、Fixed Effects モデルを用いて推定されている。なおこの列の値は F 値である。

^b 年度効果は、年次ダミー変数を用いて推定されている。なおこの列の値は F 値である。

(注) 上段は各変数の係数、下段括弧内は White の標準誤差に基づく t 値を載せている。変数の定義については図表 4-1 を参照されたい。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

4.4.2 リターンモデルの結果

図表 4-6 は、R1 モデルと R2 モデルの年次クロスセクション回帰の結果をまとめたものである。その結果は、先の株価モデルの結果と類似している。R1 モデルにおいて、リターンを当期利益と当期利益の変化に回帰した場合には、当期利益と当期利益の変化の係数は、20 年の内それぞれ 13、17 の年度において 5%水準で有意である。R2 モデルにおいて、経営者予想利益の変化を説明変数として追加した場合にも、当期利益の係数に関しては、係数値、統計的有意性ともに大きな変化は見られない。しかしながら、当期利益の変化の係数については、係数値は 20 年間の平均で、R1 モデルの 1.40 から R2 モデルの 0.22 と顕著に小さくなっており、またその統計的有意性も 20 年の内 5 年のみ 5%水準で有意である。一方、経営者予想利益の変化の係数は、20 年間全ての年度において 1%水準で有意であり、またその値も 20 年間の平均で 6.80 と他の変数の係数よりも顕著に大きい。

図表 4-7(a)と(b)は、それぞれ R1 モデルと R2 モデルの説明変数の増分説明力を、グラフで表したものである。図表 4-7(a)と(b)の比較から、R2 モデルの全 R^2 は、R1 モデルの全 R^2 よりかなり高いことがわかる。ちなみに、全 R^2 の 20 年間の平均は、R1 モデルで 0.059、R2 モデルで 0.149 である。また、R2 モデルにおいて、経営者予想利益の変化をモデルに追加すると、当期利益の変化の増分説明力が著しく減少することが伺える。さらに、経営者予想利益の変化の増分説明力は、他の 2 つの説明変数の増分説明力よりも大きいように思われる。そこで、株価モデルのときと同様に、当期利益、当期利益の変化、経営者予想利益の変化の増分説明力の差異の有無を二元配置の分散分析(ANOVA)で検証し、その後、多重比較を行った結果が、図表 4-8 で示されている。経営者予想利益の変化の増分説明力が、当期利益と当期利益の変化の増分説明力よりも統計的に有意に大きいことが伺える。

図表 4-9 は、R2 モデルを用いたパネル分析の結果を示している。モデルの定式化については、Fixed Effects モデルを用いた個別企業効果は微小である。これは、リターンモデルがすでに 1 階の差分形式をとったモデルであるので、個別企業効果が実質的に除去されているためであると考えられる。一方、年次ダミーを用いた年度効果は、モデルの $adj.R^2$ を大きく向上させている³¹。しかしながら、全体的な結果は、モデルの定式化にあまり影響されていない。経営者予想利益の変化は、いずれの場合においても、最も高い係数値と t

³¹これは、Francis and Schipper (1999)で報告されている、サンプル期間における市場リターンのボラティリティの影響をコントロールする重要性を示唆しているものかもしれない。

値を示している。

以上、株価モデルとリターンモデル両方の結果は、Ohlson (2001)が提示する企業評価に関する3つの主要な会計変数、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の中で、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、市場における企業評価に大きな影響を与えていることを示している。

なお追加テストとして、当期利益、経営者予想利益の代わりに、経常利益、経営者予想経常利益を用いた検証も行っている。結果は、株価モデル、リターンモデルともに、 R^2 に幾分の改善が見られたが、全体的な結果に大きな変化はなく、経営者予想経常利益が最も高い価値関連性を有していた。

図表 4-6 リターンモデルの推定結果 (1980-1999年)

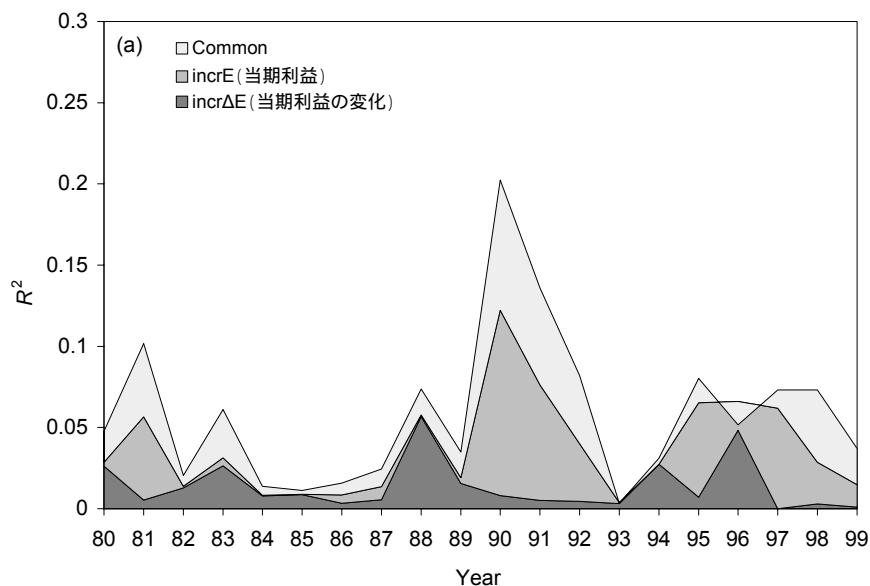
Year	観測値数	R1: $Ret_t = \beta_0 + \beta_1 E_t + \beta_2 \Delta E_t + \varepsilon_t$			R2: $Ret_t = \beta_0 + \beta_1 E_t + \beta_2 \Delta E_t + \beta_3 \Delta F_t + \varepsilon_t$			
		E	ΔE	R^2	E	ΔE	ΔF	R^2
1980	709	0.29 (1.36)	0.79 (4.40)**	0.048	0.27 (1.32)	0.36 (1.98)*	2.75 (8.09)**	0.129
1981	728	2.02 (6.43)**	0.64 (2.08)*	0.102	2.13 (7.57)**	-0.44 (-1.54)	6.31 (13.19)**	0.276
1982	746	0.15 (0.83)	0.51 (3.12)**	0.021	0.11 (0.65)	0.14 (0.92)	2.87 (10.31)**	0.143
1983	759	0.46 (1.97)*	1.24 (4.62)**	0.061	0.50 (2.25)*	0.39 (1.42)	3.39 (8.78)**	0.148
1984	766	0.17 (0.55)	0.83 (2.46)*	0.014	1.05 (3.40)**	-0.13 (-0.39)	4.59 (9.05)**	0.110
1985	802	0.06 (0.16)	0.83 (2.66)**	0.011	0.12 (0.34)	0.54 (1.76)	3.97 (5.92)**	0.053
1986	815	1.28 (2.05)*	1.11 (1.65)	0.016	1.34 (2.22)*	0.21 (0.32)	7.65 (7.74)**	0.084
1987	846	1.39 (2.66)**	1.18 (2.18)*	0.025	1.64 (3.21)**	0.13 (0.23)	7.02 (7.04)**	0.079
1988	942	0.69 (1.05)	5.82 (7.59)**	0.074	0.64 (1.04)	3.06 (3.98)**	10.67 (10.86)**	0.177
1989	1,093	1.16 (2.00)*	2.77 (4.20)**	0.035	-0.50 (-0.88)	0.78 (1.20)	10.72 (10.63)**	0.125
1990	1,290	13.65 (13.58)**	4.92 (3.62)**	0.203	10.91 (10.97)**	0.01 (0.01)	21.50 (10.96)**	0.271
1991	1,427	4.72 (10.82)**	1.60 (2.93)**	0.136	3.92 (9.72)**	-1.01 (-1.93)	13.60 (16.55)**	0.275
1992	1,530	2.20 (7.70)**	0.85 (2.72)**	0.082	2.46 (9.00)**	-0.48 (-1.52)	6.38 (12.41)**	0.166
1993	1,610	-0.21 (-1.00)	0.51 (2.25)*	0.003	-0.23 (-1.13)	-0.14 (-0.61)	3.99 (8.59)**	0.047
1994	1,645	0.06 (0.29)	1.49 (6.80)**	0.031	0.25 (1.37)	0.46 (2.08)*	6.67 (14.25)**	0.138
1995	1,746	1.37 (10.50)**	0.47 (3.68)**	0.080	1.75 (13.48)**	-0.08 (-0.60)	3.38 (11.78)**	0.148
1996	1,846	-1.16 (-5.87)**	1.94 (9.69)**	0.052	-0.50 (-2.53)*	1.26 (6.35)**	6.11 (13.14)**	0.133
1997	1,974	2.17 (11.46)**	0.07 (0.42)	0.073	2.56 (14.25)**	-0.60 (-3.60)**	6.64 (16.38)**	0.184
1998	2,097	0.82 (7.61)**	0.27 (2.58)**	0.073	0.94 (9.21)**	0.01 (0.10)	3.40 (15.67)**	0.171
1999	2,198	0.59 (5.64)**	0.15 (1.44)	0.037	0.87 (8.54)**	-0.10 (-1.01)	4.41 (14.54)**	0.122
平均	1,278.5	1.59 (3.99)	1.40 (3.55)	0.059	1.51 (4.70)	0.22 (0.46)	6.80 (11.29)	0.149

(注) 上段は各変数の係数, 下段括弧内は White の標準誤差に基づく t 値を載せている. 変数の定義については図表 4-1 を参照されたい.

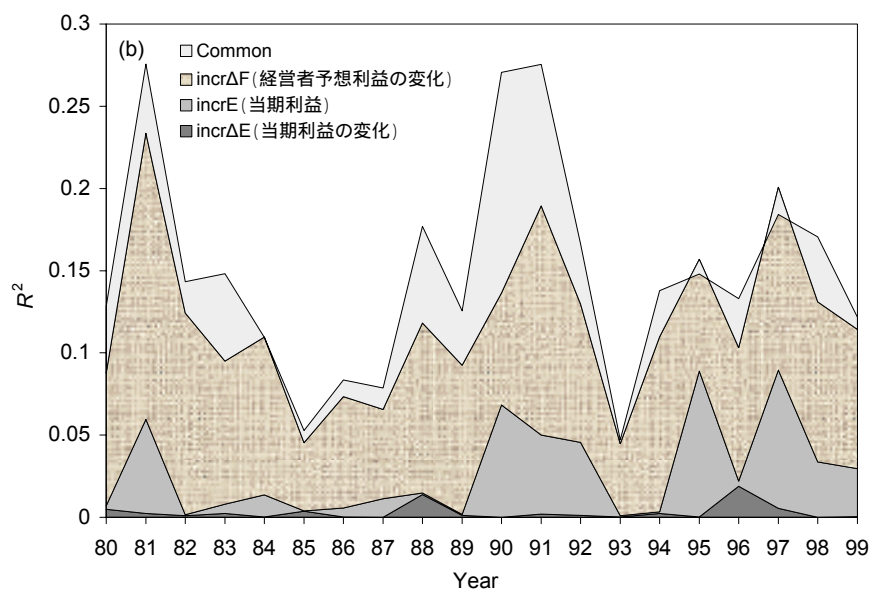
** 1%水準で有意 * 5%水準で有意.

図表 4-7

(a) R1 モデルによる，当期利益と当期利益の変化の増分説明力



(b) R2 モデルによる，当期利益，当期利益の変化，経営者予想利益の変化の増分説明力



(注) 各説明変数の増分説明力と Common が⁸、順に積み重ねられており、合計でそのモデルの全 R^2 となっている。なお各変数の増分説明力と Common の算定方法については、4.2.2 を参照されたい。

図表 4-8 二元配置 ANOVA と多重比較 (リターンモデル増分説明力)

	パラメトリック ^a		ノンパラメトリック ^b	
	$F_{(2,38)}$	72.65**	$\chi^2_{(2)}$	25.9**
二元配置 ANOVA				
多重比較				
incr ΔF – incr E		0.0652**		31**
incr ΔF – incr ΔE		0.0871**		23**
incr E – incr ΔE		0.0219*		8

^a パラメトリックな検定では、繰り返しの無い二元配置 ANOVA に、Tukey の多重比較法を用いている。

^b ノンパラメトリックな検定では、Friedman の順位二元配置 ANOVA に、その多重比較法を用いている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 4-9 リターンモデルのパネル分析

	E	ΔE	ΔF	個別企業 効果 ^a	年度効果 ^b	adj. R^2	観測値数
Pooled OLS	1.04 (10.90)**	-0.25 (-2.78)**	5.90 (28.27)**			0.076	25,569
Pooled OLS with 年度効果	0.83 (10.66)**	0.03 (0.38)	4.97 (27.01)**		1259.9**	0.522	25,569
Fixed Effects	1.08 (9.97)**	-0.32 (-3.22)**	5.70 (28.54)**	0.71		0.050	25,569
Fixed Effects with 年度効果	0.86 (10.01)**	-0.03 (-0.39)	4.80 (28.87)**	1.06*	1222.8**	0.525	25,569

^a 個別企業効果は、Fixed Effects モデルを用いて推定されている。なおこの列の値は F 値である。

^b 年度効果は、年次ダミー変数を用いて推定されている。なおこの列の値は F 値である。

(注) 上段は各変数の係数、下段括弧内は White の標準誤差に基づく t 値を載せている。変数の定義については図表 4-1 を参照されたい。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

4.5 まとめ

本研究では、わが国における 1979–1999 年の 21 年間の、株主資本簿価、当期利益および経営者予想利益の価値関連性を、Ohlson (2001)のフレームワークに基づいて検証している。なお検証にあたり、株価モデルとリターンモデルという 2 種類のモデル・スペシフィケーションのどちらを用いるべきかという点については議論の分かれるところであるので、本研究では Kothari and Zimmerman (1995)や Amir and Lev (1996)に従って、株価モデルとリターンモデルの両方を用いている。

主要な結果は、次の様である。(i)経営者予想利益は株価との相関が最も高い、()経営者予想利益を変数としてモデルに追加すると、当期利益の増分説明力は著しく減少しほとんど価値関連性を持たない、()経営者予想利益の増分説明力は、株主資本簿価および当期利益の増分説明力よりも統計的に有意に大きい、()リターンモデルを用いて得られた結果も株価モデルの結果と同様である。これらのことから、Ohlson (2001)が提示する企業評価に関する 3 つの主要な会計数値、株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の中で、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、市場における企業評価に大きなインパクトを与えているといえる。その反面、過去の経済事象の要約としての当期利益情報は、将来の事象における期待が企業価値を決定する傾向のある証券市場においては、その価値は非常に限られたものであるのかもしれない。

[第 5 章]

経営者予想利益の特性

5.1 はじめに

日本と諸外国における財務開示の最大の相違は、わが国のほとんど全ての上場企業が次期の利益予想を公表するという点にある。この慣習は、1974年に東京証券取引所が重要な会計情報の予測を開示するように要請する文書を上場企業に送付したことに始まる。予想数値の公表は厳密には自発開示であるが、ほとんどの企業がその要請に従っており、結果として、決算発表時に配布される決算短信において、売上高、経常利益、当期純利益、配当に関する次期の予想数値が、当期の実績値とともに公表されている³²。

米国における近年の研究では、経営者予想利益のシステマティックなバイアスに関連する幾つかの要因を発見している。例えば、Frost (1997)と Koch (2002)は、財務的困窮企業の公表する経営者予想には楽観的バイアスが存在することを報告している。また Choi and Ziebart (2000)や Irani (2000)では、企業規模、業績、異常利益成長率等が経営者予想におけるバイアスと関連している証拠を示した。一方、わが国においては、経営者予想の公表が財務開示制度上の大きな特徴であるにもかかわらず、経営者予想の特性に関する研究は現在までほとんど行われていない。この経営者予想に関する研究の欠如の大きな原因としては、わが国では経営者予想のデータベースが電子媒体で利用不可能であるので、それを手作業で収集しなければならないことが挙げられる。

本研究の第1の目的は、1979–1999年の期間に公表された28,000個の経営者予想をサンプルとして、経営者予想に存在するバイアスの決定要因を調査することである。本研究では、以下の10個の要因の影響を調査している。その要因とは、マクロ経済的影響、業種、企業規模、上場市場、外部資金調達、財務的困窮、過去の経営者予想誤差、成長性、赤字、経営者配当予想である。単変量および多変量分析の結果は、これらの要因が全て予想誤差と関連していることを示している。分析の主要な発見事項は、(1)年次経営者予想誤差平均値は年次GDP成長率と高い相関がある($r = 0.863$)、(2)規制産業に属する企業は悲観的な経

³²本研究では、特別の注記がない限り、経営者予想とは当期純利益に関する予想のことを意味している。

営者予想を公表する，(3)小企業および店頭企業の経営者予想は楽観的である，(4)新株発行による資金調達を行った企業の経営者予想は悲観的である，(5)財務的困窮企業ならびに赤字企業の経営者予想は楽観的である，(6)過去の経営者予想が悲観的（楽観的）であった企業は当期の経営者予想においても悲観的（楽観的）である，(7)増配予想である企業の経営者予想利益は悲観的である，というものである．

本研究の第2の目的は，経営者予想におけるシステムティックなバイアスが，株価に反映されているかどうかを調査することである．企業の将来業績については，内部者である経営者と外部者の間で情報の非対称性が存在するので，投資家が経営者の公表する予想を自らの予想の基礎として用いるのは合理的かつ実用的である．もし投資家が経営者予想を額面どおりに受け取っていると仮定すると，楽観的な利益予想を公表する企業の株価は割高となり，悲観的な利益予想を公表する企業の株価は割安となるであろう．従って，相対的に悲観的な予想を公表する企業の株を空買いし，逆に相対的に楽観的な予想を報告する企業の株を空売りするという投資戦略を行えば，正の異常リターンが得られると予想される．そこでこの仮説を検証するために，各企業について経営者予想誤差の予測値を推定した．なおその際に，投資戦略を実際に実行可能にするために事前（*ex ante*）要因のみを推定モデルの独立変数として用いている．経営者予想誤差の予測値に基づくヘッジ・ポートフォリオ戦略の結果は，検証を行った15年の内14年で正の異常リターンが獲得されることを示すものであった．このことは，経営者予想に存在するシステムティックな予想誤差が，完全には株価に織り込まれていないことを示唆しているといえる．

なお本研究の構成は以下のようなものである．次節ではデータについて記述し，第3節では経営者予想におけるバイアスの決定要因を調査する．第4節では経営者予想におけるシステムティックなバイアスに対する市場の認知度を調査し，最終節では本研究を総括する．

5.2 データ

5.2.1 サンプル選択

サンプルは1979–1999年の期間に以下の基準で選択されている．

- (i) わが国の8証券市場のいずれかに上場，もしくは店頭市場に登録されている．
- (ii) 3月決算企業（78%の上場企業）．

(iii) 一般事業会社（95%の上場企業）。

8 証券市場とは、東京、大阪、名古屋、札幌、新潟、京都、広島そして福岡証券市場である³³。東京証券取引所はその中で最大の取引所である。1999年6月時点で、上場企業2,433社の内1,854社が東京証券取引所に上場しており、取引高と取引額は全取引の80~90%を占めている。店頭市場は新興の小さい企業から構成されており、1999年6月時点で853社が登録されている。しかしながら、取引量や取引高では全取引のわずか2~4%を占めているに過ぎない。

会計データは「日経財務データ」から、株価は「株価CD-ROM 2000」から、その他の必要なデータは「会社四季報CD-ROM」から抽出している。そして、経営者予想利益は、「日本経済新聞」から収集している³⁴。これらの選択基準によって、29,177社年の観測値を得ている。

5.2.2 経営者予想誤差

経営者予想誤差は、以下で定義しているように、実際利益と予想利益の差を期首の株価でデフレートしたものをを用いている。

$$MFERR_{i,t} = \frac{E_{i,t} - MF_{i,t}}{P_{i,t}},$$

$MFERR_{i,t}$ ：企業 i の t 期における経営者予想誤差，

$E_{i,t}$ ：企業 i の t 期における実際の1株当たり当期純利益，

$MF_{i,t}$ ：企業 i の公表する t 期における1株当たり当期純利益予想値で、通常 t 期首から10週間以内に公表される，

$P_{i,t}$ ：企業 i の t 期首における株価。

（企業を表す下添字 i は簡略化のために以下では省略されている。）

正の $MFERR$ は悲観的予想を意味し、逆に負の $MFERR$ は楽観的予想を意味している。極端な観測値の検証結果への影響を緩和するために、 $MFERR$ の極値上下1%は観測値から

³³現在では、新潟と広島証券取引所は東京証券取引所に吸収合併（2000年3月）され、京都証券取引所は大阪証券取引所に併合（2001年3月）されている。また店頭市場も2004年12月に証券取引所へと業態転換し、現在ではジャスダック証券取引所と呼ばれている。

³⁴「日本経済新聞」は、1974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、次期の経営者予想を掲載し始めた。初期の年度においては、経営者予想を公表しない企業も数多く見られるが、1979年頃までには、ほとんどの企業が経営者予想の公表を行っている。従って、本研究のサンプル期間は1979-1999年に限定されている。

除去されている³⁵。これにより、最終サンプルは 28,593 社年となっている³⁶。

5.3 経営者予想利益におけるバイアスの決定要因

5.3.1 単変量分析

本節では、経営者予想のバイアスと関連していると思われる要因の特定を試みている。わが国では、経営者予想におけるシステムティックなバイアスを調査する研究がほとんど存在しないので、本節で検証されている要因の多くは、米国における経営者予想の研究に基づいている。

マクロ経済的影響

米国における経営者予想バイアスに関する研究では、サンプル期間によって異なる結果が報告されている。1960年代から1970年代初期のデータを用いた研究では、経営者予想の楽観性を示す証拠が提示されている (McDonald 1973; Basi *et al.* 1976; Patell 1976; Penman 1980; Waymire 1984; Ajinkaya and Gift 1984)。しかしながら、1970年代後半から1980年代のデータを用いた研究では、経営者予想の楽観性を示す証拠は発見されなかった (McNichols 1989; Frankel *et al.* 1995)。さらに Bamber and Cheon (1998)では1981–1991年、Irani (2000)では1990–1995年の期間の経営者予想データを用いて、ともに経営者予想の楽観性を検出している。この様に、サンプル期間によって経営者予想のバイアスに関する結果は影響を受けているのである。

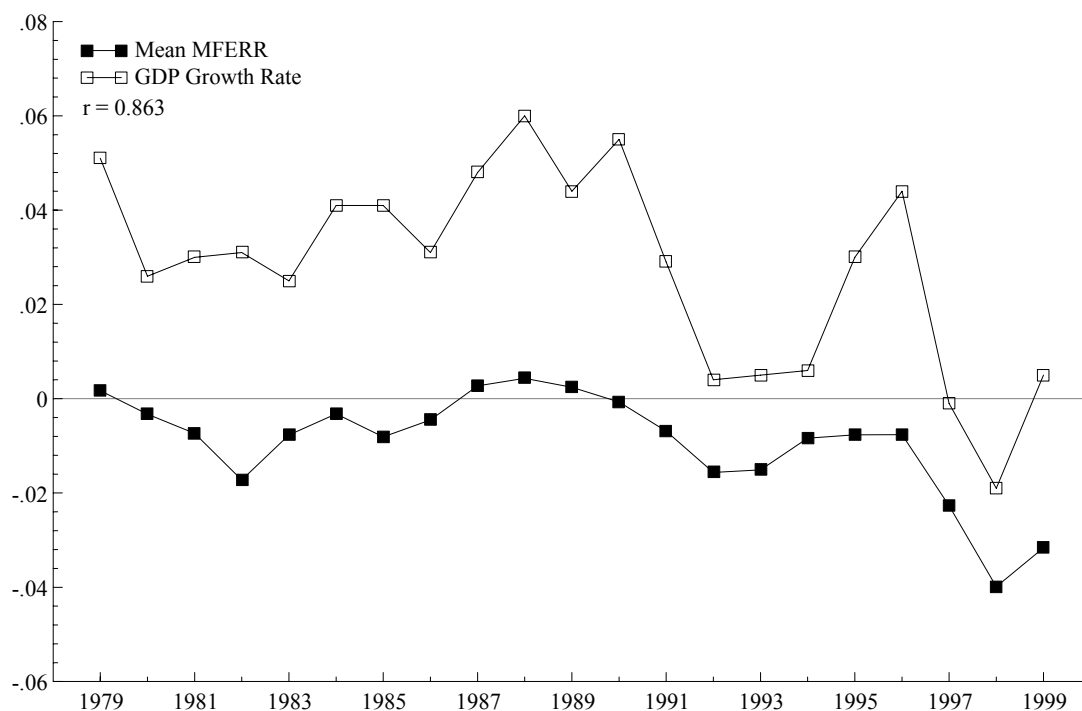
図表 5-1 は 1979–1999 年の期間の年次 *MFERR* 平均値をプロットしたものである。21 年間の検証期間の内、年次 *MFERR* 平均値が負であるのが 17 年で、正であるのが 4 年である。年次 *MFERR* 平均値は、1979 年と 1990 年の 2 年間を除いて、全て 5% 水準以上で有意にゼロとは異なっている。興味深いのは、年次 *MFERR* 平均値が 1987–1989 年の期間において正であるということである。この期間は 1980 年代後半のバブル経済の時期と一致している。図表 5-1 には 1979–1999 年の期間の年次実質 GDP 成長率も併せてプロットしている。年次 *MFERR* 平均値と実質 GDP 成長率は、その変動パターンが相似していることが見て取れる。

³⁵後に示す実証結果は、極値上下 0.5% と 1.5% の除去に関して頑健性がある。

³⁶分析が 1 階の差分データやラグ付きの変数を必要とする場合には、サンプル期間やサンプル数はそれに応じて小さくなっている。

ちなみに、両者の相関係数は 0.863 であり、1%水準で統計的に有意である³⁷。

図表 5-1 年次経営者予想誤差平均値と実質 GDP 成長率：1979–1999^a



^a この図表は 1979–1999 年の期間における、年次の MFERR 平均値と実質 GDP 成長率を表している。
(注) 変数の定義は以下のものである。

$MFERR_t = (E_t - MF_t) / P_t$ 、ただし、 E_t は t 期の実際の 1 株当たり当期純利益、 MF_t は経営者の公表する t 期の 1 株当たり当期純利益予想値、 P_t は t 期首における株価である。観測値数の合計は 28,593 個である。

このことは、経営者が次期のマクロ経済的状況を正確に予測することができず、利益予想を現在の経済状況に基づいて行っていることを示唆している。それゆえに、経営者予想は景気の上向きな時期には悲観的になりがちで、逆に景気が下降している時期には楽観的になりがちなのである³⁸。このように、経営者予想誤差はマクロ経済的要因に大きく影響されているといえる。

³⁷年次 MFERR 中央値を用いても結果に大きな影響はない。年次 MFERR 中央値と実質 GDP 成長率との相関係数は 0.826 である。

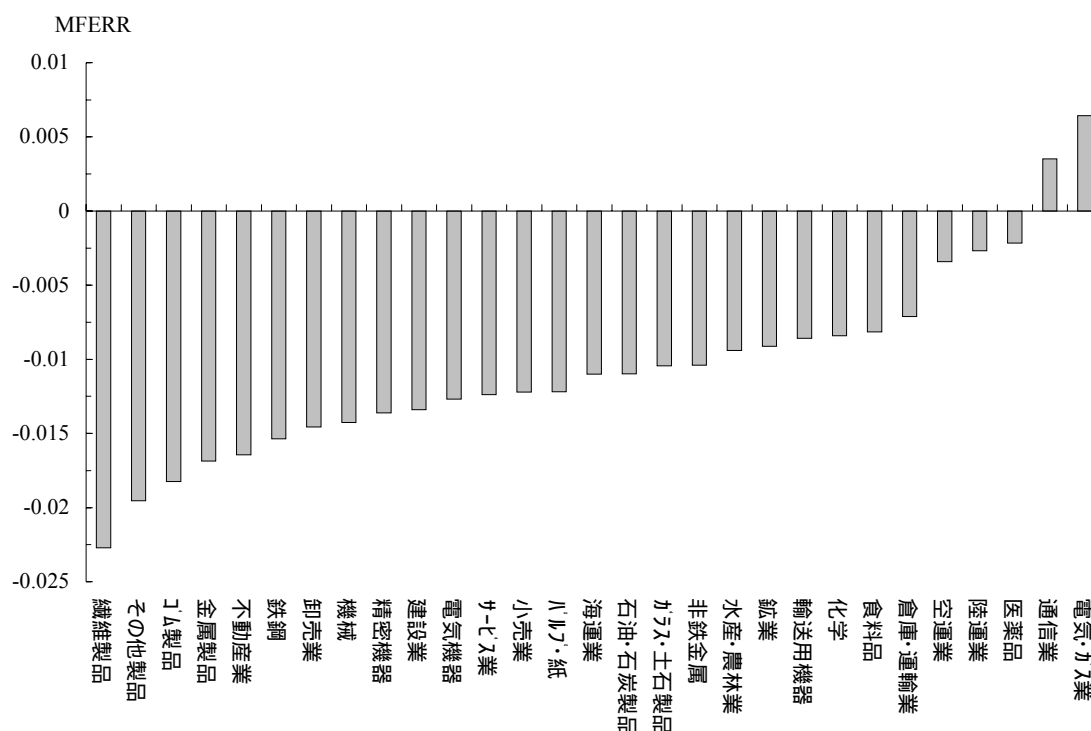
³⁸米国経済は 1982 年に過去 50 年で最悪の -2.0% の実質 GDP 成長率を記録しており、McNichols (1989) は同年に非常に大きな負の経営者予想誤差を報告している。

業種

実証会計理論 (Positive Accounting Theory) は、規制産業の経営者には、過度に儲かっているように見られるのを回避するために、報告利益を減少させるインセンティブが存在すると論じている (Watts and Zimmerman, 1986)。これと同様の議論で、規制産業の経営者には、過度に儲かっている利益予想を公表するのを回避するインセンティブがあると考えられる。従って、規制産業の経営者予想は、他業種と比べて相対的に悲観的であることが予想される。

図表 5-2 は、業種別の MFERR 平均値を表している。調査された 29 業種の内、27 業種の MFERR 平均値が負であり、電気・ガス業と通信業の 2 業種の MFERR 平均値のみが正である。これら 29 業種の MFERR 平均値は、全て 5%水準以上で有意にゼロと異なっている。電気・ガス業と通信業の両方とも規制産業に属しているので、規制産業に属する企業には、他業種と比べて相対的に悲観的な利益予想を公表する動機があるといえる。

図表 5-2 業種別の経営者予想誤差平均値^a



^a この図表は業種別の平均 MFERR を表している。サンプル企業は、日経中分類に従って 29 業種に分類されている。変数の定義については図表 5-1 を参照されたい。観測値数の合計は 28,593 個である。

規模と市場効果

アナリスト予想に関する先行研究では、企業規模がアナリストの利益予想バイアスと関連しており、小企業に対するアナリスト予想は大企業に対する予想よりも楽観的であるという報告がなされている (Brown 1997; Das *et al.* 1998; Matsumoto 2002) . Choi and Ziebart (2000)においても、理論的な説明はなされていないが、経営者予想にもアナリスト予想と同様の規模に関する予想バイアスが存在することが確認されている .

この規模に関する経営者予想バイアスの理論的説明としては、大企業の経営者が自ら公表する利益予想を、利害関係者へのコミットメントであると意識していることが考えられる . 従って、彼らの予測は、その予想値に達しないことを恐れて控えめになりがちなのである . 一方、小企業の経営者は、自ら公表する利益予想を次期の目標値であると意識していることが考えられる . 結果として、彼らの予測は楽観的になりがちなのである . これは、企業規模が小さいだけでなく、会社設立からの年月が浅い店頭企業にとりわけ顕著であるかもしれない .

このような経営者予想バイアスに関する規模効果や市場効果を検証するために、以下で示す回帰モデルを用いている .

$$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNMVE_t + \varepsilon_t$$

$LNMVE_t$: t 期首 3 ヶ月後におけるインフレ調整済み時価総額に自然対数をとった値 .

図表 5-3 パネル A は、規模効果の推定結果を示している . $LNMVE$ の係数は 0.0055 と正であり、統計的にも有意である . これは、企業規模が大きくなるほどその経営者予想が悲観的になることを意味している . 次に、市場効果を検証するために、上場企業と店頭企業の $MFERR$ 平均 (中央) 値差を検証しており、図表 5-3 パネル B はその結果を示している . 上場企業と店頭企業の $MFERR$ 平均 (中央) 値はそれぞれ、 -0.0110 (-0.0011) と -0.0189 (-0.0045) であり、その差は 1% 水準で有意である . 従って、店頭企業の経営者予想は上場企業の経営者予想よりも楽観的であるといえる .

最後に、規模効果、市場効果そして両効果の交互作用を同時に検証するために、以下の回帰モデルの推定を行っている .

$$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNMVE_t + \alpha_2 OTC_t + \alpha_3 OTC_t * LNMVE_t + \varepsilon_t$$

$$OTC_t : \begin{cases} 1 & \text{店頭企業} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

$$OTC*LN MVE_t : \begin{cases} LN MVE_t & \text{店頭企業} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

その結果は図表 5-3 パネル C で示されており、全ての変数の係数が統計的に有意であることがわかる。これらの結果から、小規模な企業ほどその経営者予想は楽観的であり、その中でもとりわけ店頭企業の公表する予想が楽観的であるといえる。

図表 5-3 規模と市場効果

パネル A：規模効果						
回帰モデル		$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LN MVE_t + \varepsilon_t$				
	α_0	α_1		adj. R^2	観測値数	
係数 (t 値)	-0.0692 (-39.33)**	0.0055 (32.85)**		0.036	28,593	

パネル B：市場効果						
	観測値数	MFERR 平均値	MFERR 中央値	平均値差 ^a	中央値差 ^b	
上場企業	24,738	-0.0110	-0.0011	0.0079	0.0034	
店頭企業	3,855	-0.0189	-0.0045	(8.73)**	(12.42)**	

パネル C：規模効果と市場効果						
回帰モデル		$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LN MVE_t + \alpha_2 OTC_t + \alpha_3 OTC*LN MVE_t + \varepsilon_t$				
	α_0	α_1	α_2	α_3	adj. R^2	観測値数
係数 (t 値)	-0.0643 (-32.95)**	0.0051 (27.61)**	-0.0540 (-8.65)**	0.0058 (8.66)**	0.039	28,593

^a 異分散 t 検定を用いており、その t 統計量を括弧内に載せている。

^b ウィルコクソン順位和検定を用いており、その z 統計量を括弧内に載せている。

(注) 変数の定義は以下のようである。LN MVE_{*t*} : ln(MVE_{*t*}/消費者物価指数)。

$$OTC_t : \begin{cases} 1 & \text{店頭企業} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}, OTC*LN MVE_t : \begin{cases} LN MVE_t & \text{店頭企業} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} . \text{その他の変数については図表 5-1 を参照され$$

たい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

外部資金調達

Frankel *et al.* (1995)は、企業の利益予想の開示頻度と資本市場での資金調達との間に正の相関があることを示した。しかしながら、資金調達を行っている企業の経営者予想に統計的に有意なバイアスは検出されず、彼らは、法的責任と社会的評判が経営者に楽観的な予

想を公表する抑止力となっていると推論した。同様に、Irani (2000)においても、近い将来に資本市場から資金調達を計画している企業の公表する経営者予想には楽観的なバイアスが存在するという仮説を立てて検証を行っているが、やはりその予想に楽観性は発見されなかった。

両研究のリサーチ・デザインに関する問題点としては、両研究とも社債発行による資金調達と新株発行による資金調達とを同様に扱っていることが指摘される。なぜなら、株式への投資家は株価に影響を与える企業業績に敏感であるが、社債への投資家は短期的な業績よりもむしろデフォルト・リスクに関心があると考えられるからである。従って、新株発行企業は、社債発行企業よりも企業業績に関する投資家の目に敏感であると考えられる。事実、Richardson *et al.* (2004)では、新株発行企業の経営者が、実際利益がアナリスト予想を下回るのを回避するために、アナリスト予想を達成可能なレベルに誘導しているという証拠を示している。

これらの理由に基づいて、本研究では社債発行企業と新株発行企業を区別して取り扱い、それぞれの企業の経営者予想におけるバイアスの検証を行っている。

図表 5-4 パネル A は、社債発行企業の *MFERR* 平均（中央）値が非発行企業の *MFERR* 平均（中央）値よりも高く、 -0.0061 (-0.0003)と -0.0135 (-0.0017)、また両者の平均（中央）値差が統計的に有意であることを示している。これと同様の傾向が新株発行企業と非発行企業の *MFERR* 平均（中央）値、 0.0028 (0.0020)と -0.0126 (-0.0015)、にも観察される。これらの結果は、社債や新株発行企業の経営者予想が非発行企業と比べて相対的に悲観的であることを意味している。しかしながら、社債発行企業は、電力債や鉄道債に代表されるように大企業に偏りがちであり、前節における検証からは大企業の経営者予想は悲観的になりがちであるという結果が得られている。そこで規模効果の影響を調査するために、全ての観測値を *LNMVE* のランキングに応じて 5 つの同じ大きさのポートフォリオに分類し、各ポートフォリオの社債および新株発行企業数を集計している。図表 5-4 パネル B は、社債発行企業数は企業規模ポートフォリオが大きくなるに連れて急激に増加するが、新株発行企業にはそのような傾向は観察されないことを示している。

図表 5-4 外部資金調達

パネル A：外部資金調達						
	観測値数	MFERR 平均値	MFERR 中央値	平均値差 ^a	中央値差 ^b	
社債発行企業	5,754	-0.0061	-0.0003	0.0074	0.0014	
非発行企業	22,839	-0.0135	-0.0017	(14.37)**	(10.48)**	
新株発行企業	1,072	0.0028	0.0020	0.0154	0.0035	
非発行企業	27,521	-0.0126	-0.0015	(29.21)**	(17.02)**	

パネル B：企業規模が外部資金調達に与える影響						
	企業規模 ^c (1P は最小で 5P は最大)					計
	1P	2P	3P	4P	5P	
社債発行企業数	365	602	912	1,395	2,480	5,754
新株発行企業数	118	278	266	239	171	1,072

パネル C：外部資金調達と規模効果						
回帰モデル	$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNMVE_t + \alpha_2 BONDS_t + \alpha_3 OFFER_t + \varepsilon_t$					
	α_0	α_1	α_2	α_3	adj. R^2	観測値数
係数 (t 値)	-0.0693 (-37.98)**	0.0055 (30.63)**	0.0004 (0.52)	0.0151 (11.09)**	0.040	28,593

^a 異分散 t 検定を用いており、その t 統計量を括弧内に載せている。

^b ウィルコクソン順位和検定を用いており、その z 統計量を括弧内に載せている。

^c $LNMVE_t$ のランキングに応じて 5 つの同じ大きさのポートフォリオに割り当てている。1P は最小の時価総額を有する企業から成り、5P は最大の時価総額を有する企業から構成されている。

(注) 変数の定義は以下のものである。

$$BONDS_t : \begin{cases} 1 & t \text{ 期に普通社債または転換社債を発行している} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}, OFFER_t : \begin{cases} 1 & t \text{ 期に新株発行を行っている} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} . \text{そ}$$

他の変数については図表 5-1 を参照されたい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

そこで企業規模が経営者予想誤差に与える影響をコントロールするために、以下の回帰式を推定している。

$$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNMVE_t + \alpha_2 BONDS_t + \alpha_3 OFFER_t + \varepsilon_t,$$

$$BONDS_t : \begin{cases} 1 & t \text{ 期に普通社債または転換社債を発行している} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} ,$$

$$OFFER_t : \begin{cases} 1 & t\text{期に新株発行を行っている} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} .$$

その推定結果が図表 5-4 パネル C に示されている。新株発行企業の経営者予想は企業規模の影響をコントロールした後でも依然悲観的であるが、社債発行企業の経営者予想にはもはやそのような傾向は見られない。これらの結果は、資金調達方法の種類によって経営者予想のバイアスに与える影響が異なっており、新株発行企業の公表する経営者予想が悲観的であることを示している。

財務的困窮

先行研究では、財務的に困窮している企業が公表する財務開示情報には、楽観的バイアスが存在することが報告されている。例えば Frost (1997) は、「限定意見監査報告書」を受け取った企業をサンプルにして調査を行い、財政状態が悪化している企業はその将来業績について過度に楽観的な予想をしているという証拠を得た。また Koch (2002) は、財政状態が悪化している企業の公表する予想利益はそうでない企業の予想利益よりも過度に楽観的であり、アナリストはそのような予想利益を信用性の低い情報であると見なしていると指摘している。これら 2 つの先行研究が単変量分析であるのに対して、Irani (2000) は多変量分析を行い、関連する他の要因をコントロールした後でも、経営者予想利益の楽観度と財務的困窮度の間に正の相関があるという証拠を示した。その他にも、Betker *et al.* (1999) では、米連邦破産法第 11 章を申請した企業の「破産情報開示書」に含まれる将来財務予想の数字には、楽観的なバイアスが存在すると報告している。

Koch (2002) や Irani (2000; 2001) における研究では、財務的困窮度は、Ohlson (1980) 倒産確率モデルを用いて測定されている。しかしながら、そのモデルで使用されている係数値は米国企業をサンプルとして得られたものであるため、それをそのまま日本企業に適用することはできない。そこで本研究では、Ohlson (1980) 倒産確率モデルで用いられている変数を用いて主成分分析を行い、その第 1 主成分から得られる主成分得点を財務的困窮度の代理変数として用いている。Ohlson (1980) 倒産確率モデルには以下の 9 つの変数が含まれているが、*SIZE* はすでに *LN MVE* で表されているので、実際の分析には *SIZE* を除く 8 つの変数を用いている。

$$SIZE : \ln \left(\frac{\text{総資産}}{\text{GNP物価水準指標}} \right), TLTA : \left(\frac{\text{総負債}}{\text{総資産}} \right), WCTA : \left(\frac{\text{運転資本}}{\text{総資産}} \right),$$

$$CLCA : \left(\frac{\text{流動負債}}{\text{流動資産}} \right), NITA : \left(\frac{E_t}{\text{総資産}} \right), FUTL : \left(\frac{\text{営業キャッシュフロー}}{\text{総負債}} \right),$$

$$INTWO : \begin{cases} 1 & \text{二期連続で赤字} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}, OENEG : \begin{cases} 1 & \text{債務超過} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}, CHIN : \frac{E_t - E_{t-1}}{|E_t| + |E_{t-1}|}.$$

図表 5-5 パネル A は、これらの変数を用いた主成分分析の結果を示している。第 1 主成分の因子負荷量の符号を見ると、全て Ohlson (1980)倒産確率モデルによる予想符号と一致しており、第 1 主成分が財務的困窮度を表していることが伺われる。この第 1 主成分から得られる主成分得点を用いて、*DIST* という新しい変数を定義し、以下の回帰式を推定している。

$$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 DIST_t + \varepsilon_t,$$

DIST_t : Ohlson (1980)倒産確率モデルの変数を用いた主成分分析から得られた主成分得点。

図表 5-5 パネル B の結果は、*DIST* の係数が-0.0142 と統計的に負に有意であることを示している。このことは、財務的に困窮している企業の経営者予想が楽観的であることを意味している。

図表 5-5 財務的困窮

パネル A : 主成分分析 ^a			
変数	予想符号	因子負荷量	重み係数
<i>TLTA</i>	+	0.833	0.296
<i>WCTA</i>	-	-0.878	-0.312
<i>CLCA</i>	+	0.844	0.299
<i>NITA</i>	-	-0.531	-0.188
<i>FUTL</i>	-	-0.304	-0.108
<i>INTWO</i>	+	0.350	0.124
<i>OENEG</i>	+	0.371	0.132
<i>CHIN</i>	-	-0.087	-0.031
固有値 (寄与率)	2.818 (35.2%)		
主成分得点と <i>MFERR</i> の相関係数	-0.120**		

パネル B : 財務的困窮の影響					
回帰モデル	$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 DIST_t + \varepsilon_t$				
	α_0	α_1		adj. <i>R</i> ²	観測値数
係数 (<i>t</i> 値)	-0.0196 (-26.98)**	-0.0142 (-19.48)**		0.014	26,176

^a 主成分分析で用いられる変数は Ohlson (1980)倒産確率モデルで使用されている変数である。変数の定義は以下のものである。

$$TLTA : \left(\frac{\text{総負債}}{\text{総資産}} \right), WCTA : \left(\frac{\text{運転資本}}{\text{総資産}} \right), CLCA : \left(\frac{\text{流動負債}}{\text{流動資産}} \right), NITA : \left(\frac{E_t}{\text{総資産}} \right), FUTL :$$

$$\left(\frac{\text{営業キャッシュフロー}}{\text{総負債}} \right), INTWO : \begin{cases} 1 & \text{二期連続で赤字} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}, OENEG : \begin{cases} 1 & \text{債務超過} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}, CHIN : \frac{E_t - E_{t-1}}{|E_t| + |E_{t-1}|} .$$

(注) 変数の定義は以下のものである。

*DIST*_{*t*} : Ohlson (1980)倒産確率モデルの変数を用いた主成分分析から得られた主成分得点。その他の変数については図表 5-1 を参照されたい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

経営者予想誤差の持続性

先行研究では、経営者予想誤差に持続性があることを示唆する結果が報告されている。例えば Williams (1996)は、過去の経営者予想の精度は、現在の経営者予想に対するアナリストの信頼性の目安となっているとしている。また、Hirst *et al.* (1999)は実験研究を行い、

過去の経営者予想の精度は、現在の経営者予想が投資家に与えられた際の投資家の利益予想に影響を与えると報告している。これらの結果は、経営者予想誤差の持続性に関する直接の証拠ではないが、少なくともアナリストがその持続性を信じていることを示唆している。

図表 5-6 経営者予想誤差の持続性，成長性，赤字

パネル A：経営者予想誤差の持続性						
回帰モデル： $MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 MFERR_{t-1} + \alpha_2 MFERR_{t-2} + \alpha_3 MFERR_{t-3} + \varepsilon_t$						
	α_0	α_1	α_2	α_3	adj. R^2	観測値数
係数 (t 値)	-0.0087 (-27.77)**	0.3480 (43.98)**	0.1030 (10.68)**	0.0368 (3.76)**	0.114	21,761

パネル B：成長性				
回帰モデル： $MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 GROWTH_t + \varepsilon_t$				
	α_0	α_1	adj. R^2	観測値数
係数 (t 値)	-0.0720 (-31.37)**	0.0569 (25.79)**	0.025	25,652

パネル C：赤字					
	観測値数	$MFERR$ 平均値	$MFERR$ 中央値	平均値差 ^a	中央値差 ^b
赤字企業	2,942	-0.0482	-0.0164	-0.0401	-0.0153
黒字企業	25,013	-0.0081	-0.0011	(-25.13)**	(-26.20)**

^a 異分散 t 検定を用いており，その t 統計量を括弧内に載せている。

^b ウィルコクソン順位和検定を用いており，その z 統計量を括弧内に載せている。

変数の定義については図表 5-1 を参照されたい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

そこで、経営者予想誤差の持続性を検証するために、以下の回帰式を推定している。

$$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 MFERR_{t-1} + \alpha_2 MFERR_{t-2} + \alpha_3 MFERR_{t-3} + \varepsilon_t.$$

図表 5-6 パネル A の結果は、ラグ付経営者予想誤差の係数が全て有意に正であり、またラグが長くなるに連れて係数値が 0.3480, 0.1030, 0.0368 と小さくなることを示している。これは、過去の予想が楽観的(悲観的)であった企業は、現在の予想においても楽観的(悲観的)な傾向があることを意味している。

成長性

先行研究は、高成長企業には悲観的な予想を公表するより強い動機が存在すると論じている。Matsumoto (2002)と Richardson *et al.* (1999; 2004)は、企業の負のアーニングス・サブライズを回避する性向について調査し、高成長企業には、決算発表時にアナリストの期待を達成するために、直前のアナリスト予想を下方に誘導する傾向があるという証拠を示した。また Choi and Ziebart (2000)は、高成長企業は悲観的な経営者予想を公表する傾向にあるという弱い結果を示した。これらの発見事項に対する説明としては、高成長企業が市場の期待利益を下回ったときに、市場がとりわけ大きく負に反応するということが挙げられる (Skinner and Sloan, 2002)。それゆえに、高成長企業は市場の期待を下回るのを回避するために、悲観的な利益予想を公表するものと考えられる。

高成長企業による経営者予想が悲観的であるかどうかを調査するために、以下の回帰式を推定している。なお成長性の指標としては、年次売上高成長率を用いている。

$$MFERR_t = \alpha_0 + \alpha_1 GROWTH_t + \varepsilon_t,$$

$$GROWTH_t : \text{売上高}_{t-1} / \text{売上高}_{t-2}.$$

図表 5-6 パネル B の結果は、 $GROWTH$ の係数が 0.0569 と有意に正であり、高成長企業の経営者予想が悲観的であることを示している。

赤字

アナリスト予想に関する多くの研究は、アナリスト予想が黒字企業よりも赤字企業に対してより楽観的であることを報告している (Brown 2001; Richardson *et al.* 1999; Richardson *et al.* 2004)。また Choi and Ziebart (2000)は、当期利益が赤字である企業は黒字である企業よりも、より楽観的な利益予想を公表するという証拠を示した。そこで図表 5-6 パネル C では、赤字企業と黒字企業の経営者予想誤差を比較している。

赤字企業の $MFERR$ 平均 (中央) 値が -0.0482 (-0.0164) であるのに対して、黒字企業の $MFERR$ 平均 (中央) 値はそれより高い -0.0081 (-0.0011) であり、また、両者の平均 (中央) 値差は統計的にも有意である。従って、赤字企業の経営者予想は黒字企業よりも楽観的であるといえる。

経営者配当予想のシグナリング効果

モジリアニ=ミラーによって始められた現代ファイナンス理論は、完全市場においては、配当政策それ自体は企業価値に影響を及ぼさないと論じている(配当と株価の無関連仮説)。他方、配当の情報内容仮説は、企業の経営者は将来業績の見込みに対する期待の変化を、配当を用いてシグナリングすると主張している(Aharony and Swary 1980; Healy and Palepu 1988; Hand and Landsman 2005)。配当が株価に与える影響を調査するのに最大の困難は、配当無関連効果と配当シグナリング効果という、この2つの効果の影響を分解することにある。Conroy *et al.* (2000)は、当期の配当と次期の配当予想が同時に公表されるわが国独特のセッティングを上手く利用して、2つの効果の検証を行っている。そして、市場は、次期配当予想の予想外の変化には反応しているが(配当シグナリング効果)、当期配当の予想外の変化には反応していない(配当無関連効果)ことを発見した。またこの結果は、当期および次期の利益情報の影響をコントロールした後にも成り立つことを示した。

そこで本節では、経営者による次期配当予想の増加(減少)は、企業の強い(弱い)将来業績をシグナリングしているかどうかについての検証を行っている。図表 5-7 パネル A からは、当期配当から増配の予想を公表している企業の *MFERR* 平均(中央)値は-0.00995 (-0.00038)で、配当予想を当期配当から変更しなかった企業の-0.01271 (-0.00152)や、当期配当から減配の予想を公表している企業の-0.01126 (-0.00153)よりも高い値を取っていることがわかる。また一元配置分散分析の結果は、3つの *MFERR* 平均値および中央値に差が無いという帰無仮説を棄却している。図表 5-7 パネル B は多重比較分析の結果を示しており、増配予想企業の *MFERR* 平均(中央)値が、配当予想に変更の無い企業や減配予想企業の *MFERR* 平均(中央)値よりも、有意に高い値をとっていることがわかる。

これらの結果は、増配予想企業の利益予想が相対的に悲観的であることを意味している。

図表 5-7 経営者配当予想のシグナリング効果

パネル A：一元配置分散分析							
	観測値数	MFERR 平均値	MFERR 中央値	平均値差 ^a		中央値差 ^b	
増配予想	2,634	-0.00995	-0.00038				
配当変更なし	22,240	-0.01271	-0.00152	$F_{(2, 27952)}$	5.35**	$\chi^2_{(2)}$	34.69**
減配予想	3,081	-0.01126	-0.00153				

パネル B：多重比較		
3 グループ間の差	平均値差 ^c	中央値差 ^d
増配予想 - 配当変更なし	0.00276 (2.98)**	0.00114 (5.87)**
増配予想 - 減配予想	0.00131 (1.10)	0.00115 (3.75)**
配当変更なし - 減配予想	-0.00145 (1.67)	0.00001 (-1.12)

- ^a 一元配置分散分析を用いて 3 つの平均値に差があるかを検証しており、その F 統計量を載せている。
^b クラスカル・ウォリス一元配置分散分析を用いて 3 つの中央値に差があるかを検証しており、その χ^2 統計量を載せている。
^c テューキーの多重比較法を用いており、その t 統計量を括弧内に載せている。
^d クラスカル・ウォリス多重比較法を用いており、その z 統計量を括弧内に載せている。
変数の定義については図表 5-1 を参照されたい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

5.3.2 多変量分析

本節では、経営者予想におけるバイアスの決定要因をより包括的に検証するために、単変量分析で確認された 10 個の要因を独立変数として、多変量での分析を行っている。使用する回帰モデルは以下のようである。

$$MFERR_t = \beta_0 + \beta_1 LNMVE_t + \beta_2 OTC_t + \beta_3 OTC * LNMVE_t + \beta_4 OFFER_t + \beta_5 DIST_t + \beta_6 MFERR_{t-1} + \beta_7 MFERR_{t-2} + \beta_8 GROWTH_t + \beta_9 LOSS_t + \beta_{10} DIVUP_t + \beta_{11} INDUSTI-28_t + \beta_{12} YEAR81-98_t + \varepsilon_t,$$

$$LOSS_t : \begin{cases} 1 & E_{t-1} \text{が負} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases},$$

$$DIVUP_t : \begin{cases} 1 & t \text{期に増配予想を行っている} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases},$$

$$INDUSTI-28_t : 28 \text{ 個の業種ダミー},$$

YEAR81-98_t : 18 個の年度ダミー .

結果は図表 5-8 に示されており , 表中の予想符号は単変量分析の結果に基づいている . 推定係数値の符号は全て単変量分析のものと一致しており , 統計的にも全て 5%水準以上で有意である . 修正済み決定係数は 20.6% で , 経営者予想誤差のバラつきの 2 割程がこのモデルで説明されている . 多変量分析の結果は単変量分析の結果を再確認するものであり , マクロ経済的影響 , 業種 , 企業規模 , 市場 , 外部資金調達 , 財務的困窮 , 過去の経営者予想誤差 , 成長性 , 赤字 , 経営者配当予想という 10 個の要因が , 全て経営者予想のバイアスと関連していることを示している .

図表 5-8 経営者予想バイアスの決定要因に関する多変量分析

$$\text{回帰モデル : } MFERR_t = \beta_0 + \beta_1 LNMVE_t + \beta_2 OTC_t + \beta_3 OTC * LNMVE_t + \beta_4 OFFER_t + \beta_5 DIST_t + \beta_6 MFERR_{t-1} + \beta_7 MFERR_{t-2} + \beta_8 GROWTH_t + \beta_9 LOSS_t + \beta_{10} DIVUP_t + \beta_{11} INDUSTI-28_t + \beta_{12} YEAR81-98_t + \varepsilon_t$$

変数	予想符号	係数	t値	F値
CONSTANT	?	-0.0534	-9.55**	
LNMVE	+	0.0016	8.98**	
OTC	-	-0.0263	-2.53*	
OTC*LNMVE	+	0.0029	2.68**	
OFFER	+	0.0035	4.60**	
DIST	-	-0.0016	-3.75**	
MFERR _{t-1}	+	0.1852	11.42**	
MFERR _{t-2}	+	0.0463	4.36**	
GROWTH	+	0.0180	6.80**	
LOSS	-	-0.0093	-5.27**	
DIVUP	+	0.0023	2.70**	
INDUSTI-28				7.36**
YEAR81-98				67.27**
adj.R ²	0.206			
観測値数	24,023			

(注) 変数の定義は以下のようである .

$LOSS_t : \begin{cases} 1 & E_{t-1} \text{が負の値} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$, $DIVUP_t : \begin{cases} 1 & t \text{期に増配予想} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$, $INDUSTI-28_t$: 28 個の業種ダミー ,

YEAR81-98_t : 18 個の年度ダミー . その他の変数については図表 5-1, 3, 4, 5 を参照されたい .

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意 .

5.4 経営者予想バイアスに対する市場の認知度

本節では、経営者予想におけるシステムティックなバイアスが、正しく株価に反映されているか否かを調査している。経営者には、通常外部者には利用不可能な情報へのアクセスが可能である。従って、経営者は市場参加者よりも情報優位な立場にあるといえる。この情報の非対称性ゆえに、市場参加者が経営者予想を企業の将来業績に関する重要な情報源であると見なすのは、合理的かつ実用的である。もし市場が経営者によって公表された利益予想を額面通りに受け取り、予想に存在するシステムティックな誤差を正しく修正していないならば、楽観的な利益予想を公表する企業の株価は過大に評価され、一方、悲観的な予想を公表する企業の株価は過小に評価されることになる。しかしながら、会計期末が近づくと連れて、企業の真の業績に関する情報が市場で広まると、株価のリバーサルが生じることになる。もし、この市場が経営者予想に固着している（fixation）という仮説が正しいならば、最も悲観的な経営者予想を公表する企業の株を空買いし、最も楽観的な経営者予想を公表する企業の株を空売りするというヘッジ・ポートフォリオ戦略は正の異常リターンを生み出すと予想される。

そこで、この仮説を検証するために、以下の固定効果モデルを用いて、各企業の予測 $MFERR_t$ (\widehat{MFERR}_t) を推定している³⁹。

$$MFERR_{t-1} = \delta_1 FIRM DUM_{t-1} + \delta_2 LNMVE_{t-1} + \delta_3 DIST_{t-1} + \delta_4 GROWTH_{t-1} + \delta_5 LOSS_{t-1} + \delta_6 DIVUP_{t-1} + \delta_7 YEARDUM_{t-1} + \varepsilon_t .$$

$FIRM DUM_t$: 企業ダミー変数 ,

$YEARDUM_t$: 年度ダミー変数 .

ヘッジ・ポートフォリオ戦略を実際に実行可能にするために、経営者予想誤差に関する事前（*ex ante*）要因のみを独立変数として用いている。モデルの推定は 1984–1998 年の各年にパネルデータを用いて行われ、最低 5 年間のデータが利用可能な企業のみをサンプルとしている。そして、そこから得られた係数値を用いて \widehat{MFERR}_t を推定している。例えば、ある企業の 1990 年における経営者予想誤差予測値である \widehat{MFERR}_{1990} を得るためには、1979–1989 年の期間のデータを用いたモデルの係数推定値を使用している。

1985 年から 1999 年の毎年 6 月末時点において、企業はその \widehat{MFERR}_t に応じてランク付

³⁹固定効果モデルの推定には平均値を差し引いたデータ（time-demeaned data）が用いられる。従って、推定期間を通して一定もしくはほとんど変動の無い変数はモデルから除去されている。

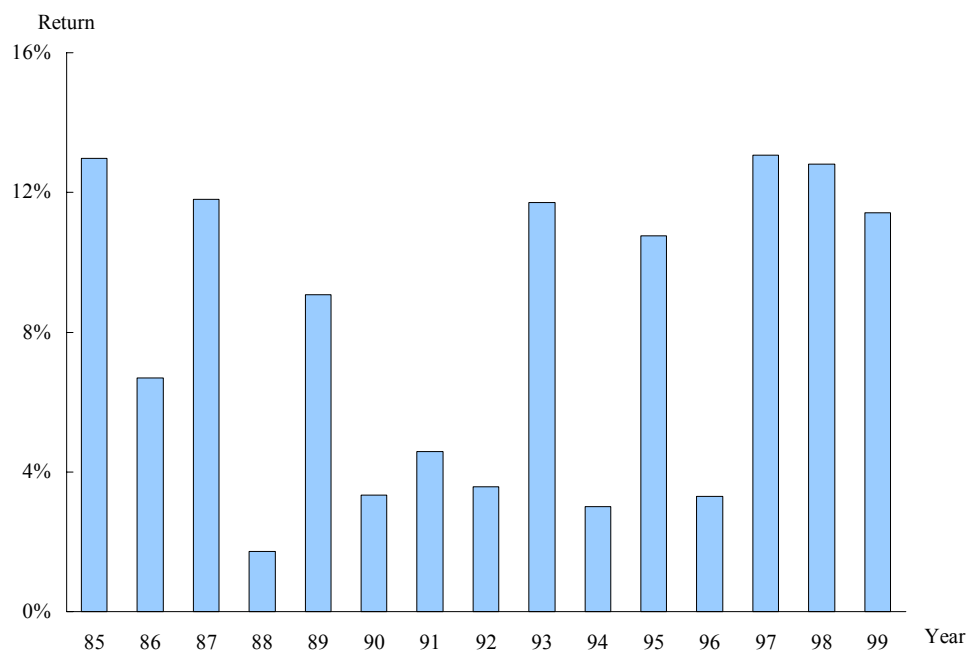
けされ、5つの同じ大きさのポートフォリオに割り当てられている。第1ポートフォリオは最も高い \widehat{MFERR}_t （利益予想が最も悲観的であると予想される）を持つ企業から構成されており、第5ポートフォリオは最も低い \widehat{MFERR}_t （利益予想が最も楽観的であると予想される）を持つ企業から構成されている。投資戦略は、第1ポートフォリオを空買い、第5ポートフォリオを空売りし、このポジションを9月末までの3ヶ月間保有するというものである⁴⁰。また実際の予想誤差に基づく同じ投資戦略の結果も、比較目的で併せて載せている。

図表 5-9(a)は、実際の予想誤差に基づく15年間のヘッジ・ポートフォリオ戦略から得られた異常リターンをプロットしたものである。リターンは全ての年で正であり、15年間の年平均で8.0%である。これは、経営者予想誤差を完全に予測できれば、安定した異常リターンを獲得できることを意味している。図表 5-9(b)は、予測予想誤差に基づくヘッジ・ポートフォリオ戦略から得られた異常リターンをプロットしたものである。リターンは15年の内14年で正であり、15年間の年平均で4.5%である。このように、事後 (*ex post*) の予想誤差に基づくヘッジ・ポートフォリオ戦略は8.0%もの異常リターンを生み出し、事前 (*ex ante*) 予想誤差に基づく戦略においても4.5%の異常リターンが得られている。これらの発見事項は、市場が経営者予想を額面通りに受け取っており、経営者予想に存在するシステムティックなバイアスを株価に完全に織り込んでいない可能性を示唆するものである。

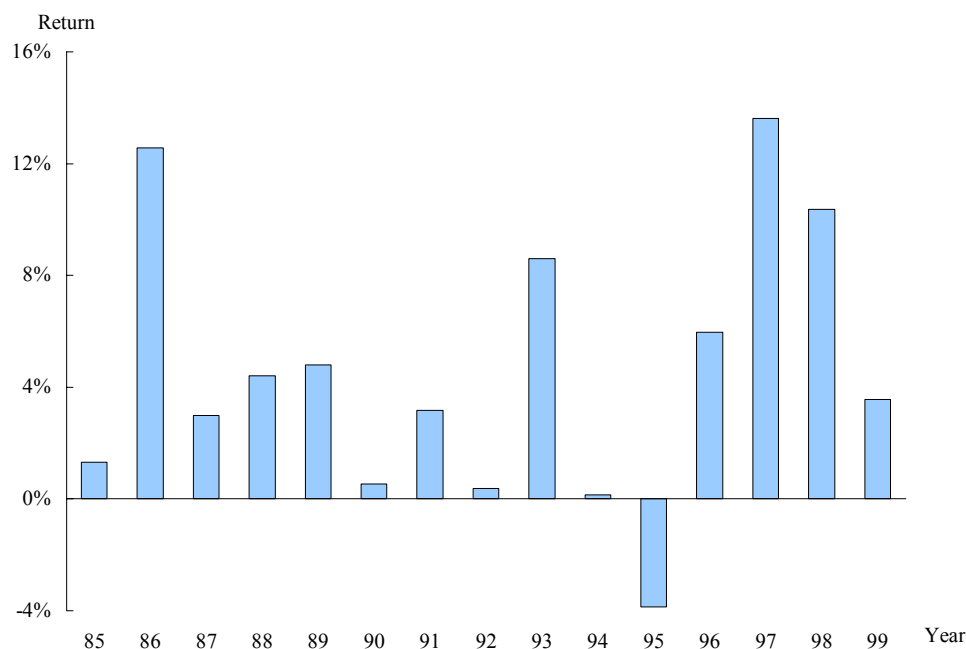
⁴⁰リターン累積期間は6月末から9月末迄の3ヵ月間に限られている。これは、本研究のサンプル企業が全て3月決算企業であり、3月決算企業は9月末以降行われる中間決算発表時に新しい経営者予想を公表するからである。なお本文中では省略されているが、リターン累積期間を9ヵ月間や12ヵ月間に延長しても得られる異常リターンに大きな変化は見られない。

図表 5-9

(a) 実際の経営者予想誤差に基づくヘッジ・ポートフォリオ戦略から得られる異常リターン^a



(b) 予測される経営者予想誤差に基づくヘッジ・ポートフォリオ戦略から得られる異常リターン^a



^a これらの図表は、実際および予測される経営者予想誤差に基づくヘッジ・ポートフォリオ戦略から得られる異常リターンをプロットしたものである。企業は1985-1999年の各年6月末時点において、実際および予測される経営者予想誤差のランキングに応じて5つの同じ大きさのポートフォリオに割り当てられている。第1ポートフォリオは最も高い経営者予想誤差を有する企業（最も悲観的）から成り、第5ポートフォリオは最も低い経営者予想誤差を有する企業（最も楽観的）で構成されている。投資戦略は、第1ポートフォリオを空買い第5ポートフォリオを空売りし、このポジションを9月末まで保有するというものである。

5.5 まとめ

本研究の第1の目的は、1979–1999年の期間に公表された経営者予想のバイアスの決定要因を調査することである。単変量および多変量の分析結果は、マクロ経済的影響、業種、企業規模、上場市場、外部資金調達、財務的困窮、過去の経営者予想誤差、成長性、赤字、経営者配当予想という10個の要因は全て経営者予想のバイアスと関係しているということを示すものであった。次に、本研究の第2の目的は、この経営者予想のシステムティックなバイアスを市場が正しく認知しているかどうかを調査することである。ヘッジ・ポートフォリオ戦略の結果は、経営者予想誤差を予測することによって異常リターンが獲得可能であることを示しており、市場が経営者予想に存在するシステムティックな誤差に関する情報を、完全には株価に織り込んでいない可能性を示唆するものであった。

経営者による次期の利益予想情報の提供はわが国の財務開示システムの大きな特徴である。それにもかかわらず、データの入手が困難であるということもあって、経営者予想の特性に関する研究は現在までほとんど行われてこなかった。本研究は、わが国の経営者予想の特性を調査するほとんど最初の研究と思われる。本研究による結果は、経営者予想にはシステムティックなバイアスが存在しており、また市場は経営者予想に固着してそのシステムティックなバイアスを完全には株価に織り込んでいないことを示している。

今後の研究としては、経営者予想のアナリスト予想への影響を調査することが、本研究で発見された、経営者予想のバイアスとそれが証券市場に与える影響への更なる解明につながるものと期待される。

[第 6 章]

倒産企業の経営者予想の特性

6.1 はじめに

経営者が企業の将来業績の見込みについて自ら公表する予想情報は、一般に経営者予想と呼ばれている。わが国における財務開示の最大の特徴は、わが国の証券取引所が、各事業年度の決算内容に係わる適時開示すなわち決算発表において、企業に当期の実績値とともに次期の経営者予想を公表することを要請している点である。この経営者予想を含む決算発表は、証券取引法や商法による制度開示とは異なり、厳密には証券取引所の指導に基づく自発開示であるが、ほとんど全ての企業がその要請に応じている。その結果、企業は、決算発表（決算短信）において、次期の売上高、経常利益、純利益、1株当たり利益、1株当たり配当の予想値を、当期の実績値とともに公表している。

米国においては、経営者予想の公表は企業の完全なる自発開示であるので、経営者予想情報はわが国ほど一般的ではないが、経営者予想に関する研究は古くから行われている（Green and Segall 1967; Brown and Niederhoffer 1968; Foster 1973）。そして、近年における研究では、経営者予想にはシステマティックなバイアスが存在することが報告されており、また、そのバイアスに寄与する幾つかの要因が発見されている。例えば、Frost (1997)と Koch (2002)は、財務的に困窮している企業の公表する予想は楽観的であるという証拠を提示しており、Choi and Ziebart (2000)ならびに Irani (2000)では、企業規模、企業業績、異常利益成長率等の要因が経営者予想のバイアスと関連していることを発見した。

本研究の目的は、これらの要因のひとつである財務的困窮に焦点を当て、企業の財政状態の悪化が最も極端かつ端的な形で表れている倒産企業を研究対象にして、これら企業の公表した経営者予想の特性を詳細に分析することである。

なお、本章の構成は以下のものである。次節は、関連する先行研究についてのサーベイを行う。第3節は、本章の研究リサーチの概要、変数の定義、そしてサンプルの選択について述べる。第4節は、本章の研究で用いる統計的手法についての説明を行う。第5節では、倒産企業が公表した経営者予想の特性に関する分析結果を示す。最後に第6節では、本研究をまとめる。

6.2 研究の背景

財政状態が悪化している企業の経営者が公表する予想利益は過度に楽観的であるとす
る証拠が、国内外における研究で数多く提示されている。例えば Frost (1997)は、1982–1990
年の期間に「修正監査報告書」(Modified Audit Report)を受けた英国企業 81 社をサンプ
ルにして調査を行い、それらのサンプル企業の財政状態が、同規模同業種のコントロール
企業の財政状態よりも有意に悪化していることを発見した。さらに Frost はサンプル企業
の中から特に財務的に困窮している 58 社を選び、それらの企業が公表する将来業績予想の
信頼性について調査を行い、財務的困窮企業の業績予想が過度に楽観的であり、市場はそ
のような予測情報を割り引いて受け止めているという実証結果を示した。

米国企業については、Koch (2002)が、1993–1997 年の期間に公表された 517 個の経営者
予想利益をサンプルとしてその楽観度と企業の財政状態の関係を調査している。Koch は
Ohlson (1980)の倒産確率モデルで推定した *O-SCORE* を企業の財務的困窮度を示す代理変
数として用い、企業の財務的困窮度が高くなるにつれて経営者予想の楽観度も増加すると
いうことを発見した。さらに、アナリストは財務的に困窮している企業の予想利益を信頼
性の低い情報であると見なしていると報告している。

これら 2 つの先行研究が単変量分析であるのに対して、Irani (2000)は多変量分析を実施
している。Irani は 1990–1995 年の期間に公表された 242 個の経営者予想をサンプルとして、
利益予想に影響を及ぼすと思われる、異常利益成長率、産業の競合性、開示に関する法的
責任、外部資金調達といった他の要因をコントロールした後でも、予想利益の楽観度と
Ohlson (1980)の倒産確率モデルで推定した財務困窮度との間には正の相関があるという証
拠を示した。さらに Irani (2001)では、同じサンプルを用いて、財務的に困窮している企業
の公表する経営者予想は、そうでない企業の公表する経営者予想よりも有意に楽観的であ
り、また財務的困窮企業の内部者は、そうでない企業の内部者よりも、自社の株式をより
多く売却するという機会主義的な行動をとっているという結果を示した。その他にも、
Betker *et al.* (1999)は、1982–1993 年の期間に米連邦破産法第 11 章の適用を申請した米国企
業 69 社を調査し、「破産情報開示書」(Bankruptcy Disclosure Statement)における将来の
業績予想には、企業の再建を有利に進めるために楽観的なバイアスがあるという証拠を発
見している。

最後に、日本企業については、経営者予想がほとんど全ての上場企業について古くから

利用可能であるので、大サンプルによる研究が可能である。Ota (2006)では1979–1999年の期間に公表された28,000個以上の経営者予想利益をサンプルとして用いて、日本の経営者予想の特性を、マクロ経済的影響、規制産業、企業規模、上場市場、外部資金調達、財務的困窮、過去の予想誤差の持続性、成長性、赤字企業、配当予想という10の要因について多変量で調査している。Otaは、Koch (2002)やIrani (2000; 2001)と同様に、Ohlson (1980)の倒産確率モデルを用いて財務的困窮度を推定し、経営者予想の楽観度と企業の財務的困窮度との間には、他の要因をコントロールした後にも、有意に正の相関があるという証拠を示した。また、西・金田(2005)では、2002年に公表された連結の経営者予想利益586個をサンプルとして検証を行っている。西・金田は、白田(2003)倒産予知モデルで得られた指標を企業の財務的困窮度を示す代理変数として用い、企業の財政状態が困窮するほど、経営者予想は楽観的になることを発見し、さらに、アナリストが財務的困窮企業の経営者予想の楽観性を信頼のおける情報であると誤って認識してしまっている可能性があることを指摘している。

以上、国内外における多数の先行研究による証拠から、財務的に困窮している企業の公表する経営者予想は、概して楽観的であるといえる。

6.3 リサーチ・デザインとサンプル選択

6.3.1 リサーチの概要

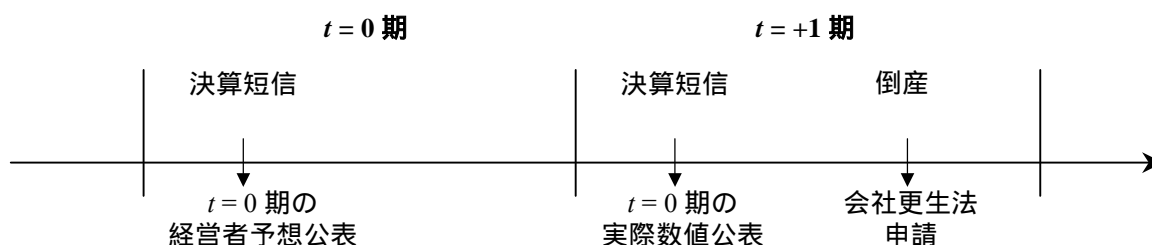
本研究では、財政状態の悪化が最も極端かつ端的な形で表れている倒産企業を研究対象にして、これら企業の経営者が公表した業績予想の特性の分析を、同業種同規模の非倒産企業(コントロール企業)の公表した業績予想と対比することによって行う。

わが国において、決算短信で公表される経営者予想の予想項目は、次期の売上高、経常利益、純利益、1株当たり利益、1株当たり配当の5項目であるが、純利益と1株当たり利益は同じなので、実際には4項目である。そこで、倒産企業とコントロール企業の売上高と経常利益、純利益および配当の4項目に関する予想値を、倒産直前期から5期前までの期間にわたって収集し、予想値と実現値の差を調べることにより予想誤差を測定する。そして、倒産企業とコントロール企業の予想誤差を比較し、倒産企業の経営者が開示した予想情報の特性を分析する。

6.3.2 事象の発生時系列

倒産企業の経営者による業績予想を分析する際には、倒産の時点特定し、いつの業績に関するどの時点の予想なのかを明らかにする必要がある。本研究では、会社更生法適用などの法的申請日を倒産の時点 ($t = +1$ 期) として捉え、その直近の決算短信で公表された $t = 0$ 期の実績値と、その前の決算短信で公表された $t = 0$ 期に関する予想値を比較している。図表 6-1 は、その関係を図示したものである。

図表 6-1 事象の発生時系列



(注) $t = 0$ 期の経営者予想が楽観的であったということは、 $t = 0$ 期首になされた $t = 0$ 期に関する予想が楽観的であったということである。

6.3.3 経営者予想誤差の測定

本研究では、売上高 (SAL)、経常利益 (ECO)、純利益 (EAR)、配当 (DIV) の 4 項目に関する経営者予想について、それぞれの予想誤差を倒産企業とコントロール企業で比較する。その際に用いる予想誤差の定義は、次のとおりである。

$$\text{SAL_FE} = (\text{実際の売上高} - \text{経営者予想売上高}) / \text{期首の総資産額},$$

$$\text{ECO_FE} = (\text{実際の経常利益} - \text{経営者予想経常利益}) / \text{期首の総資産額},$$

$$\text{EAR_FE} = (\text{実際の純利益} - \text{経営者予想純利益}) / \text{期首の総資産額},$$

$$\text{DIV_FE} = (\text{実際の配当} - \text{経営者予想配当}) / \text{期首の総資産額}.$$

上記の方法により、売上高予想誤差 (SAL_FE)、経常利益予想誤差 (ECO_FE)、純利益

予想誤差 (EAR_FE), 配当予想誤差 (DIV_FE) の 4 つの予想誤差を算定している。なお配当については, 1 株当たり配当予想に発行済み株式総数を乗じた, 配当総額を用いている。また 1 株当たり配当予想が範囲予想である場合には, その上限と下限の平均値を用いている。

6.3.4 サンプル企業とコントロール企業の選択

本研究では倒産企業を, 会社更生法適用, 民事再生法適用, 和議法適用, 自己破産を申請した企業, 商法に従って会社整理または特別清算した企業そして銀行取引停止の処分を受けた企業と定義している。そして本研究では, 倒産企業とそのコントロール企業を, それぞれ以下の基準に従って選択している。

倒産企業

- (i) 倒産の法的申請日等が 1980 年 1 月 ~ 2002 年 5 月の期間にある企業。
- (ii) 一般事業会社の企業 (銀行, 証券, 保険, その他金融業を除く)。

コントロール企業

- (i) 日経小分類 (131 業種) においてサンプル企業と同業種に属する企業。
- (ii) 倒産の法的申請日直近の決算をサンプル企業の最終決算日とし, その最終決算日前後 6 ヶ月の範囲で決算を行っている企業⁴¹。
- (iii) サンプル企業と総資産の差額の絶対値が最も小さい企業。
- (iv) 同一企業が複数のサンプル企業のコントロール企業であってはならない。

これらの基準を満たすサンプル企業は 101 社であり, それと同数の企業がコントロール企業として選択されている。

さらに, 経営者の業績予想データは, $t=0$ を倒産直前期として, $t=-5$ から $t=0$ までの 6 期分を「日本経済新聞」から収集している。ただし, 倒産企業の上場時期と決算月の変更などにより, 全ての倒産企業について 6 期分の経営者予想データが得られるわけではない。また経営者による業績予想の開示は, 本来任意開示であり, かつては公表しなかった

⁴¹ 会計期末到来後で決算発表前に倒産した会社では, その期の決算書が作成されない場合がある。その時には, 前年の決算が最終決算日となる。

企業もまま存在する⁴²。その結果、倒産企業については 490 社年、コントロール企業については 525 社年の経営者予想データが収集された。そして最終的な分析には、倒産企業とコントロール企業がともに業績予想データを開示している 473 社年のペアが使用されている。

6.4 統計的手法

本研究で行う統計的検定は、大きく以下の 2 つである。

- (i) 倒産企業の経営者予想は楽観的であるか否か、
- (ii) 倒産企業の経営者予想は、同規模同業種の非倒産企業（コントロール企業）と比較して楽観的であるか否か。

(i)は、1 標本の検定であり、その理論的背景としては、もし倒産企業の経営者予想にバイアスが存在しないならば、その予想誤差の平均値 (μ_s) は、ゼロとは大きく異ならないであろうというものである。したがって、(i)の帰無仮説と対立仮説は、

帰無仮説 $H_{0i}: \mu_s = 0$

対立仮説 $H_{Ai}: \mu_s < 0$

である。

(i)の帰無仮説が棄却され対立仮説が採択されたならば、それはすなわち、倒産企業の経営者予想は楽観的であるということを意味する。しかしながら、倒産企業に限らず全ての経営者予想が一般的に楽観的であるのかもしれないので、このことからだけでは、倒産企業の経営者予想のみが過度に楽観的であるとは言い切れない。そこで(ii)の仮説検定が必要となってくる。(ii)は、対応のある 2 標本間の検定であり、その理論的背景としては、もし倒産企業の経営者予想にバイアスが存在しないならば、その予想誤差の平均値 (μ_s) は、倒産企業と類似した経済的環境にある非倒産企業の公表する経営者予想の予想誤差の平均値 (μ_c) と大きく異ならないであろうというものである。したがって、(ii)の帰無仮説と対立仮説は、

帰無仮説 $H_{0ii}: \mu_s = \mu_c$

対立仮説 $H_{Aii}: \mu_s < \mu_c$

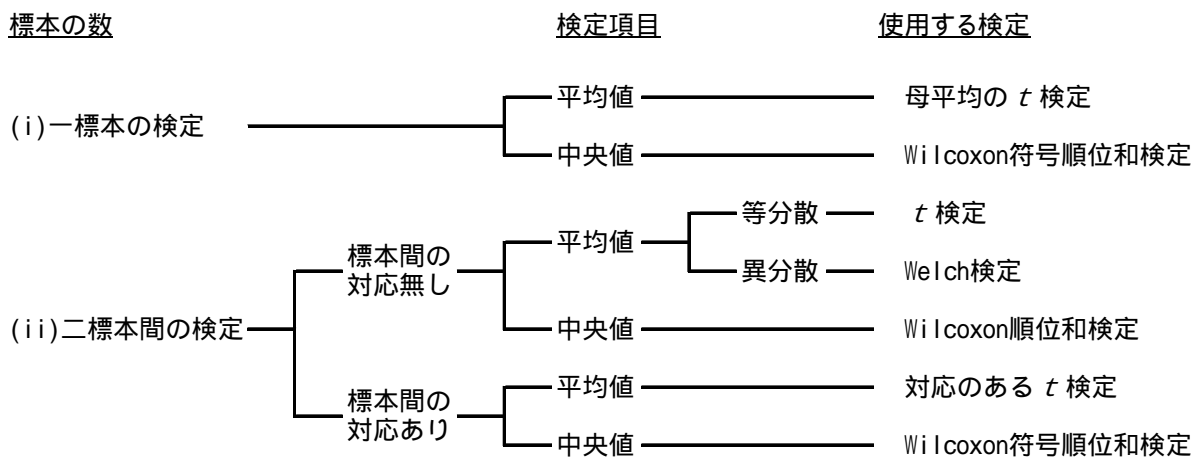
⁴²収集不可能であったデータは、古いサンプルに多く見られ、とりわけ倒産企業において顕著であった。

である。

予想誤差のような量的変数の検定に用いられる代表的な検定手法を図表 6-2 でまとめている。帰無仮説 H_{0i} は、1 標本の検定であるので、その平均値の検定には、図表 6-2 の 母平均の t 検定が用いられる。一方、帰無仮説 H_{0ii} は、2 標本間に対応があるので、その平均値の検定には、図表 6-2 の 対応のある t 検定が用いられる。

しかしながら、平均値の検定はパラメトリック検定と呼ばれ、標本の母集団分布の正規性、すなわち本研究の場合には、予想誤差が正規分布しているという仮定が必要であり、この仮定が満たされないときには平均値の検定は全く意味を有さない。そこで、ノンパラメトリック検定と呼ばれる、標本の母集団分布の正規性を問わない検定手法を用いて、中央値に関する検定も併せて行う。この場合、帰無仮説 H_{0i} は、1 標本の検定であるので、その中央値の検定には、図表 6-2 の Wilcoxon 符号順位和検定、帰無仮説 H_{0ii} は、2 標本間に対応があるので、その中央値の検定には、図表 6-2 の Wilcoxon 符号順位和検定が用いられる。

図表 6-2 量的変数の検定



6.5 倒産企業による業績予想の特性

6.5.1 データをプールした調査

本節の研究では、最初に全てのデータをプールして、倒産企業とコントロール企業の業績予想を比較している。倒産企業とコントロール企業の売上高予想誤差と経常利益予想誤差、純利益予想誤差および配当予想誤差の記述統計量が図表 6-3 に示されている。

図表 6-3 経営者予想誤差の記述統計量

	変数	観測値数	平均	標準偏差	最小値	1Qr	中央値	3Qr	最大値
倒産企業	SAL_FE	473	-0.0639	0.1517	-0.5892	-0.1121	-0.0525	-0.0080	2.2120
	ECO_FE	473	-0.0217	0.0404	-0.2409	-0.0295	-0.0092	-0.0007	0.3283
	EAR_FE	473	-0.0441	0.1110	-1.3698	-0.0489	-0.0097	-0.0005	0.2400
	DIV_FE	473	-0.0006	0.0018	-0.0125	0.0000	0.0000	0.0000	0.0096
コントロール企業	SAL_FE	473	-0.0233	0.1209	-0.4989	-0.0742	-0.0251	0.0202	0.8989
	ECO_FE	473	-0.0047	0.0224	-0.1910	-0.0102	-0.0019	0.0049	0.0567
	EAR_FE	473	-0.0085	0.0320	-0.4317	-0.0073	-0.0016	0.0014	0.0680
	DIV_FE	473	0.0000	0.0017	-0.0115	0.0000	0.0000	0.0000	0.0087

(注) SAL_FE, ECO_FE, EAR_FE, DIV_FE は、それぞれ売上高予想誤差、経常利益予想誤差、純利益予想誤差、配当予想誤差を表している。なお予想誤差は、以下の式で算出している。

SAL_FE = (実際の売上高 - 経営者予想売上高) / 期首の総資産額,
 ECO_FE = (実際の経常利益 - 経営者予想経常利益) / 期首の総資産額,
 EAR_FE = (実際の純利益 - 経営者予想純利益) / 期首の総資産額,
 DIV_FE = (実際の配当 - 経営者予想配当) / 期首の総資産額。

図表 6-3 を見ると、コントロール企業の配当予想誤差がゼロである以外は、全ての予想誤差の平均値が負の値であることが分かる。これは、実際数値が経営者予想を下回っている、すなわち経営者予想が楽観的であることを意味している。そこで、これら 8 つの予想誤差の平均値と中央値がゼロと有意に異なるか否かを判断するために、平均値に関してはパラメトリック検定である母平均の t 検定、中央値に関してはノンパラメトリック検定である Wilcoxon 符号順位和検定を行っている。その結果がそれぞれ図表 6-4、図表 6-5 に示されている。

図表 6-4 経営者予想誤差の楽観性 (平均値): 母平均の t 検定

	変数	自由度	平均	標準誤差	t 値	p 値
倒産 企業	SAL_FE	472	-0.0639	0.0070	-9.160	0.000
	ECO_FE	472	-0.0217	0.0019	-11.678	0.000
	EAR_FE	472	-0.0441	0.0051	-8.644	0.000
	DIV_FE	472	-0.0006	0.0001	-7.304	0.000
コントロール 企業	SAL_FE	472	-0.0233	0.0056	-4.195	0.000
	ECO_FE	472	-0.0047	0.0010	-4.599	0.000
	EAR_FE	472	-0.0085	0.0015	-5.802	0.000
	DIV_FE	472	0.0000	0.0001	0.595	0.552

(注) 変数の定義は図表 6-3 を参照されたい . 予想誤差の平均値がゼロと異なるかの検定を行っている .

図表 6-5 経営者予想誤差の楽観性 (中央値): ウィルコクソン符号順位和検定

	変数	符号	個数	平均ランク	z 値	p 値
倒産 企業	SAL_FE	正	97	169.67	-13.311	0.000
		負	376	254.37		
	ECO_FE	正	103	135.93	-14.137	0.000
		負	370	265.14		
	EAR_FE	正	92	128.62	-14.834	0.000
		負	380	262.62		
	DIV_FE	正	20	28.60	-7.832	0.000
		負	97	65.27		
コントロール 企業	SAL_FE	正	178	209.97	-6.279	0.000
		負	295	253.31		
	ECO_FE	正	204	211.25	-4.356	0.000
		負	269	256.53		
	EAR_FE	正	174	195.75	-7.110	0.000
		負	294	257.44		
	DIV_FE	正	83	54.20	1.731	0.083
		負	40	78.18		

(注) 変数の定義は図表 6-3 を参照されたい . 予想誤差の中央値がゼロと異なるかの検定を行っている .

図表 6-4, 図表 6-5 の p 値の列を見ると, コントロール企業の配当予想以外は, 平均値, 中央値ともに全て 1%水準以下で有意に負の値をとっており, 経営者予想が統計的に楽観的であることがわかる。この調査結果は, 経営者の業績予想が倒産企業と非倒産企業にかかわらず, 概して楽観的であるということの意味している。これは, 経営者による予想利益の誤差について大量のデータ(約 28,000 個)を用いて調査を行った太田(2002, 図 4)の結果と整合的である⁴³。

そこで, 倒産企業の経営者予想が, 同様の経済的環境にあるコントロール企業の経営者予想と比べても過度に楽観的であるか否かを, 平均値の差に関してはパラメトリック検定である対応のある t 検定, 中央値の差に関してはノンパラメトリック検定である Wilcoxon 符号順位和検定を用いて検証を行った。その結果がそれぞれ図表 6-6, 図表 6-7 に示されている。

図表 6-6, 図表 6-7 の p 値の列を見ると, 平均値, 中央値ともに, 全ての変数について 1%水準以下で有意に負の値をとっており, 倒産企業の経営者予想が, 同様の経済的環境にあるコントロール企業の経営者予想と比較しても, 更に有意に楽観的であることがわかる。

これらの結果は, 倒産企業, コントロール企業ともにその経営者予想は楽観的であるが, 倒産企業の経営者予想は, コントロール企業の経営者予想よりも更に過度に楽観的であるということの意味している。

図表 6-6 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較(平均値): 対応のある t 検定

変数	自由度	平均値差	標準誤差	t 値	p 値
SAL_FE	472	-0.0406	0.0078	-5.206	0.000
ECO_FE	472	-0.0170	0.0019	-8.964	0.000
EAR_FE	472	-0.0356	0.0052	-6.777	0.000
DIV_FE	472	-0.0007	0.0001	-5.793	0.000

(注) 変数の定義は図表 6-3 を参照されたい。平均値差は倒産企業の値からコントロール企業の値を差引いたものである。

⁴³ただしこの解釈には注意が必要である。なぜならコントロール企業(非倒産企業)は, 倒産企業と同業種, 同規模という基準で選択されているので, コントロール企業も倒産企業と同様の経済的環境にあり, 結果として財務的に困窮している可能性が高いからである。

図表 6-7 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較 (中央値): ウィルコクソン符号順位和検定

変数	符号	個数	平均ランク	z 値	p 値
SAL_FE	正	172	205.40	-6.967	0.000
	負	301	255.06		
ECO_FE	正	150	180.29	-9.752	0.000
	負	323	263.33		
EAR_FE	正	155	175.38	-9.705	0.000
	負	318	267.03		
DIV_FE	正	51	103.25	-6.592	0.000
	負	159	106.22		

(注) 変数の定義は図表 6-3 を参照されたい。ランクは倒産企業の値からコントロール企業の値を差引いたものに基づいている。

6.5.2 予想誤差の時系列変化

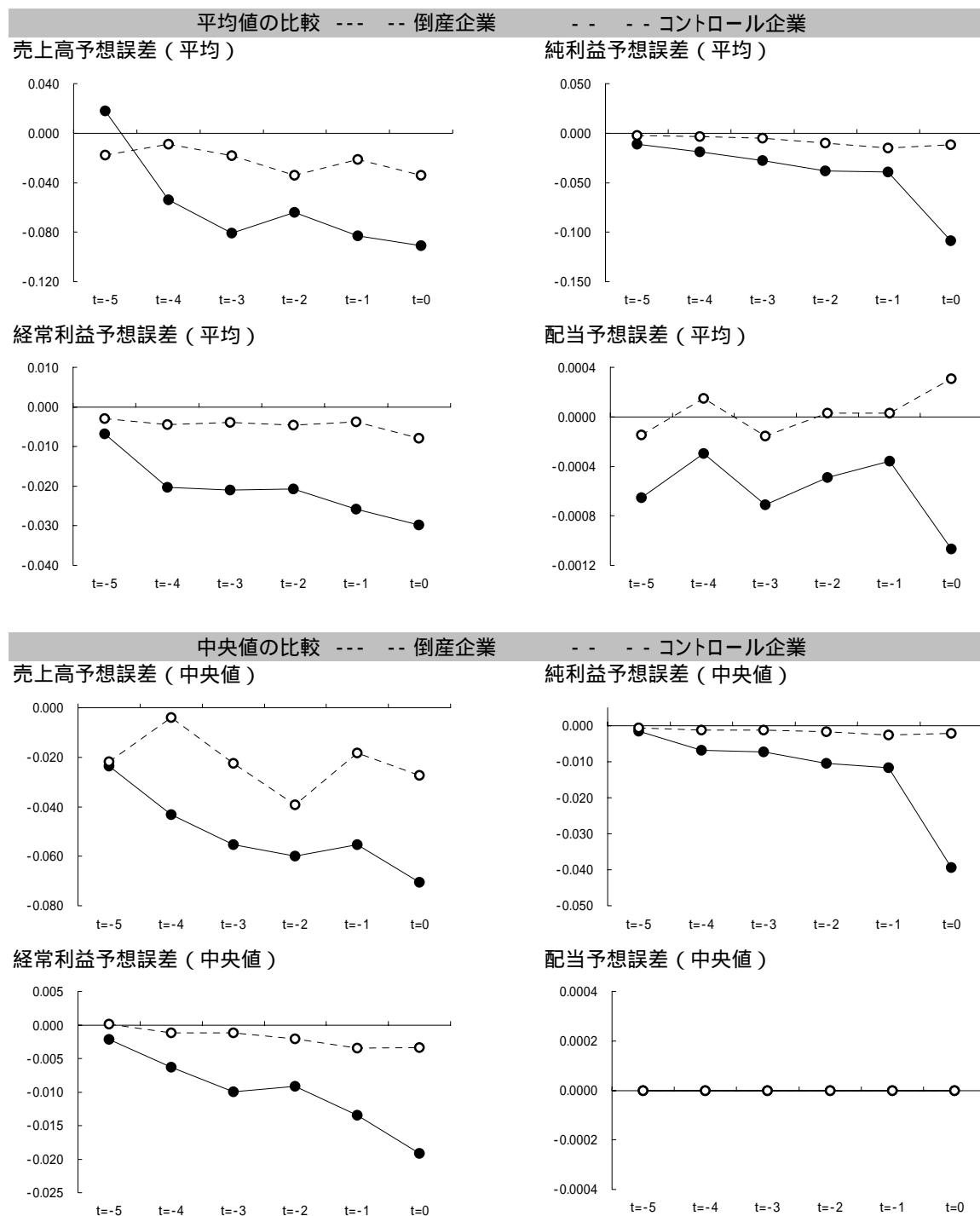
本節では、倒産企業の業績予想がコントロール企業と比べていつ楽観的になるのかという時点を特定するために、倒産企業とコントロール企業の予想誤差を時系列で比較している。

最初に、売上高予想誤差と経常利益予想誤差、純利益予想誤差および配当予想誤差の平均値 (中央値) の時系列変化を調べている。調査対象は、倒産直前の $t=0$ 期から $t=-5$ 期までの 6 期間であり、図表 6-8 にその結果をグラフで表示している。

図表 6-8 のグラフから、倒産企業とコントロール企業の予想誤差の乖離が、倒産期 ($t=0$) に近づくとつれて拡大していることが観察される。コントロール企業の予想誤差が倒産期に近づいても比較的平坦であるのに対し、倒産企業の予想誤差は倒産期が近づくとつれて大きく右下に傾いている。このことは、倒産企業の経営者予想の楽観度が、倒産期に近づくとつれて急速に増していることを意味している。そしてこの傾向は、配当予想誤差の中央値を除いて、平均値と中央値のいずれについても観察される。

次に、倒産企業とコントロール企業における予想誤差の乖離の統計的有意性を調査するために、それぞれの各期における平均値と中央値の差を、パラメトリック検定である対応のある t 検定と、ノンパラメトリック検定の Wilcoxon 符号順位和検定を用いて検証を行っている。その結果が図表 6-9 に示されている。

図表 6-8 倒産企業とコントロール企業の予想誤差：時系列による比較



図表 6-9 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較：時系列による検定

変数	対応のある t 検定						Wilcoxon 符号順位和検定					
	$t=-5$	$t=-4$	$t=-3$	$t=-2$	$t=-1$	$t=0$	$t=-5$	$t=-4$	$t=-3$	$t=-2$	$t=-1$	$t=0$
SAL_FE	×						×					
ECO_FE	×						×					
EAR_FE	×						×					
DIV_FE	×				×							
ペア数	59	67	81	85	90	91	59	67	81	85	90	91

(注) 変数の定義は図表 6-3 を参照。検定は全て両側検定である。

1%水準で有意 5%水準で有意 10%水準で有意 × 10%水準の有意性がない

図表 6-9 によれば、 $t=-5$ 期には倒産企業とコントロール企業の予想誤差に有意な差は観察されず、 $t=-4$ 期以降から倒産期に近づくにつれて、2 群間の予想誤差により有意な差が観察されている。つまり、 $t=-4$ 期を始点にして倒産期へ接近するに従い、倒産企業の経営者予想はコントロール企業の経営者予想よりも有意に楽観的になっているといえる。特に倒産直前期である $t=0$ 期では、売上高、経常利益、純利益、配当の 4 項目全てについて、倒産企業の業績予想はコントロール企業の業績予想よりも 1%水準で有意に楽観的な数値になっている。

最後に、倒産企業とコントロール企業による業績予想の予想誤差平均値差とその検定統計量 t 値ならびに予想誤差中央値差とその検定統計量 z 値を従属変数に、そして業績予想のダミー変数と倒産に至るまでの期間を示すトレンド変数を独立変数として、以下の(1)~(4)の固定効果モデルを設定し回帰分析を行っている。

$$\Delta MEAN_{v,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DSAL_v + \alpha_2 DECO_v + \alpha_3 DEAR_v + \alpha_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}, \quad (1)$$

$$TSTAT_{v,t} = \beta_0 + \beta_1 DSAL_v + \beta_2 DECO_v + \beta_3 DEAR_v + \beta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}, \quad (2)$$

$$\Delta MEDN_{v,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DSAL_v + \gamma_2 DECO_v + \gamma_3 DEAR_v + \gamma_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}, \quad (3)$$

$$ZSTAT_{v,t} = \delta_0 + \delta_1 DSAL_v + \delta_2 DECO_v + \delta_3 DEAR_v + \delta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}, \quad (4)$$

$\Delta MEAN_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差平均値差,

$\Delta MEDN_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差中央値差,

- $TSTAT_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差平均値差の検定統計量 t 値 ,
- $ZSTAT_{v,t}$: 業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差中央値差の検定統計量 z 値 ,
- $DSAL_v$: 業績予想項目 v が SAL_FE なら 1 , それ以外なら 0 を与える ,
- $DECO_v$: 業績予想項目 v が ECO_FE なら 1 , それ以外なら 0 を与える ,
- $DEAR_v$: 業績予想項目 v が EAR_FE なら 1 , それ以外なら 0 を与える ,
- $TIME_t$: $t = -5 \sim 0$ 期に応じて $-5 \sim 0$ の値を与える .

ここでの関心事は、トレンド変数 $TIME_t$ の係数 $\alpha_4, \beta_4, \gamma_4, \delta_4$ である。もしこの係数が有意に負であるならば、倒産企業とコントロール企業間の経営者予想誤差の平均値差および中央値差は、倒産期が近づくにつれて拡大しており、またその統計的有意性も増しているという解釈が可能であるからである。(1)と(2)式の推定結果が、図表 6-10 のパネル A とパネル B に示されている。

図表 6-10 によれば、 $TIME_t$ の係数 α_4 と β_4 はそれぞれ -0.008 と -0.652 で、いずれも 1%水準で有意である。したがって、倒産企業とコントロール企業による予想誤差の平均値の乖離は倒産期が近づくにつれて拡大し、かつ平均値差の統計的有意性も高まっていると解釈できる。

同様に、(3)と(4)式の推定結果が、図表 6-11 のパネル A とパネル B に示されている。結果は(1)、(2)式と類似しており、 $TIME_t$ の係数 γ_4 と δ_4 はそれぞれ -0.003 と -0.625 で、いずれも 1%水準で有意である。したがって、倒産企業とコントロール企業間の予想誤差の乖離は、中央値においても、倒産期が近づくにつれて拡大し、かつその統計的有意性も高まっていると解釈できる。

以上の結果より、倒産企業とそのコントロール企業の経営者予想は、実現値と比較して、ともに楽観的ではあるが、倒産企業の経営者予想は、コントロール企業と比べて更に過度に楽観的である。また、倒産企業の経営者予想の楽観度は、 $t = -4$ 期以降、倒産期が近づくにつれて増大するということがいえるであろう。

図表 6-10 予想誤差平均値差と t 値を従属変数にした回帰分析

パネル A 従属変数：予想誤差平均値差							
モデル(1): $\Delta MEAN_{v,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DSAL_v + \alpha_2 DECO_v + \alpha_3 DEAR_v + \alpha_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$							
	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	adj. R^2	観測値数
係数 (t 値)	-0.020 (-1.85)	-0.036 (-2.96)**	-0.016 (-1.28)	-0.032 (-2.65)*	-0.008 (-3.03)**	0.415	24

パネル B 従属変数： t 値							
モデル(2): $TSTAT_{v,t} = \beta_0 + \beta_1 DSAL_v + \beta_2 DECO_v + \beta_3 DEAR_v + \beta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$							
	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	adj. R^2	観測値数
係数 (t 値)	-3.976 (-7.66)**	-0.363 (-0.61)	-1.434 (-2.42)*	-0.717 (-1.21)	-0.652 (-5.31)**	0.571	24

(注) 変数の定義は以下のようである。

$\Delta MEAN_{v,t}$ ：業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差平均値差， $TSTAT_{v,t}$ ：業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差平均値差の検定統計量 t 値， $DSAL_v$ ：業績予想項目 v が SAL_FE なら 1，それ以外なら 0 を与える， $DECO_v$ ：業績予想項目 v が ECO_FE なら 1，それ以外なら 0 を与える， $DEAR_v$ ：業績予想項目 v が EAR_FE なら 1，それ以外なら 0 を与える， $TIME_t$ ： $t = -5 \sim 0$ 期に応じて $-5 \sim 0$ の値を与える。その他の変数の定義については図表 6-3 を参照されたい。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 6-11 予想誤差中央値差と z 値を従属変数にした回帰分析

パネル A 従属変数：予想誤差中央値差							
モデル(3): $\Delta MEDN_{v,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DSAL_v + \gamma_2 DECO_v + \gamma_3 DEAR_v + \gamma_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$							
	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	adj. R^2	観測値数
係数 (t 値)	-0.008 (-1.92)	-0.029 (-5.93)**	-0.008 (-1.66)	-0.011 (-2.29)*	-0.003 (-3.25)**	0.657	24

パネル B 従属変数： z 値							
モデル(4): $ZSTAT_{v,t} = \delta_0 + \delta_1 DSAL_v + \delta_2 DECO_v + \delta_3 DEAR_v + \delta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$							
	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	δ_4	adj. R^2	観測値数
係数 (t 値)	-4.181 (-9.71)**	-0.213 (-0.43)	-1.216 (-2.47)*	-1.118 (-2.27)*	-0.625 (-6.14)**	0.653	24

(注) 変数の定義は以下のようである。

$\Delta MEDN_{v,t}$ ：業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差中央値差， $ZSTAT_{v,t}$ ：業績予想項目 v の t 期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差中央値差の検定統計量 z 値。その他の変数の定義については図表 6-10 を参照されたい。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

6.6 まとめ

わが国においては、ほとんど全ての企業が、決算発表時に当期の実績数値とともに次期の業績予想値（経営者予想）を公表している。本研究の目的は、倒産企業が公表した業績予想の特性を、同業種・同規模の非倒産企業（コントロール企業）と比較することによって明らかにすることである。

最初に、倒産企業とコントロール企業の経営者予想の予想誤差を調べたところ、倒産企業では、売上高、経常利益、純利益、配当の全ての予想項目において経営者予想は楽観的であり、コントロール企業でも配当予想を除く全ての予想項目において楽観的であった。そこで、倒産企業とコントロール企業の予想誤差の差異を比較したところ、倒産企業の経営者予想は、コントロール企業の経営者予想よりも有意に過度に楽観的であった。

次に、倒産企業の経営者予想がコントロール企業の予想と比べていつ頃から楽観的になるのかを、倒産5期前から倒産期に至るまでの期間で調査している。結果は、倒産企業の予想は、コントロール企業の予想よりも、倒産4期前頃から統計的に有意に楽観的になり、またその楽観度は倒産期が近づくにつれて増大するというものであった。

これらの結果から、倒産企業が公表した業績予想には楽観的なバイアスがあり、またそのバイアスは財務的困窮度が高まる倒産期が近づくに連れて大きくなるといえるであろう。

[第 7 章]

経営者予想とアナリスト予想の比較

7.1 はじめに

予想利益は、市場における期待利益の代理変数として、日米におけるファイナンスや会計分野の研究において多岐にわたって用いられている。そして近年における研究では、予想利益としてアナリスト予想を用いることが一般的となっているが、米国と日本においては用いられるデータソースに大きな差が存在する。米国では、I/B/E/S、Zacks、First Call といった複数のアナリスト予想の平均値であるコンセンサス予想利益が早くから利用可能であったので、通常、アナリストのコンセンサス予想が市場の予想利益として用いられている。それに対して日本では、従来、『会社四季報（東洋経済新報社刊行）』や『日経会社情報（日本経済新聞社刊行）』といった出版社系のアナリスト（ただし彼らは自らのことをアナリストではなく記者と呼んでいる）による単独の予想利益が、アナリスト予想として用いられていた。そして 1987 年になって I/B/E/S インターナショナル・データベースがようやく日本市場のカバーを始め、それに伴ってアナリストのコンセンサス予想が入手可能となり、最近では多くの研究が I/B/E/S コンセンサス予想を用いるようになっている。さらに、わが国独特の財務開示情報として、経営者自らが行う次期の予想利益が、1974 年 3 月決算期以降決算短信において公表され、それが公表翌日の日本経済新聞の企業財務欄に掲載されている（1974 年 4 月 16 日以降掲載）⁴⁴。それゆえに、日本ではこの経営者予想を市場の予想利益として用いる研究も早くからみられる。つまり、米国では、複数のアナリストの平均であるコンセンサス予想が予想利益として一般的に用いられているのに対し、日本では、出版社系アナリストが単独で行う予想、複数のアナリスト予想の平均であるコンセンサス予想、そして経営者自らが予想を行う経営者予想の 3 種類の予想利益が利用可

⁴⁴現在では、企業が公表した過去数年の決算短信は、東京証券取引所のウェブサイト（<http://www.tse.or.jp>）から閲覧可能であり、また最新の決算短信については、適時開示情報閲覧サービスによってほぼリアルタイムで閲覧可能となっている。

能なのである⁴⁵。

本研究では、最初に、出版社系アナリスト単独の予想として『会社四季報』の予想（以後「東洋経済予想」と言及する）、アナリストのコンセンサス予想としてI/B/E/S予想、そして経営者が決算短信で公表する経営者予想の3種類の予想を用いて、その精度を比較している。次に市場が3予想のどの予想を利用しているのかを、予想利益の価値関連性(value relevance)という観点から検証している。予想利益の価値関連性とは、予想利益と株価との統計的相関を企業評価モデルに基づいて検証するもので、株価との関連性の強い予想利益ほど株価によく織り込まれており、市場での利用度が高いと判断できるのである。本研究の目的は、このわが国で利用可能な3種類の予想利益の精度を比較することによってその優劣を検証し、そしてその価値関連性を比較することによって市場がその優劣を正しく認識して株価に織り込んでいるかを調査することである。

なお本章の構成は次のようである。次節では、先行研究のサーベイを行う。第3節ではリサーチ・デザインの説明を行う。第4節ではデータについて記述し、第5節では分析結果を議論する。最後に、第6節では本研究を総括する。

7.2 研究の背景

7.2.1 3予想の精度

わが国において利用可能な予想利益には、大きく、経営者予想、東洋経済予想、I/B/E/S予想の3種類があり、個々の予想利益の精度やバイアスを検証する研究は数多く見られる。しかしながら、異なる予想利益間の比較を行っている研究は未だに数が少ない。

最初に、経営者予想と東洋経済予想を比較する研究としては、國村(1980)が、3月決算の東証上場企業が1977-1979年に公表した405個の経営者予想利益（多くは5月下旬に公表される）をサンプルとして、その精度を、『週刊東洋経済』6月最終号に掲載されている東洋経済予想と比較している。そして、経営者予想と、その公表直後の6月東洋経済予想とは70.9%が同じであり、その精度に統計的に有意な差は見られないという証拠を示した。同様に、國村(1984)では、3月決算の東・大・名証1部上場会社が1977-1981年と1982年

⁴⁵その他にも、『日本経済新聞』や『日経金融新聞』などの新聞上で公表されるアナリスト予想(山田1995, 後藤1997), また単独の証券会社が公表するアナリスト予想(城下1984, Elton and Gruber 1990)を用いた研究などもみられる。

に公表した各々624個と421個の経営者予想利益について、その精度を『会社四季報』6月号の東洋経済予想と比較し、1977-1981年では70%前後、1982年では実に76.7%が同じであるという結果を示した。なお、東洋経済予想の予想作成については、筆者の東洋経済新報記者への聞き取りによると、記者が自分の担当企業に決算短信公表前後の期間に直接取材を行い、その取材に基づいて、『会社四季報』に会社四季報編集部の予想として利益予想を掲載するようである。従って、東洋経済予想は、取材時期と決算短信公表時期が近いこともあり、経営者予想の影響を強く受けていると考えられる。

次に、東洋経済予想とI/B/E/S予想を比較する研究としては、Conroy and Harris (1995)がある。彼らは、その先行研究であるConroy *et al.* (1993; 1994)において、日本の東洋経済予想と米国のI/B/E/S予想とを比較し、日本の東洋経済予想の方が米国のI/B/E/S予想よりも精度が高いということを発見し、その理由をI/B/E/S予想が主としてセル・サイド・アナリストの予想であるのに対して、東洋経済予想がより中立的な情報提供者である出版社系アナリストの予想であることによるのではないかという仮説を立てた。そこでConroy and Harris (1995)では、その仮説を検証するために、日本におけるI/B/E/S予想と東洋経済予想の精度とバイアスを、サンプル期間1988-1992年において、比較検証している。そして、東洋経済予想の方がI/B/E/S予想よりも精度が高く、I/B/E/S予想は過度に楽観的であるという証拠を得た。彼らはその理由として、日本の大手証券会社と企業との間には伝統的に密接な関係があり、日本の証券会社がアナリストの独立性を制約しているからではないかとしている。これと同様の推測が、Higgins (2002)においても行われている。Higgins (2002)では、1989-1998年の日本のI/B/E/S予想を、日本のアナリストによる予想と米国のアナリストによる予想とに分割してその精度を比較し、日本企業に関する予想であるにも拘わらず、日本のアナリストによる予想よりも米国のアナリストによる予想の方が精度が高いという証拠を示した。そしてその理由として、Conroy and Harris (1995)と同様に、日本のアナリストには文化的な制約があり独立性が欠如しているからであるとしている。

以上の研究から、日本のセル・サイド・アナリストにはその独立性を損なわせる伝統的、文化的な制約があり、それゆえにそのコンセンサス予想であるI/B/E/S予想の精度は、より中立的な情報提供者である出版社系アナリストの公表する東洋経済予想よりも精度が劣る。そして東洋経済予想はその予想作成過程において経営者予想の影響を強く受けているので、東洋経済予想と経営者予想の精度には大きな差が見られないということが推測される。しかしながらいずれの研究も、I/B/E/S予想、東洋経済予想、経営者予想の3予想を同

時に比較しているものではなく、またサンプル数も少なく検証期間もまちまちであるので、これら断片的な証拠を繋ぎ合わせた推測を検証するには、包括的な実証研究が必要であろう。

7.2.2 予想利益の価値関連性

価値関連性 (value relevance) の定義は研究者によって幾分異なっているが、現在における共通理解としては、調査対象の会計数値と何らかの市場価値の測定値との間の統計的に有意な相関関係であると考えられている(Barth 2000; Lo and Lys 2000a; Holthausen and Watts 2001; Barth *et al.* 2001)。そして、資本市場における会計情報の有用性を検証する目的で、株式市場価値 (またはその価値の変化) と企業評価における様々な会計数値との間の実証的關係を調査する研究は、価値関連研究 (value relevance study) と呼ばれ、1990 年代以降の会計研究の中で最も注目を浴びている研究分野のひとつである。

企業価値と会計数値との間の価値関連性を調査するには、理論的企業評価モデルに基づく実証的に検証可能なモデルが必要である。残余利益モデル (residual income valuation model: RIV) に Ohlson (1995)線型情報ダイナミクス (linear information dynamics) を組み込むことによって導出される評価モデル (以後「Ohlson/RIV モデル」と言及する) は一般に広く受け入れられており、それを理論的根拠とする回帰モデルは、近年の価値関連研究において最も頻繁に用いられている検証モデルである (Barth 2000; Barth *et al.* 2001)。Ohlson/RIV モデルは、企業価値を、株主資本簿価、当期利益、他の情報の 3 つの変数の関数で表現しており、それに基づいて、価値関連研究における検証モデルでは、株価を株主資本簿価、当期利益およびその他の会計変数に回帰している⁴⁶。

日米における価値関連研究では、この Ohlson/RIV モデルに基づく回帰モデルを用いて、様々な会計数値の価値関連性を検証しているのだが、Ohlson/RIV モデルで現われる変数「他の情報」については、従来その使用がアド・ホックであった。Ohlson (2001)ではこの点を取り上げ、次期予想利益を用いて「他の情報」の合理的算定方法を示し、企業価値が、株主資本簿価、当期利益、次期予想利益の主要 3 変数の関数で表現されることを示した。この分析に基づいて、米国では、Dechow *et al.* (1999)が、株価を株主資本簿価、当期利益そして I/B/E/S 予想利益の 3 変数に回帰し、予想利益は企業価値と密接に関連しており、

⁴⁶Ohlson (1995)において、「他の情報」とは、現在の財務諸表には反映されていないものの、株式評価において価値関連性があると考えられる情報を表している。

予想利益の存在する下では当期利益の価値関連性が著しく低下するという証拠を示した。Hand and Landsman (2005)においても、その研究の目的は配当の価値関連性の検証ではあるが、Ohlson (2001)に基づいて I/B/E/S 予想利益を変数に加えた回帰モデルを用いて、予想利益の価値関連性を見出している。

米国における研究が、次期予想利益の代理変数としてアナリスト予想である I/B/E/S 予想を用いているのに対し、わが国では決算発表で経営者の次期予想利益が公表されるので、それを次期予想利益の代理変数として利用可能である。石川(2001; 2002)は、Hand and Landsman (2005)と同様の研究を日本のデータを用いて行い、その際に次期予想利益として経営者予想利益を用いて、経営者予想利益が株価と密接に関連している証拠を示した。また太田(2002; 2004)は、Ohlson (2001)で示されている企業評価に関する 3 つの主要な会計変数である、株主資本簿価、当期利益そして経営者予想利益の各々の価値関連性を検証し、3 変数の中で経営者予想利益の価値関連性が最も高く、経営者予想利益の存在する下では当期利益の価値関連性が著しく減少するという結果を報告している。

以上のように、Ohlson (2001)に基づく価値関連研究では、株価を株主資本簿価、当期利益そして次期予想利益の 3 変数に回帰することによって、予想利益の価値関連性が検証されている。そして次期予想利益の代理変数として、米国の先行研究では I/B/E/S 予想、日本の先行研究では経営者予想がそれぞれ用いられている。しかしながらわが国では、予想利益として経営者予想以外にも、東洋経済予想、I/B/E/S 予想の計 3 種類の予想利益が利用可能である。そこで、これら 3 種類の予想利益の価値関連性を比較することによって、各予想利益の株価への織り込まれ度合い、すなわち市場がどの予想利益を最も利用しているかを測定することとする。

7.3 リサーチ・デザイン

7.3.1 3 予想の特徴

図表 7-1 は、本研究で用いる I/B/E/S 予想、東洋経済予想、経営者予想の 3 予想の特徴を、機関投資家等が用いる Online 版と研究者が用いる Offline 版に区別して表している。最初に、3 予想データの特徴を、機関投資家やアナリスト等が実務上用いているであろう Online 版と比較しているのが図表 7-1 パネル A である。予想更新頻度は、3 予想とも日次である

が、経営者予想については、本決算と中間決算の決算短信で年2回定期的に更新され、それらの予想の修正が随時である⁴⁷。予想項目については、I/B/E/S 予想が最大16項目と最も多く、東洋経済予想は6項目、経営者予想は5項目である。予想期間も、I/B/E/S 予想が年次予想で3期先までと最も長く、東洋経済予想は2期先まで、経営者予想は1期先までである。全体的にI/B/E/S 予想データは、他の予想データよりも、予想項目、予想期間の両方の点で充実している⁴⁸。そして、東洋経済予想データと経営者予想データはかなり類似しているが、東洋経済予想が、営業利益の予想、連結の2期先の予想を行っている点で経営者予想よりも充実している。

しかしながら、これら Online 版のデータベースは、公衆への縦覧を目的として公開されている経営者予想を除いては、機関投資家向けに販売されている非常に高価なものであり、通常、学術研究には利用不可能である。そこで本研究では、研究者が通常用いる Offline 版の予想を図表 7-1 パネル B で比較している。研究目的用には、I/B/E/S 予想は「I/B/E/S Historical Data」、東洋経済予想は「会社四季報」、そして経営者予想は「日本経済新聞財務欄」から収集されることが多い。「I/B/E/S Historical Data」は、毎月第3金曜日の前日の木曜日までに更新された予想を、その月のI/B/E/S 予想として集計している月次のデータベースである。「会社四季報」は、毎年4回、3月、6月、9月、12月の中旬（15日前後）に出版されており、予想の締切りは発売月の前月末から当月初め頃である。経営者予想は、各社ごとの予想なら「適時開示情報閲覧サービス」などから Online でも無償で入手可能であるが、公表日の翌日に日本経済新聞財務欄でまとめて掲載されるのでそれを用いるのが一般的である。

⁴⁷経営者予想における業績予想の修正開示については、本論文第2章第2節を参照されたい。

⁴⁸ただし、I/B/E/S 予想の予想項目と予想期間はあくまで最大、最長の数であって、全ての企業についてこれらの数の予想が得られるわけではない。また、1991年2月から2001年1月までは、I/B/E/S 予想の中に東洋経済予想が含まれていることにも注意が必要である。ちなみに、日経会社情報の予想は、I/B/E/S 予想には含まれていない。

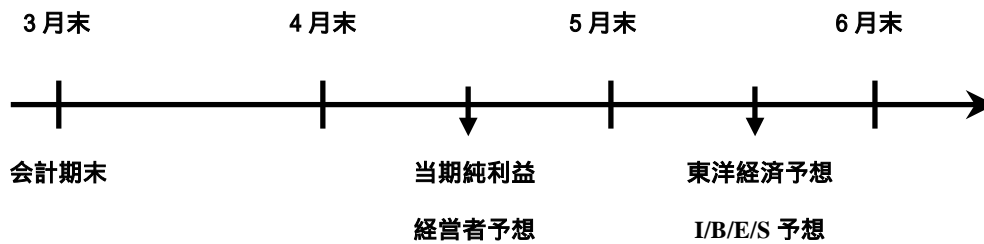
図表 7-1 3 予想データの比較

パネル A : Online 版 (機関投資家が利用)				
予想データ	開始時期	更新頻度	予想項目	予想期間
I/B/E/S 予想 (I/B/E/S Global Consensus Estimates)	1987 年	日次	売上高, 営業利益, 純利益, EPS, 1 株当たりキャッシュ フロー, 1 株当たり配当, BPS 等最大 16 項目	単連: 本 3 期先まで 単連: 四 8 期先まで 単連: 長期予想成長率
東洋経済予想 (東洋経済業績予想デ ータ)	1986 年	日次	売上高, 営業利益, 経常利 益, 純利益, EPS, 1 株当 たり配当	単: 本 1 期先 連: 本 2 期先まで 連: 中 1 期先
経営者予想 (証券取引所へのファ イリング)	1974 年	日次 (定期年 2 回で修正は 随時)	売上高, 経常利益, 純利益, EPS, 1 株当たり配当	単連: 本 1 期先 単連: 稀に中 1 期先

パネル B : Offline 版 (研究者が利用)				
予想データ	開始時期	更新頻度	予想項目	予想期間
I/B/E/S 予想 (I/B/E/S Historical Data)	1987 年	月次 (毎月第 3 金曜日)	EPS	単連: 本 3 期先まで (稀に 5 期先まで) 単: 中 4 期先まで 単連: 長期予想成長率
東洋経済予想 (会社四季報)	1962 年	年 4 回 (3, 6, 9, 12 月中旬)	売上高, 営業利益, 経常利 益, 純利益, EPS, 1 株当 たり配当	単: 本 1 期先 連: 本 2 期先まで 連: 中 1 期先
経営者予想 (日本経済新聞財務欄)	1974 年	日次 (定期年 2 回で修正は 随時)	売上高, 経常利益, 純利益, EPS, 1 株当たり配当	単連: 本 1 期先 単連: 稀に中 1 期先

(注) 予想データの列の括弧内はデータベース名である。予想期間の列の略記: 単 = 単独, 連 = 連結, 本 = 本決算, 中 = 中間決算, 四 = 四半期決算。なお, 経営者予想と東洋経済予想の 1 株当たり配当予想は, 範囲予想 (range forecasts) である場合がある。

次に, 3 予想の公表される時期を, 本研究のサンプルである 3 月決算企業を例に用いて説明する。3 月決算企業は, 「決算短信」において, 当期利益と次期の予想利益を同時に公表する。決算短信の公表日は, 4 月下旬から 5 月末までと, 企業間で差異があるが, 5 月の第 3, 4 週に集中して行われることが多い。東洋経済予想は, 5 月末から 6 月初め頃までに更新された予想が, 6 月中旬に出版される「会社四季報 6 月号 (夏号)」において公表される。I/B/E/S 予想は, 6 月第 3 金曜日の前日の木曜日までに更新された予想を 6 月の予想として公表している。これらの予想公表を時系列で示すと以下ようになる。



つまり、3月決算企業の次期予想利益については、5月の「決算短信」で公表される経営者予想、「会社四季報6月号」で公表される東洋経済予想、そして6月次のI/B/E/S予想が、それぞれ最も早くに公表される予想なのである。

7.3.2 予想精度の測定

本研究では、3月決算企業の次期予想利益の精度を、3予想が最初に出揃う6月時点において比較する。なお予想利益としては、3予想で入手可能な純利益の予想を用いる。予想精度の測定は、以下で示すように、実際利益と予想利益の差異の絶対値を予想公表前の株価でデフレートしたスケールを用いて行う。

予想精度

$$IBESACC_t = |E_t - IBES_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$$

$$MFACC_t = |E_t - MF_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$$

$$TOYOACC_t = |E_t - TOYO_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$$

E_t : t 期の1株当たり純利益,

$IBES_t$: $t+1$ 期6月に公表される $t+1$ 期の1株当たりI/B/E/S予想利益の平均,

MF_t : $t+1$ 期5月末までに公表される $t+1$ 期の1株当たり経営者予想利益,

$TOYO_t$: $t+1$ 期6月に公表される $t+1$ 期の1株当たり東洋経済予想利益,

SP_t : t 期末の株価。

7.3.3 予想利益の価値関連性の測定

Ohlson (2001)評価モデルは、企業価値が、株主資本簿価、当期利益、次期予想利益の3変数の関数として表現されることを示しており、それに従って、価値関連研究では、株価を株主資本簿価、当期利益そして次期予想利益に回帰している。そこで本研究では、次期予想利益として、I/B/E/S予想、東洋経済予想、経営者予想のどの予想利益の価値関連性が

高いかを，以下で示す回帰モデルの当てはまりの良さで比較する⁴⁹。

価値関連性

$$IBESMODEL : P_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 B_t/P_{t-1} + \alpha_2 E_t/P_{t-1} + \alpha_3 IBES_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$MFMODEL : P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 MF_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$TOYOMODEL : P_t/P_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 B_t/P_{t-1} + \gamma_2 E_t/P_{t-1} + \gamma_3 TOYO_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$$

B_t : t 期末の 1 株当たり株主資本簿価，

P_t : $t+1$ 期 6 月末の株価。

7.4 データ

サンプルは，1987–1999 年の期間において，以下の基準で選択されている。

- (i) わが国の 8 証券市場のいずれかもしくは店頭市場に上場している⁵⁰，
- (ii) 3 月決算企業，
- (iii) 一般事業会社（銀行，証券，保険を除く），
- (iv) I/B/E/S，東洋経済，経営者の次期の純利益予想が，6 月末の時点において全て存在する。

I/B/E/S 予想，東洋経済予想，経営者予想については，それぞれ「I/B/E/S Historical Data」，「会社四季報 6 月号」，「日本経済新聞財務欄」から収集している。また，その他必要な会計データ，株価等については，それぞれ「日経 Needs 財務データ」，「東洋経済株価 CD-ROM 2000」から収集している。

これらの選択基準によって，純利益について 17,329 社年の予想が得られた。また，極端な観測値の実証結果への影響を除去するために，変数の極値上下 0.5 パーセントをサンプルから削除している⁵¹。結果として，2,333 社，延べ 17,116 社年の予想が最終サンプルとして選択された。

図表 7-2 パネル A は，年度別のサンプル数を示している。サンプル数は年度によって大

⁴⁹ 全ての変数は Scale Effect を緩和するために前期の株価でデフレートされている。Scale Effect についての議論は，Brown *et al.* (1999) や Gu (2005) を参照されたい。

⁵⁰ 8 証券市場とは，東京，大阪，名古屋，札幌，新潟，京都，広島そして福岡証券市場である。

⁵¹ なお後に示す実証結果は，極値の除去 1.0%，1.5% に対して頑健性がある。また，I/B/E/S 予想には複数のアナリストによる予想利益の平均を用いているが，中央値を用いても得られる結果に大きな変化は見られなかった。

大きく異なり、最小は1987年の22個で、最大は1999年の2,270個である。これは、I/B/E/S予想が1987年から日本市場のカバーを始め、その対象を年度毎に拡大したことによるものである。特に1991年にサンプル数が大きく増加しているのは、1991年2月から東洋経済予想がI/B/E/S予想に含まれるようになったことに起因していると思われる。

次に図表7-2パネルB、パネルCは、それぞれ、サンプルの上場市場と所属業種の割合を示している。なお所属業種は、証券コード協議会の中分類(全33業種)に基づいている。パネルBからは、サンプルの48.1%が東証1部に上場していることがわかる。ちなみに、1999年時点における、東証1部上場企業の全上場企業に占める割合は37.4%であるので、サンプルは幾分大企業に偏っているものと思われる。パネルCによるサンプルの所属業種の割合については、1999年時点における全上場企業の割合と比較して、特に顕著な偏りは見られない。唯一、小売業に関してのみ、サンプルでは4.0%であるのに対して、全上場企業では8.5%である。これは、多くの小売業に属する企業が2月決算であるのに対して、サンプルを3月決算企業に限定していることに起因するものと思われる。

最後に、図表7-2パネルDは、サンプルをI/B/E/S予想のアナリスト人数で分類している。アナリストが1人の予想が全体の35.0%、2人の予想が14.5%と、ほぼ50%のI/B/E/S予想がアナリストが2人以下の予想である。そして、アナリストが1人の予想には、1991年からI/B/E/S予想に含まれている東洋経済予想が多く含まれているものと考えられる。I/B/E/S予想をアナリストのコンセンサス予想と考えて他の予想と比較するならば、アナリストの人数がある程度多い予想にサンプルを限定して検証を行う必要があるであろう。

図表 7-2 サンプルの特徴

パネル A : 年度					
年度	企業数	%	年度	企業数	%
1987	22	0.1%	1994	1,619	9.5%
1988	331	1.9%	1995	1,845	10.8%
1989	426	2.5%	1996	1,978	11.6%
1990	501	2.9%	1997	2,098	12.3%
1991	1,164	6.8%	1998	2,178	12.7%
1992	1,292	7.5%	1999	2,270	13.3%
1993	1,392	8.1%			
			合計	17,116	100.0%

パネル B : 上場市場					
上場市場	観測値数	%	上場市場	観測値数	%
東証 1 部	8,227	48.1%	名証 1 部	113	0.7%
東証 2 部	2,813	16.4%	名証 2 部	583	3.4%
大証 1 部	900	5.3%	地方市場	287	1.7%
大証 2 部	1,587	9.3%	店頭市場	2,606	15.2%
			合計	17,116	100.0%

パネル C : 業種 (証券コード協議会中分類 33 業種)					
業種	観測値数	%	業種	観測値数	%
電気機器	1,722	10.1%	医薬品	344	2.0%
卸売業	1,663	9.7%	非鉄金属	329	1.9%
機械	1,658	9.7%	倉庫運輸関連業	285	1.7%
建設業	1,637	9.6%	不動産業	274	1.6%
化学	1,344	7.9%	精密機器	244	1.4%
サービス業	914	5.3%	その他金融業	242	1.4%
輸送用機器	913	5.3%	パルプ・紙	216	1.3%
食料品	759	4.4%	電気・ガス業	194	1.1%
小売業	680	4.0%	海運業	167	1.0%
繊維製品	622	3.6%	ゴム製品	128	0.7%
金属製品	566	3.3%	石油石炭製品	65	0.4%
その他製品	557	3.3%	鉱業	63	0.4%
鉄鋼	484	2.8%	水産・農林業	59	0.3%
陸運業	470	2.7%	空運業	42	0.2%
ガラス・土石製品	442	2.6%	通信業	33	0.2%
			合計	17,116	100.0%

パネル D : I/B/E/S 予想アナリスト人数					
人数	観測値数	%	人数	観測値数	%
1 人	5,993	35.0%	6 ~ 7 人	1,620	9.5%
2 人	2,488	14.5%	8 ~ 9 人	877	5.1%
3 人	1,496	8.7%	10 ~ 11 人	583	3.4%
4 人	1,722	10.1%	12 ~ 14 人	538	3.1%
5 人	1,474	8.6%	15 人以上	325	1.9%
			合計	17,116	100.0%

7.5 実証結果

7.5.1 予想精度の比較

図表 7-3 は、3 予想精度の記述統計量を表している。IBESACC、MFACC、TOYOACC の平均値はそれぞれ 2.864%、2.803%、2.768%であり、中央値はそれぞれ 0.763%、0.694%、0.696%である。I/B/E/S 予想は平均値と中央値の両方において 3 予想の中で予想誤差が最も大きく、経営者予想と東洋経済予想では、平均値では東洋経済予想の方が幾分誤差が大きいが、中央値では両者に大きな差は見られない。そこで 3 予想誤差の平均差を、パラメトリック検定には Paired *t*-test、ノンパラメトリック検定には Wilcoxon signed rank sum test を用いて、統計的に検証した結果が図表 7-4 で示されている。パラメトリック、ノンパラメトリック両方の検定で、東洋経済予想、経営者予想、I/B/E/S 予想の順で 1%水準で有意に予想精度が高い（予想誤差が小さい）ことが伺える。

図表 7-3 予想精度の記述統計量

予想精度 (%)	観測値数	平均	標準偏差	最小	1Qr	中央値	3Qr	最大
IBESACC	17,116	2.864	7.069	0.000	0.268	0.763	2.066	78.869
MFACC	17,116	2.803	7.093	0.000	0.226	0.694	1.927	80.206
TOYOACC	17,116	2.768	6.995	0.000	0.227	0.696	1.919	77.966

(注) 変数の定義は以下のようである。

$IBESACC_t = |E_t - IBES_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$ 、 $MFACC_t = |E_t - MF_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$ 、 $TOYOACC_t = |E_t - TOYO_{t-1}| / SP_{t-1} \times 100\%$ 。 E_t : t 期の 1 株当たり純利益、 $IBES_t$: $t+1$ 期 6 月に公表される $t+1$ 期の 1 株当たり I/B/E/S 予想利益の平均、 MF_t : $t+1$ 期 5 月末までに公表される $t+1$ 期の 1 株当たり経営者予想利益、 $TOYO_t$: $t+1$ 期 6 月に公表される $t+1$ 期の 1 株当たり東洋経済予想利益、 SP_t : t 期末の株価。

図表 7-4 全サンプルによる予想精度の平均差検定

予想精度の比較	パラメトリック		ノンパラメトリック	
	平均差	<i>t</i> 値	正-負数	<i>z</i> 値
IBESACC - MFACC	0.061	5.515**	1421	14.280**
IBESACC - TOYOACC	0.096	9.323**	1774	18.733**
MFACC - TOYOACC	0.035	7.664**	486	11.485**

(注) パラメトリックな平均差検定には Paired *t*-test、ノンパラメトリックな平均差検定には Wilcoxon signed rank sum test を用いている。変数の定義については図表 7-3 を参照されたい。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 7-4 による全サンプルの検証では、I/B/E/S 予想は、経営者予想や東洋経済予想より精度が低いという結果が得られているが、日米の先行研究では、アナリスト予想の精度は、検証期間（石川 1996; Brown 1997; 木下・久保 1999; Higgins 2002）、産業セクター（Conroy *et al.* 1994; Brown 1997; 木下・久保 1999）、規模（Brown 1997; 木下・久保 1999; 阿部 2000）、アナリストの人数（Brown 1997; 阿部 2000）などによって異なるという証拠が提示されている。とりわけ I/B/E/S 予想はコンセンサス予想であるので、アナリストの数はある程度多い方が望ましいとする見解もある（坂本 1996; 阿部 1999; 阿部 2002）。そこで以下では、サンプルを、年度別、業種別、I/B/E/S アナリスト人数別、規模別によってそれぞれ分割し、3 予想の精度を比較検証している⁵²。

図表 7-5 は、3 予想精度を年度別に示したものである。サンプル数の少ない 1987-1989 年の期間は 3 予想精度の順位にバラつきが見られるが、サンプル数が 500 を超える 1990 年以降は、概ね東洋経済予想、経営者予想、I/B/E/S 予想の順で精度が高い。ただし統計的有意性については、I/B/E/S 予想と他の 2 つの予想との精度差が多く年度で有意であるのに対して、東洋経済予想と経営者予想の精度差の有意性は低い。図表 7-6 は、3 予想精度を業種別に示したものである。年度別分類のときと同様に、サンプル数が少ない業種では 3 予想精度の順位に若干のバラつきが見られるが、30 業種中 23 業種で東洋経済予想、経営者予想、I/B/E/S 予想の順で予想精度が高くなっている。

次に図表 7-7 と図表 7-8 は、3 予想精度をそれぞれ I/B/E/S アナリスト人数別、企業規模別に示したものである。I/B/E/S アナリスト人数が 2 人以上の場合には、I/B/E/S 予想は他の 2 つの予想より有意に精度が劣っている。I/B/E/S 予想はコンセンサス予想であるのでアナリスト数がある程度多い方が望ましいとする見解があるが、I/B/E/S 予想の他の予想に対する比較優位性はアナリストの人数とは無関係であるといえる。なお I/B/E/S アナリスト人数が 1 人の場合に、I/B/E/S 予想と他の 2 つの予想との間に大きな精度差が観察されないのは、I/B/E/S アナリスト人数が 1 人の I/B/E/S 予想には、東洋経済予想が多く含まれているからと考えられる。東洋経済予想と経営者予想とでは、アナリスト人数が 4 人以下の企業では東洋経済予想が経営者予想より有意に精度が高いが、5 人以上の企業では両者に大きな差は見られない。また図表 7-8 の規模別分類の結果は、I/B/E/S アナリスト人数別の結果と類似しており、最小規模ポートフォリオ（P1）以外は、東洋経済予想、経営者予想、

⁵²企業規模には時価総額を用いている。

I/B/E/S 予想の順で予想精度が高い。統計的有意性についても同様で、I/B/E/S 予想はほとんどのポートフォリオで他の2つの予想よりも有意に精度が低く、東洋経済予想と経営者予想とでは精度差の有意性が低下している。なお規模別の結果が I/B/E/S アナリスト人数別の結果と類似しているのは、大企業ほど多くのアナリストによってカバーされているということによるものと考えられる。

以上の結果を要約すると、3 予想の中では I/B/E/S 予想の精度が最も有意に低く、その結果は、サンプルを年度別、業種別、I/B/E/S アナリスト人数別、規模別などで分割しても大きく変化しない。そして、東洋経済予想と経営者予想では、東洋経済予想の方が経営者予想よりも若干精度が高く、全サンプルではその差は統計的に有意であるが、サンプルを年度別、業種別、I/B/E/S アナリスト人数別、規模別などで分割すると、両者の予想精度に統計的に有意な差はあまり見られない。このことから、わが国で利用可能な3 予想利益の中では、I/B/E/S 予想の精度が最も低く、東洋経済予想と経営者予想では予想精度に大差はないといえる。

図表 7-5 年度別予想精度

年度	観測 値数	予想精度(%)			平均差検定		
		<i>IBES ACC</i>	<i>MF ACC</i>	<i>TOYO ACC</i>	<i>IBESACC</i> - <i>MFACC</i>	<i>IBESACC</i> - <i>TOYOACC</i>	<i>MFACC</i> - <i>TOYOACC</i>
1987	22	0.536	0.643	0.690	-1.246 -1.347	-1.723 -1.932	-1.415 -1.214
1988	331	0.552	0.545	0.540	0.338 -0.587	0.616 -0.257	1.844 2.254*
1989	426	0.460	0.471	0.459	-1.010 -2.138*	0.041 -1.150	3.029** 3.294**
1990	501	0.480	0.429	0.427	3.528** 4.181**	3.648** 4.456**	1.631 1.208
1991	1,164	1.173	1.153	1.150	1.607 5.743**	1.868 5.411**	0.783 -1.029
1992	1,292	2.649	2.529	2.515	3.772** 6.103**	5.091** 7.678**	0.835 4.710**
1993	1,392	1.717	1.772	1.716	-2.068* -0.396	0.035 1.838	5.056** 6.719**
1994	1,619	1.408	1.359	1.347	2.114* 5.422**	2.745** 6.540**	1.671 1.590
1995	1,845	2.155	2.007	1.982	3.293** 7.561**	4.140** 8.763**	1.574 2.070*
1996	1,978	1.390	1.341	1.336	3.976** 6.589**	4.715** 7.601**	0.967 1.139
1997	2,098	3.079	3.007	3.012	3.891** 6.828**	4.133** 6.698**	-0.400 0.111
1998	2,178	6.445	6.438	6.331	0.249 1.006	4.069** 4.755**	5.513** 8.074**
1999	2,270	5.159	5.024	4.941	2.327* 5.637**	3.964** 7.416**	4.559** 5.017**

(注) 平均差検定のコラムでは、各年度における3予想の平均差の検定を行っている。各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。変数の定義については図表 7-3 を参照されたい。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 7-6 業種別予想精度

業種 (証券コード協 議会中分類)	観測 値数	予想精度(%)			平均差検定		
		<i>IBES</i>	<i>MF</i>	<i>TOYO</i>	<i>IBESACC</i>	<i>IBESACC</i>	<i>MFAcc</i>
		<i>ACC</i>	<i>ACC</i>	<i>ACC</i>	<i>MFAcc</i>	<i>TOYOACC</i>	<i>TOYOACC</i>
電気機器	1,722	3.133	3.090	3.030	1.274 5.340**	3.741** 7.007**	3.247** 4.268**
卸売業	1,663	2.964	2.953	2.917	0.407 2.792**	1.844 4.256**	3.729** 3.980**
機械	1,658	3.139	3.146	3.107	-0.222 3.479**	1.000 4.993**	2.777** 4.324**
建設業	1,637	3.405	3.260	3.215	3.219** 7.091**	4.524** 7.987**	2.624** 3.403**
化学	1,344	1.684	1.622	1.616	3.291** 4.040**	3.849** 4.593**	0.871 1.889
サービス業	914	2.591	2.477	2.429	1.444 3.996**	2.107* 5.537**	2.543* 2.588**
輸送用機器	913	2.992	2.854	2.808	3.358** 4.714**	4.398** 5.047**	1.787 1.963*
食料品	759	2.092	2.022	2.022	2.712** 2.185*	2.931** 2.850**	0.043 1.468
小売業	680	2.714	2.669	2.629	1.171 4.743**	2.416* 6.648**	2.667** 3.243**
繊維製品	622	4.389	4.345	4.350	0.640 0.038	0.758 1.046	-0.097 2.830**
金属製品	566	3.686	3.636	3.593	1.073 2.156*	2.322* 3.610**	1.661 3.342**
その他製品	557	3.661	3.508	3.466	1.929 2.699**	2.446* 4.274**	2.595* 3.586**
鉄鋼	484	3.784	3.841	3.780	-0.566 0.632	0.040 2.258*	2.795** 2.917**
陸運業	470	1.198	1.131	1.123	2.785** 3.018**	3.233** 3.313**	0.653 1.669
ガラス・土石	442	2.229	2.183	2.103	0.799 0.087	2.931** 1.162	1.966* 2.846*
医薬品	344	1.406	1.359	1.343	1.832 3.424**	3.335** 3.801**	1.235 1.546
非鉄金属	329	2.630	2.535	2.516	1.339 1.594	1.652 2.285*	1.581 1.047
倉庫運輸業	285	2.229	2.214	2.167	0.468 -0.180	1.812 0.512	1.450 1.644
不動産業	274	4.676	4.541	4.470	1.666 3.060**	2.668** 3.434**	1.590 1.051
精密機器	244	3.061	3.144	3.074	-0.837 0.732	-0.184 1.364	1.428 0.959
その他金融業	242	3.465	3.153	3.170	1.983* 5.400**	1.868 5.180**	-1.716 -2.094*
パルプ・紙	216	2.628	2.768	2.768	-0.873 1.115	-0.900 0.806	-0.005 -0.241
電気・ガス業	194	0.649	0.576	0.596	2.142* 1.442	1.684 1.302	-1.127 -0.876
海運業	167	2.376	2.333	2.328	0.435 1.204	0.489 1.620	0.619 0.848
ゴム製品	128	3.571	3.618	3.595	-0.347 -0.674	-0.179 -0.551	1.205 0.801
石油石炭製品	65	1.977	2.035	2.056	-0.468 1.408	-0.649 1.036	-1.240 -1.540
鉱業	63	2.533	2.294	2.272	0.624 -0.513	0.683 -0.240	1.159 1.363
水産・農林業	59	2.017	1.920	1.911	0.585 -1.101	0.677 -0.947	0.191 0.000
空運業	42	1.652	1.160	1.163	1.621 2.135*	1.612 2.107*	-0.545 -0.535
通信業	33	0.505	0.443	0.446	2.066* 2.153*	1.977* 1.939*	-0.523 -0.507

(注) 平均差検定のコラムでは、各年度における3予想の平均差の検定を行っている。各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。変数の定義については図表 7-3 を参照されたい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 7-7 I/B/E/S アナリスト人数別予想精度

I/B/E/S アナリスト 人数	観測 値数	予想精度(%)			平均差検定		
		<i>IBES</i> <i>ACC</i>	<i>MF</i> <i>ACC</i>	<i>TOYO</i> <i>ACC</i>	<i>IBESACC</i> - <i>MFACC</i>	<i>IBESACC</i> - <i>TOYOACC</i>	<i>MFACC</i> - <i>TOYOACC</i>
1 人	5,993	3.933	3.965	3.891	-1.500 -3.776**	2.192* 0.985	6.475** 9.938**
2 人	2,488	3.681	3.529	3.503	4.585** 9.094**	5.644** 10.114**	2.485* 3.917**
3 人	1,496	3.053	2.889	2.870	3.465** 6.542**	3.979** 7.227**	1.928 3.384**
4 人	1,722	2.147	2.039	2.026	3.463** 6.308**	3.963** 6.945**	2.271* 3.060**
5 人	1,474	1.839	1.763	1.751	2.131* 4.113**	2.548* 4.566**	1.408 1.905
6~7 人	1,620	1.456	1.392	1.385	3.288** 7.217**	3.878** 7.397**	1.198 1.384
8~9 人	877	1.359	1.290	1.292	4.673** 5.963**	4.510** 5.860**	-0.526 -0.471
10~11 人	583	1.397	1.260	1.252	3.781** 5.746**	4.027** 6.571**	2.631* 3.103**
12~14 人	538	1.094	1.009	1.011	3.915** 5.319**	3.836** 5.147**	-0.41 -0.972
15 人以上	325	1.134	1.035	1.029	3.271** 3.599**	3.472** 4.178**	0.694 1.788

(注) 平均差検定のコラムでは、各年度における 3 予想の平均差の検定を行っている。各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。変数の定義については図表 7-3 を参照されたい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 7-8 規模別予想精度

企業規模	観測値数	予想精度 (%)			平均差検定		
		<i>IBES ACC</i>	<i>MF ACC</i>	<i>TOYO ACC</i>	<i>IBESACC MFACC</i>	<i>IBESACC TOYOACC</i>	<i>MFACC TOYOACC</i>
P1 (最小)	1,712	7.344	7.398	7.228	-0.865 -2.264*	2.074* 2.953**	5.073** 8.873**
P2	1,712	4.488	4.440	4.381	1.414 1.411	3.669** 3.358**	3.684** 5.093**
P3	1,712	3.615	3.562	3.514	1.281 3.081**	2.719** 4.849**	2.762** 3.866**
P4	1,711	2.978	2.944	2.921	0.800 2.715**	1.436 2.967**	1.843 0.493
P5	1,711	2.867	2.794	2.772	1.765 3.884**	2.369* 4.961**	3.216** 3.607**
P6	1,711	2.078	1.978	1.970	4.179** 6.867**	4.710** 7.642**	0.923 2.072*
P7	1,711	1.663	1.551	1.548	4.071** 7.509**	4.224** 7.603**	1.074 1.427
P8	1,712	1.387	1.292	1.288	5.502** 7.725**	5.799** 8.245**	0.670 2.075*
P9	1,712	1.187	1.124	1.119	5.298** 6.137**	5.726** 6.602**	2.341* 2.195*
P10 (最大)	1,712	1.034	0.946	0.943	5.195** 7.058**	5.334** 7.768**	1.040 2.571*

(注) サンプルを企業規模に応じて、10 個の同数のポートフォリオに分類している。P1 は最小、P10 は最大の規模を持つ企業のポートフォリオである。なお規模には、各年度の 6 月末時点における時価総額を用いている。平均差検定のコラムでは、各年度における 3 予想の平均差の検定を行っている。各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。変数の定義については図表 7-3 を参照されたい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

7.5.2 予想利益の価値関連性比較

図表 7-9 パネル A とパネル B は、Ohlson (2001) 評価モデルに基づく 3 予想利益モデル、*IBESMODEL*、*MFMODEL*、*TOYOMODEL* に用いられる変数の記述統計量と相関係数である。株価と、I/B/E/S 予想、経営者予想、東洋経済予想の相関係数は、それぞれ 0.285、0.307、0.305 で、3 予想の中では I/B/E/S 予想の株価との相関が最も低く、経営者予想と東洋経済予想の株価との相関は同程度である。

図表 7-10 パネル A は、3 予想利益モデルの推定結果を示している。*IBESMODEL*、*MFMODEL*、*TOYOMODEL* の株主資本簿価と予想利益の係数は全て統計的に有意に正であり、当期純利益の係数は、統計的有意性は低いものの全て負の値をとっている。

図表 7-9 予想利益モデルに用いられる変数の記述統計量と相関係数

パネル A：記述統計量								
変数	観測値数	平均	標準偏差	最小	1Qr	中央値	3Qr	最大
P_t/P_{t-1}	16,720	0.9839	0.4331	0.2823	0.6589	0.9009	1.2136	3.3611
B_t/P_{t-1}	16,720	0.6104	0.4121	0.0213	0.3332	0.5174	0.7720	2.9060
E_t/P_{t-1}	16,720	0.0113	0.0561	-0.6163	0.0086	0.0188	0.0315	0.1534
$IBES_t/P_{t-1}$	16,720	0.0242	0.0231	-0.1135	0.0123	0.0220	0.0345	0.1619
MF_t/P_{t-1}	16,720	0.0249	0.0223	-0.0948	0.0125	0.0219	0.0342	0.1618
$TOYO_t/P_{t-1}$	16,720	0.0244	0.0225	-0.1000	0.0122	0.0217	0.0340	0.1618

パネル B：ピアソン相関係数							
変数	P_t/P_{t-1}	B_t/P_{t-1}	E_t/P_{t-1}	$IBES_t/P_{t-1}$	MF_t/P_{t-1}	$TOYO_t/P_{t-1}$	
P_t/P_{t-1}	1.000						
B_t/P_{t-1}	0.213	1.000					
E_t/P_{t-1}	0.073	-0.024	1.000				
$IBES_t/P_{t-1}$	0.285	0.295	0.418	1.000			
MF_t/P_{t-1}	0.307	0.339	0.329	0.915	1.000		
$TOYO_t/P_{t-1}$	0.305	0.321	0.371	0.934	0.979	1.000	

(注) 変数の定義は以下のようである。

P_t : $t+1$ 期 6 月末の株価, B_t : t 期末の 1 株当たり株主資本簿価, E_t : t 期の 1 株当たり純利益, $IBES_t$: $t+1$ 期 6 月に公表される $t+1$ 期の 1 株当たり I/B/E/S 予想利益の平均, MF_t : $t+1$ 期 5 月末までに公表される $t+1$ 期の 1 株当たり経営者予想利益, $TOYO_t$: $t+1$ 期 6 月に公表される $t+1$ 期の 1 株当たり東洋経済予想利益。

これは、株主資本簿価と予想利益を所与とすると、株式評価における当期純利益の役割は将来利益の成長性を暗示するものである (implied earnings growth indicator) という、Ohlson (2001) および Hand (2001) の理論的分析結果と一致している。

モデルの当てはまりの良さを示す $\text{adj.}R^2$ を比較すると、 $IBESMODEL$ の $\text{adj.}R^2$ が 0.099 と最も低く、 $MFMODEL$ と $TOYOMODEL$ の $\text{adj.}R^2$ はそれぞれ 0.107、0.108 でほぼ同じである。そこで $IBESMODEL$ 、 $MFMODEL$ 、 $TOYOMODEL$ という競合する 3 予想利益モデルの優劣の差を、Vuong (1989) 検定を用いて統計的に検証している。 R^2 や AIC といったモデル選択基準でもモデルの優劣を知ることができるが、その優劣の差が果たして統計的に有意な程の差であるかどうかは判らない。Vuong (1989) 検定とは、競合するモデル間の優劣の差を

図表 7-10 予想利益モデルの価値関連性推定結果 1

パネル A : 3 予想モデルの推定結果						
推定モデル	Constant	B_t/P_{t-1}	E_t/P_{t-1}	Forecast ^a	adj.R ²	観測値数
<i>IBESMODEL</i>	0.782 (128.22)**	0.143 (16.10)**	-0.247 (-3.10)**	4.842 (22.86)**	0.099	16,720
<i>MFMODEL</i>	0.777 (129.02)**	0.127 (15.38)**	-0.105 (-1.74)	5.265 (32.55)**	0.107	16,720
<i>TOYOMODEL</i>	0.778 (129.49)**	0.130 (15.88)**	-0.204 (-3.32)**	5.293 (32.73)**	0.108	16,720

パネル B : モデル選択検定の結果	
比較モデル	Vuong (1989)検定による統計量 ^b
<i>IBESMODEL</i> vs <i>MFMODEL</i>	-4.423**
<i>IBESMODEL</i> vs <i>TOYOMODEL</i>	-5.079**
<i>MFMODEL</i> vs <i>TOYOMODEL</i>	-0.677

^a Forecast のコラムには $IBES_t/P_{t-1}$, MF_t/P_{t-1} , $TOYO_t/P_{t-1}$ がそれぞれのモデルに応じて入る。

^b Vuong (1989)検定とは、モデル選択基準に Kullback-Leibler 情報量基準を用いて、それを尤度比検定に適用することによって、競合するモデルのどちらのモデルがより真のデータ生成過程に近いかを検定するモデル選択検定である。検定統計量には標準化された尤度比を用い、それは漸近的に標準正規分布に従う。

(注) 推定モデルは以下のものである。変数の定義については図表 7-9 を参照されたい。

IBESMODEL : $P_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 B_t/P_{t-1} + \alpha_2 E_t/P_{t-1} + \alpha_3 IBES_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$

MFMODEL : $P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 MF_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$

TOYOMODEL : $P_t/P_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 B_t/P_{t-1} + \gamma_2 E_t/P_{t-1} + \gamma_3 TOYO_t/P_{t-1} + \varepsilon_t$

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

統計的に検証するモデル選択検定である⁵³。その結果が図表 7-10 パネル B に示されている。

IBESMODEL は *MFMODEL* や *TOYOMODEL* よりも有意に劣っており、*MFMODEL* と *TOYOMODEL* では統計的に有意な優劣は見られない。さらに、年度や業種による影響をコントロールするために、3 予想利益モデルに年度ダミー変数 (*YEAR88 99*) と業種ダミー変数 (*IND1 29*) を追加して推定した結果が図表 7-11 で示されている。結果は、係数については図表 7-10 とほぼ類似しており、モデルの当てはまりの良さを示す adj.R² についても全体的に値は高くなっているもののモデル間の優劣に変化は見られない。3 予想利益モデルの adj.R² は *IBESMODEL* が 0.566 と最も低く、*MFMODEL* と *TOYOMODEL* はそれぞれ 0.572 と 0.571 でほぼ同じである。Vuong (1989)モデル選択検定による 3 予想利益モデルの優劣の結果も同様で、*IBESMODEL* が最も劣っており、*MFMODEL* と *TOYOMODEL* では統計的に

⁵³ Vuong (1989)検定の詳細については、太田・松尾(2004; 2005)および松尾(2004)を参照されたい。

図表 7-11 予想利益モデルの価値関連性推定結果 2

パネル A : 3 予想モデルの推定結果							
推定モデル	B_t/P_{t-1}	E_t/P_{t-1}	Forecast ^a	YEAR88 99 _t	INDI 29 _t	adj.R ²	観測値数
IBESMODEL	0.060 (8.63)**	-0.137 (-3.05)**	4.028 (34.45)**	1459.6**	11.37**	0.566	16,720
MFMODEL	0.051 (7.45)**	-0.034 (-0.78)	4.430 (37.72)**	1471.7**	11.90**	0.572	16,720
TOYOMODEL	0.053 (7.72)**	-0.109 (-2.50)**	4.415 (37.63)**	1468.5**	11.87**	0.571	16,720

パネル B : モデル選択検定の結果	
比較モデル	Vuong (1989)検定による統計量 ^b
IBESMODEL vs MFMODEL	-4.953**
IBESMODEL vs TOYOMODEL	-5.261**
MFMODEL vs TOYOMODEL	0.245

^a Forecast のコラムには $IBES_t/P_{t-1}$, MF_t/P_{t-1} , $TOYO_t/P_{t-1}$ がそれぞれのモデルに応じて入る。YEAR88 99_t と INDI 29_t のコラムは F 値である。

^b Vuong (1989)検定については図表 7-10 を参照されたい。

(注) 推定モデルは以下のものである。

$$IBESMODEL : P_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 B_t/P_{t-1} + \alpha_2 E_t/P_{t-1} + \alpha_3 IBES_t/P_{t-1} + \alpha_4 YEAR88\ 99_t + \alpha_5 INDI\ 29_t + \varepsilon_t$$

$$MFMODEL : P_t/P_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 B_t/P_{t-1} + \beta_2 E_t/P_{t-1} + \beta_3 MF_t/P_{t-1} + \beta_4 YEAR88\ 99_t + \beta_5 INDI\ 29_t + \varepsilon_t$$

$$TOYOMODEL : P_t/P_{t-1} = \gamma_0 + \gamma_1 B_t/P_{t-1} + \gamma_2 E_t/P_{t-1} + \gamma_3 TOYO_t/P_{t-1} + \gamma_4 YEAR88\ 99_t + \gamma_5 INDI\ 29_t + \varepsilon_t$$

YEAR88 99_t : 1988-1999 年の年度ダミー変数, INDI 29_t = 29 業種の業種ダミー変数, その他の変数の定義については図表 7-9 を参照されたい。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

有意な優劣は見られない。

以上の 3 予想利益モデルの価値関連性比較の結果から, 3 予想の中では I/B/E/S 予想の価値関連性が最も低く, 経営者予想と東洋経済予想の価値関連性は同程度であることがわかる。これは, 3 予想の中では経営者予想と東洋経済予想が同程度に株価に織り込まれており, I/B/E/S 予想の織り込まれ方が最も低いことを意味している。つまり市場は, 経営者予想と東洋経済予想の利用度が高く, I/B/E/S 予想はあまり利用していないといえる。

7.6 まとめ

予想利益は, 市場における期待利益の代理変数として, 日米の研究において幅広く用いられているが, 用いられるデータソースは日米間で大きく異なっている。米国では, 予想

利益として、I/B/E/S、Zacks、First Call といった複数のアナリスト予想の平均であるコンセンサス予想を用いるのが一般的であるのに対して、わが国では、米国同様のアナリストのコンセンサス予想以外に、より中立的立場にあると思われる出版社系アナリストの単独予想、そして経営者自らが公表する経営者予想の計 3 種類の予想利益が利用可能である。本研究の目的は、これら 3 種類の予想の精度と価値関連性を調査することによって、3 予想の優劣および市場の 3 予想利用度を比較検証することである。

本研究では、最初に、アナリストのコンセンサス予想として I/B/E/S 予想、出版社系アナリストの単独予想として『会社四季報』の東洋経済予想、そして経営者が決算短信で公表する経営者予想の 3 種類の予想を用いて、その精度を比較している。結果は、予想精度に関しては、I/B/E/S 予想は東洋経済予想や経営者予想よりも有意に精度が劣り、東洋経済予想と経営者予想では精度に大差は見られなかった。また、I/B/E/S 予想はコンセンサス予想であるので、I/B/E/S 予想にはアナリスト人数がある程度多い予想のみを用いるのが望ましいとする見解がある。そこで、サンプルを I/B/E/S アナリスト人数別に分割して 3 予想の予想精度を比較しているが、結果は、I/B/E/S 予想はアナリストの人数とは無関係に他の 2 つの予想よりも有意に精度が劣っていた。それ以外にも、サンプルを年度別、業種別、規模別などで分割して予想精度を比較したが、結果は同様に、I/B/E/S 予想は 3 予想の中で最も精度が低く、東洋経済予想と経営者予想では精度に大きな差は見られなかった。

次に、市場の 3 予想の利用度を予想利益の価値関連性という観点から検証している。予想利益の価値関連性とは、予想利益と株価との統計的相関を企業評価モデルに基づいて検証するもので、株価との関連性の強い予想利益ほど株価によく織り込まれており、市場での利用度が高いと判断できるのである。結果は、3 予想の中で I/B/E/S 予想の価値関連性が最も低く、東洋経済予想と経営者予想の価値関連性には有意な差は見られなかった。これは、市場の東洋経済予想や経営者予想の利用度が高く、I/B/E/S 予想の利用度が低いことを意味している。また、年度や業種などの影響をコントロールした後の 3 予想の価値関連性の検証結果も同様であった。

これらの結果から、わが国において利用可能な 3 種類の予想利益の中では、東洋経済予想と経営者予想の精度が同程度で高く、I/B/E/S 予想の精度が最も低く、そして市場はそれら精度の高い予想を正しく識別して株価に織り込んでいるといえる。この結果は、米国では一般的であるコンセンサス予想の使用がわが国においては不適切であることを示すものであり、また経営者予想が Public Information として無償で入手可能なわが国における、

I/B/E/S 予想, 東洋経済予想といった有償のアナリスト予想の価値に疑問を生じさせるものである。

最後に, 本研究では, 次期予想利益について最も早く公表される, すなわち最も期首に近い時点で 3 予想を比較している。しかしながら, I/B/E/S 予想は毎月改訂され, 東洋経済予想も 3 ヶ月毎に更新される。また経営者予想に関しても, 本決算と中間決算の年 2 回の定期公表に加え, 予想修正が生じたときにはそれが随時公表される。今後はこれらの予想修正データを新たに収集して, 3 種類の予想の精度が期首から期末に向かってどのように変化し, また市場はそれをどのように織り込んで行くのかというメカニズムを解明する必要があるであろう。

[第 8 章]

倒産企業の経営者予想に対する アナリストの反応

8.1 はじめに

経営者が企業の将来業績の見込みについて自ら公表する予想情報は、一般に経営者予想と呼ばれている。わが国における財務開示の最大の特徴は、わが国の証券取引所が、各事業年度の決算内容に係わる適時開示すなわち決算発表において、企業に当期の実績値とともに次期の経営者予想を公表することを要請している点である。この経営者予想を含む決算発表は、証券取引法や商法による制度開示とは異なり、厳密には証券取引所の指導に基づき自発開示であるが、ほとんど全ての企業がその要請に応じている。その結果、企業は、本決算発表において、次期の売上高、経常利益、純利益、配当の予想値を、当期の実績値とともに、また中間決算発表においても、同項目の予想値を、中間決算の実績値とともに公表している。つまり企業は、通年の業績予想値を、期首と期中の2回定期的に公表しているのである。さらに企業は、これらの定期公表に加えて、公表済み予想値に重要な差異が生じた場合には、業績予想の修正開示と呼ばれる不定期の経営者予想を速やかに公表しなければならない。

米国においては、経営者予想の公表は企業の完全なる自発開示であるので、経営者予想情報はわが国ほど一般的ではない。しかしながら、経営者予想に関する研究は、わが国よりも古くから包括的に行われている。そして米国における近年の研究では、経営者予想にはシステマティックなバイアスが存在しており、そのバイアスに寄与する要因として企業の財務的困窮（Financial Distress）があることが報告されている。これは、財政状態が悪化している企業の経営者予想には楽観的なバイアスが存在するというものであり、さらに米国では、このような経営者予想をアナリストが信用性の低い情報であると正しく認識しているという証拠が提示されている。

一方、わが国における研究においても、財務的に困窮している企業の公表する経営者予想には楽観的なバイアスが存在するという報告がなされている。しかしながら、アナリス

トがこれらの予想におけるバイアスを正しく認識しているという証拠は未だ発見されていない。むしろ現時点における研究では、経営者予想がほとんど全ての企業において入手可能なわが国においては、アナリストが経営者予想に大きく依存しているとして、アナリストの予想能力に否定的な見解を示す結果が報告されている。

本研究の目的は、企業の財務的困窮が最も極端かつ端的な形で表れている倒産企業を研究対象にして、これら企業の公表した経営者予想の特性とそれに対するアナリストの反応を詳細に分析することである。本研究では第1に、倒産企業の経営者予想の特性を時系列で分析している。経営者予想の特性に関する先行研究では、経営者予想データの入手困難性から期首の定期公表である本決算時の予想のみが分析対象とされることが多い。しかしながら、本研究では経営者予想の定期公表のみならず不定期の修正開示予想も用いて、倒産企業の経営者予想が、期首から期末に向けてどのように修正されていくのかを調査している。

第2に、倒産企業が公表した経営者予想の特性を、アナリストが正確に認識しているかを分析している。アナリスト予想に関する先行研究では、日本のアナリストの予想能力に疑義を呈する結果が報告されている。そこで本研究では、倒産企業に対して公表されるアナリスト予想と経営者予想とを、その公表時期に従って時系列で組み合わせ、アナリストが倒産企業の経営者予想に存在するバイアスを正確に認識しているかを調査している。

なお本章の構成は次のようである。次節では先行研究のサーベイを行い、第3節ではデータと変数の説明を行う。第4節では分析結果を示し、最終節では本研究を総括する。

8.2 研究の背景

米国における研究では、財政状態が悪化している企業の経営者が公表する予想利益は過度に楽観的であるとする証拠が数多く提示されている。例えば Frost (1997) は、1982–1990年の期間に「修正監査報告書」(Modified Audit Report)を受けた81社をサンプルにして調査を行い、それらのサンプル企業の財政状態が、同規模同業種のコントロール企業の財政状態よりも有意に悪化していることを発見した。そしてサンプル企業の中から特に財務的に困窮している58社を選び、それらの企業が公表する将来業績予想の信頼性について調査を行い、財務的困窮企業の業績予想は過度に楽観的であると報告している。Frost (1997)の研究が単変量での分析であるのに対して、Irani (2000)は1990–1995年の期間に公表され

た 242 個の経営者予想をサンプルとして多変量で分析を行い、予想に影響を及ぼすと思われる、異常利益成長率、産業の競争性、開示に関する法的責任、外部資金調達といった他の要因をコントロールした後でも、予想利益の楽観度と財務的困窮度との間には正の相関があるという証拠を示した。さらに Rogers and Stocken (2005)では、Irani (2000)と類似したリサーチ・デザインを用いて、1996–2000 年の期間に公表された 925 個の経営者予想をサンプルとして調査を行い、財政状態が悪化している企業の中でも、市場がその予想の真偽を見抜くことが困難である企業が、楽観的な予想を公表していると報告している⁵⁴。

次に、これら財務的困窮企業の予想に対するアナリストの反応は、Koch (2002)によって検証されている。Koch (2002)は、1993–1997 年の期間に公表された 517 個の経営者予想利益をサンプルとして、その楽観度と企業の財政状態との関係を調査し、企業の財務的困窮度が高くなるにつれて経営者予想の楽観度も増加するということを発見した。さらに、経営者予想公表前後のアナリスト予想を検証することによって、アナリストは財務的に困窮している企業の利益予想を信頼性の低い情報であると見なしているという証拠を示した。

以上の先行研究の結果から、米国においては、財務的困窮企業の公表する経営者予想には楽観的なバイアスが存在し、またアナリストは、このような予想バイアスを正しく認識しているといえる⁵⁵。

一方、日本における研究でも、財政状態が悪化している企業が公表する予想利益は過度に楽観的であるとする証拠が提示されている。須田・太田(2004)は、1980–2002 年の期間に倒産した 101 社をサンプルとして、それら倒産企業が期首（本決算時）に公表した経営者予想を用いて、その予想誤差を同規模同業種のコントロール企業の経営者予想誤差と比較している。そして、倒産企業の経営者による業績予想は、コントロール企業と較べて楽観的であり、またその楽観性は倒産年度に近づくにつれてより有意に強くなることを発見した。また Ota (2006)では、1979–1999 年の期間に公表された 28,593 個の経営者予想利益をサンプルとして用いて、日本の経営者予想の特性を、マクロ経済的影響、規制産業、企業規模、上場市場、外部資金調達、財務的困窮、過去の予想誤差の持続性、成長性、赤字企業、配当予想という 10 個の要因について多変量で調査している。そして、経営者予想の楽

⁵⁴その他、企業の財務的困窮度と経営者予想のバイアスに関する研究としては Betker *et al.* (1999)や Irani (2001)などがあり、またサーベイ論文としては Mercer (2004)などがある。

⁵⁵米国における先行研究では、財務的困窮度を表す指標として、Frost (1997)は ICC Information Ltd. という情報プロバイダーの提供する Credit Risk Score を、Irani (2000)、Rogers and Stocken (2005)そして Koch (2002)は、いずれも Ohlson (1980)の倒産確率モデルで推定された値を用いている。

観度と企業の財務的困窮度との間には、他の要因をコントロールした後にも、有意に正の相関があるという証拠を示した。

最後に、これら財務的困窮企業の予想に対する日本のアナリストの反応は、西・金田(2005)によって検証されている。西・金田(2005)は、2002年に公表された連結の経営者予想利益586個をサンプルとして検証を行い、企業の財政状態が困窮するほど、経営者予想は楽観的になるということを発見した。さらに、Koch(2002)と同様のリサーチ・デザインを用いて、アナリストが財務的に困窮している企業の公表する予想利益の楽観性を正しく認識しているかを調査しているが、結果はKoch(2002)とは異なり、日本のアナリストは経営者予想に過度に依存しており、経営者予想の楽観的バイアスを正確に見抜けていない可能性があることを示唆するものであった。

そもそもわが国の研究では、アナリストの予想能力に疑義を呈する結果が他にも報告されている。例えば太田(2002)では、1979-1999年の期間に公表された27,939個の期首の経営者予想とその公表後に発表されたアナリスト予想(四季報予想)を比較し、実にその81.5%もの予想が経営者予想と同じ値であることを示した。また太田(2005)では、1987-1999年の期間に公表された17,116個の経営者予想、四季報予想、I/B/E/S予想の3予想の精度を比較し、3予想の中ではコンセンサス予想であるI/B/E/S予想の精度が最も低く、経営者予想と四季報予想との精度には有意な差は見られないと報告している。そして、経営者予想がPublic Informationとして無償で入手可能なわが国における、I/B/E/S予想、東洋経済予想といった有償のアナリスト予想の存在価値には疑問が残ると述べている。

以上の先行研究の結果から、わが国においても米国同様に、財務的困窮企業の公表する経営者予想には楽観的なバイアスが存在しているといえる。しかしながら、日本のアナリストが、このような予想に楽観的バイアスが存在するという事実を正しく認識しているという証拠は未だに発見されておらず、むしろ、日本のアナリストの予想能力に否定的な見解が示されている⁵⁶。

⁵⁶日本における先行研究では、財務的困窮度を表す指標として、Ota(2006)はOhlson(1980)の倒産確率モデルで得られた値を、西・金田(2005)は白田(2003)倒産予測モデルで推定された値をそれぞれ用いている。

8.3 データと変数の定義

8.3.1 倒産サンプル企業の選択

最初に、「倒産」という言葉は法律用語ではなく日常語であるので、その意味を定義する必要がある。本研究では、白田(2003)や『帝国データバンク』の定義に基づいて、「倒産」を次の(1)~(8)のいずれかに該当する場合と定義している。

- (1) 裁判所に会社更生法の適用を申請する（更正手続開始の申立て）。
- (2) 裁判所に和議法の適用を申請する（和議開始の申立て）。
- (3) 裁判所に民事再生法の手続開始を申請する（再生手続開始の申立て）。
- (4) 裁判所に商法による会社整理の適用を申請する（整理開始の申立て）。
- (5) 裁判所に破産を申請する（破産手続き開始の申立て）。
- (6) 裁判所に特別清算の開始を申請する（特別清算開始の申立て）。
- (7) 内整理する。
- (8) 2回目の不渡りを出し銀行取引停止処分を受ける。

なお(2)の和議法は2000年3月31日に廃止されており、それに代わるものとして、(3)の民事再生法が翌日の2000年4月1日から施行されている。

次に、本研究ではこの「倒産」の定義を用いて、サンプルを以下の基準で選択している。

- (i) 1991年1月~2004年9月の期間に「倒産」している。
 - (ii) わが国の8証券市場に上場もしくは店頭市場に登録している⁵⁷。
 - (iii) 一般事業会社（銀行、証券、保険を除く）である。
- (i)と(ii)の基準に該当する企業は134社である。そして(iii)の基準によって11社が除かれて、最終的なサンプルは123社である。この倒産サンプル企業123社の会社名や、倒産が確定した法的申請日などは、本章末の附表に記載している。

図表8-1 パネルAは、年度別のサンプル数を表している。サンプル数は1997年頃から急激に増加しており、とりわけ2001-2004年の4年間のサンプル数は全体の54.3%を占めており、企業の財政状態がこの時期に悪化していることがわかる。

次に、図表8-1 パネルB、パネルCは、それぞれ、サンプルの上場市場と所属業種の割

⁵⁷8証券市場とは、東京、大阪、名古屋、札幌、新潟、京都、広島そして福岡証券市場である。なお現在では、新潟と広島証券取引所は東京証券取引所に吸収合併（2000年3月）され、京都証券取引所は大阪証券取引所に併合（2001年3月）されている。また店頭市場も2004年12月に証券取引所へと業態転換し、現在ではジャスダック証券取引所と呼ばれている。

合を示している。なお所属業種は、証券コード協議会の中分類(全33業種)に基づいている。パネルBからは、サンプルの中では東証1部企業が36.6%と最も多く、店頭市場企業が27.6%とそれに次いで多いことがわかる。ちなみに、2002年時点における、東証1部上場企業と店頭登録企業の全上場・登録企業に占める割合はそれぞれ39.0%と25.5%であり、両者の比率にそれ程大きな乖離は見られない。これはその他の市場についても同様で、全体的に倒産企業の上場市場による偏りはあまり見られない。倒産企業は、若くて規模の小さい企業が多い2部市場や店頭市場に偏っていると思われるが、実際にはそのような偏りは存在しない。

パネルCによるサンプルの所属業種の割合については、建設業が21.1%と最も多く、次いで小売業の14.6%、機械の10.6%である。ちなみに、2002年時点における、建設業、小売業、機械の全上場・登録企業に占める割合はそれぞれ7.2%、9.6%、7.4%であるので、両者の比率にはかなりの隔たりが見られる。とりわけ建設業は、サンプルと全上場・登録企業に占める割合が約3倍近くも異なる。これはサンプル期間がバブル経済後であるので、その崩壊によって大きな影響を受けた建設業界に倒産する企業が多かったためと推測される。

最後に、図表8-1パネルDは、サンプルをその倒産形態で分類している。パネルDからは、民事再生法が46.3%で最も多く、次いで会社更生法が30.9%で多いことがわかる。民事再生法は和議法に代わる新たな再建型倒産処理手続の基本法として2000年4月1日に施行されたものであり、その施行以降多くの倒産企業がその適用を申請している。本研究のサンプルにおいても、期間をその施行以後に限定すると、実にその75.0%が民事再生法の適用を申請しており、現在上場企業における最も一般的な倒産形態であるといえる。

図表 8-1 倒産サンプル企業 123 社の特徴

パネル A：年度					
年度	企業数	比率	年度	企業数	比率
1991	1	0.8%	1998	9	7.3%
1992	4	3.3%	1999	6	4.9%
1993	5	4.1%	2000	10	8.1%
1994	2	1.6%	2001	13	10.6%
1995	5	4.1%	2002	28	22.8%
1996	1	0.8%	2003	18	14.6%
1997	12	9.8%	2004	9	7.3%
			合計	123	100.0%

パネル B：上場市場					
上場市場	企業数	比率	上場市場	企業数	比率
東証 1 部	45	36.6%	名証 2 部	1	0.8%
東証 2 部	15	12.2%	地方市場	3	2.4%
大証 1 部	7	5.7%	店頭市場	34	27.6%
大証 2 部	17	13.8%	新興市場	1	0.8%
			合計	123	100.0%

パネル C：業種（証券コード協議会中分類 33 業種）					
業種	企業数	比率	業種	企業数	比率
建設業	26	21.1%	化学	3	2.4%
小売業	18	14.6%	金属製品	3	2.4%
機械	13	10.6%	ガラス・土石製品	2	1.6%
卸売業	11	8.9%	その他製品	2	1.6%
サービス業	11	8.9%	倉庫運輸関連業	2	1.6%
電気機器	9	7.3%	水産・農林業	1	0.8%
不動産業	7	5.7%	パルプ・紙	1	0.8%
繊維製品	4	3.3%	ゴム製品	1	0.8%
鉄鋼	4	3.3%	輸送用機器	1	0.8%
食料品	3	2.4%	精密機器	1	0.8%
			合計	123	100.0%

パネル D：倒産形態					
倒産形態	企業数	比率	倒産形態	企業数	比率
民事再生法	57	46.3%	銀行取引停止	4	3.3%
会社更生法	38	30.9%	商法整理	2	1.6%
破産	15	12.2%	特別精算	1	0.8%
和議	6	4.9%			
			合計	123	100.0%

(注) パネル C の上場市場で複数の市場に上場している場合は、取引高の多い代表的な市場が選択されている。パネル D の倒産形態で、和議は 2000 年 3 月 31 日までで、民事再生法はそれ以降である。

8.3.2 データ

本研究では、サンプル企業の倒産期を $t=0$ として倒産 5 期前まで、すなわち $t=-5 \sim 0$ までの 6 期間にわたって、その期間に公表された経営者予想およびアナリスト予想を収集している。収集している予想項目は、単体の売上高、経常利益、純利益の 3 項目である⁵⁸。なお決算期の変更に伴って変則決算を行っている期の予想は除外している。

経営者予想については、「日本経済新聞」の企業財務欄から、本・中間決算発表時に定期的に公表される予想、そして期中に不定期に公表される修正予想を手入力で集めている。

アナリスト予想については、東洋経済新報社が季刊で刊行している「会社四季報」の単体 1 期先予想をやはり手入力で収集している。なお「会社四季報」は、毎年 3 月、6 月、9 月、12 月の中旬（15 日前後）に出版されており、予想の締切りは各月 10 日頃である。その他必要な会計データについては、「日経 Needs 財務データ」から収集している。

8.3.3 予想誤差の定義

本研究では、売上高 (Sales: SL)、経常利益 (Ordinary Income: OI)、純利益 (Net Income: NI) の 3 項目に関する予想について、それぞれの予想誤差 (Forecast Error: FE) を以下の式で測定している。

$$SLFE = (\text{予想売上高} - \text{実際の売上高}) / \text{期首の総資産額},$$

$$OIFE = (\text{予想経常利益} - \text{実際の経常利益}) / \text{期首の総資産額},$$

$$NIFE = (\text{予想純利益} - \text{実際の純利益}) / \text{期首の総資産額}.$$

なお予想誤差が、経営者予想 (Management Forecast: MF) についてか、アナリスト予想 (Analyst Forecast: AF) についてか混乱が生じる場合には、それぞれ MF_{-} 、 AF_{-} を頭に付け加えている。

⁵⁸単体の決算短信で公表される経営者予想の予想項目は、次期の売上高、経常利益、純利益、1 株当たり利益、1 株当たり配当の 5 項目であるが、純利益と 1 株当たり利益は同じなので、実質的には売上高、経常利益、純利益、配当の 4 項目である。本研究では、配当に関する予想の修正データを収集することが非常に煩雑であるため、配当を除く売上高、経常利益、純利益の 3 項目のみを分析対象にしている。

8.4 実証結果

8.4.1 経営者予想公表個数と修正予想公表頻度

図表 8-2 パネル A は、サンプル企業 123 社の、 $t = -5 \sim 0$ 期における経営者予想公表個数を表している。本・中間決算時の経営者予想は定期公表なので、本来 123 社全ての予想が得られるはずであるが、上場時期、決算期変更、倒産時点などにより、全ての企業について 6 期分の予想データが得られるわけではない。全年度の合計で見ると、本決算時で 667 個、中間決算時で 679 個の経営者予想が公表されている。また不定期の業績修正を見ると、上半期中の修正予想が 288 個、下半期中の修正予想が 470 個である。

図表 8-2 パネル B は、不定期公表である修正予想の公表比率が一般的な企業と比較して多いかどうかの母比率の検定結果を示している。なお母比率には、1995–2002 年の期間に公表された全上場・登録企業の経営者予想より算定した値を用いており、その値は上半期修正予想公表比率が 39.7% (8,974 個/22,608 個)、下半期修正予想公表比率が 47.2% (10,846 個/22,967 個) である。パネル B からは、修正予想公表比率が倒産期に近づくほど上昇しており、特に倒産直前期 ($t = 0$) では、上半期で 54.1%、下半期では実に 80.2%ものサンプル企業が修正予想を公表していることがわかる。母比率の検定結果は、上半期では $t = 0$ 期のみ有意であるが、下半期では全ての年度で有意である。このことから、倒産企業は一般的な企業よりも頻繁に修正予想を公表しており、とりわけ下半期にそして倒産期に近いほどその公表頻度が増すと見える。

図表 8-2 経営者予想公表個数と修正予想公表比率

パネル A：経営者予想公表個数				
年度	定期公表		不定期公表	
	本決算時	中間決算時	上半期修正	下半期修正
$t = 0$	122	121	66	97
$t = -1$	119	120	56	92
$t = -2$	116	118	48	82
$t = -3$	113	114	43	73
$t = -4$	102	108	39	70
$t = -5$	95	98	36	56
全年度	667	679	288	470

パネル B：修正予想公表比率と母比率の検定				
年度	上半期修正予想公表		下半期修正予想公表	
	比率	z 値	比率	z 値
$t = 0$	54.1%	3.25**	80.2%	7.26**
$t = -1$	47.1%	1.64	76.7%	6.46**
$t = -2$	41.4%	0.37	69.5%	4.85**
$t = -3$	38.1%	-0.36	64.0%	3.60**
$t = -4$	38.2%	-0.30	64.8%	3.66**
$t = -5$	37.9%	-0.36	57.1%	1.97*
全年度	43.2%	1.84	69.2%	11.48**

(注) パネル A は倒産サンプル企業 123 社の公表した経営者予想の個数を表している。本・中間決算時は定期的な公表で、上・下半期修正は不定期な業績予想の修正である。パネル B は上・下半期修正予想公表比率を表している。なお z 値は、母比率を上半期修正予想公表比率 39.7%、下半期修正予想公表比率 47.2% としての、母比率の検定統計量である。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

8.4.2 経営者予想の時系列による変化

図表 8-3 は、サンプル企業の経営者予想誤差の時系列による変化を示している。ただし時系列による変化には、本決算時の定期公表、上半期修正、中間決算時の定期公表、下半期修正と続く年度内での変化と、倒産 5 期前 ($t = -5$) から倒産直前期 ($t = 0$) までの年度間での変化がある。そこで年度内での予想誤差平均値および中央値の変化を、図表 8-3 上段の全年度で見ると、*SLFE*、*OIFE*、*NIFE* の全てにおいて、本決算時の予想誤差が最も大きく、上半期修正、中間決算、下半期修正と、期首から期末に近づくにつれて予想誤差が小さくなっていることがわかる。なお修正予想が公表されなかった場合には、上半期修正には本決算時の予想、下半期修正には中間決算時の予想をそのまま用いている。図表 8-3 右端のコラムは、年度内における隣接する予想間の予想誤差平均値および中央値の差を、平均値差についてはパラメトリックな Paired *t*-test、中央値差についてはノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test を用いて検定を行った結果を示している⁵⁹。年度内にお

⁵⁹ Wilcoxon signed rank sum test は、対応のある 2 群間の中央値差の検定に頻繁に用いられる、ノンパラメトリック検定のひとつである。ただし、Wilcoxon signed rank sum test は、厳密には中央値の差のみを検定をしているのではないということには注意が必要である。Wilcoxon signed rank sum test は、多くのノンパラメトリック検定がそうであるように、2 群間の中央値、分布の形、バラつきなどを全て含んだ全体的な分布の差を検定している。従って、たとえ 2 群間の中央値差が負の値であっても、検定統計量は正の値になることがある。これは、2 群間の分布は、中央値差だけでみれば負の方向に偏っているが、分布全体とし

ける予想誤差は、平均値差・中央値差ともに全て有意に正となっている。一方、年度間での時系列変化を図表 8-3 下段の $t = -5 \sim 0$ 期で見ると、 MF_SLFE 、 MF_OIFE 、 MF_NIFE の全てにおいて、ほぼ一貫して $t = -5$ 期から $t = 0$ 期と倒産期に近づくにつれて予想誤差が大きくなっていることがわかる。そこで、年度内および年度間での予想誤差の時系列変化を以下のモデルを用いて同時に検定している。

$$MF_SLFE_{s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MF_SEASON_s + \alpha_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t},$$

$$MF_OIFE_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 MF_SEASON_s + \beta_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t},$$

$$MF_NIFE_{s,t} = \gamma_0 + \gamma_1 MF_SEASON_s + \gamma_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t},$$

MF_SEASON_s : 年度内の MF 公表時期を表すトレンド変数で、本決算、上半期修正、中間決算、下半期修正と期末に近づくに応じてそれぞれ 1~4 の値をとる、
 $YEAR_t$: 倒産年までの年度ラグを表すトレンド変数で $t = -5 \sim 0$ に応じてそれぞれ -5~0 の値をとる。

図表 8-4 はその推定結果を示しているが、 MF_SLFE 、 MF_OIFE 、 MF_NIFE の全てのモデルにおいて、 MF_SEASON は有意に負であり、 $YEAR$ は有意に正である。このことは、経営者予想は、期末そして倒産期から離れるほど予想誤差が小さく、反対に、期首そして倒産期に近いほど予想誤差が大きくなることを意味している。

ては正の方向に偏っていることを意味している。そしてノンパラメトリック検定の基本的考え方からすれば、検定統計量の符号の方が重要であるといえる。なおこの議論の詳細は、Keller and Warrack (2000)を参照されたい。

図表 8-3 経営者予想誤差の時系列変化

予想 年度	予想誤 差項目	MF 予想誤差平均値(中央値)				平均値(中央値)差検定		
		本決算	上半期修正	中間決算	下半期修正	本決算 - 上半期修正	上半期修正 - 中間決算	中間決算 - 下半期修正
全年度	SLFE	0.08256 (0.05721)	0.05806 (0.03668)	0.03870 (0.02529)	0.00668 (0.00034)	10.83** (11.27)**	5.84** (8.04)**	14.46** (15.05)**
	OIFE	0.02103 (0.00932)	0.01382 (0.00572)	0.01096 (0.00353)	0.00130 (0.00000)	9.75** (11.97)**	4.53** (7.49)**	11.76** (13.76)**
	NIFE	0.05181 (0.01215)	0.04166 (0.00929)	0.03254 (0.00620)	0.00725 (0.00000)	9.08** (12.06)**	5.08** (8.78)**	10.08** (15.22)**
t = 0	SLFE	0.11460 (0.07568)	0.07797 (0.04269)	0.05096 (0.03431)	0.00976 (-0.00052)	5.79** (6.29)**	2.48* (3.64)**	8.28** (7.54)**
	OIFE	0.03111 (0.01988)	0.01989 (0.01125)	0.01748 (0.01069)	0.00339 (0.00000)	5.31** (6.13)**	2.85** (3.38)**	7.07** (7.04)**
	NIFE	0.12814 (0.04899)	0.10932 (0.03579)	0.08787 (0.02636)	0.02638 (0.00006)	4.81** (6.36)**	2.37* (4.86)**	5.65** (7.57)**
t = -1	SLFE	0.09109 (0.05562)	0.06135 (0.03668)	0.03777 (0.02854)	0.00270 (-0.00062)	5.54** (5.36)**	2.18* (2.55)*	6.38** (6.83)**
	OIFE	0.02191 (0.01293)	0.01425 (0.00791)	0.01218 (0.00354)	0.00046 (0.00000)	4.32** (5.29)**	1.65 (2.86)**	5.67** (5.91)**
	NIFE	0.06249 (0.01776)	0.04869 (0.01225)	0.04311 (0.01129)	0.01160 (0.00002)	4.23** (5.35)**	2.28* (3.92)**	6.18** (7.02)**
t = -2	SLFE	0.07694 (0.05791)	0.05184 (0.04025)	0.03748 (0.03162)	0.00498 (-0.00014)	4.44** (4.87)**	3.87** (3.42)**	5.73** (6.48)**
	OIFE	0.02102 (0.00900)	0.01298 (0.00488)	0.01018 (0.00393)	0.00107 (0.00000)	3.88** (5.32)**	2.44* (3.07)**	4.95** (5.87)**
	NIFE	0.03653 (0.01126)	0.02724 (0.01058)	0.01920 (0.00601)	0.00133 (0.00000)	4.39** (5.42)**	3.30** (3.70)**	5.72** (6.69)**
t = -3	SLFE	0.09438 (0.06364)	0.06893 (0.04193)	0.04045 (0.02215)	0.00970 (-0.00032)	4.48** (4.40)**	4.00** (5.00)**	5.25** (5.43)**
	OIFE	0.01777 (0.00817)	0.01217 (0.00576)	0.00739 (0.00278)	0.00107 (-0.00001)	3.34** (4.06)**	3.09** (4.77)**	3.74** (4.51)**
	NIFE	0.02610 (0.00741)	0.01957 (0.00624)	0.00878 (0.00351)	-0.00158 (0.00000)	3.27** (3.94)**	3.19** (4.60)**	2.87** (4.89)**
t = -4	SLFE	0.06698 (0.04924)	0.05201 (0.03276)	0.03799 (0.02465)	0.01190 (-0.00026)	3.37** (3.29)**	2.27* (3.05)**	5.05** (5.47)**
	OIFE	0.02113 (0.00939)	0.01540 (0.00331)	0.01204 (0.00251)	0.00282 (0.00000)	3.77** (4.95)**	2.68** (2.32)*	3.82** (5.87)**
	NIFE	0.02750 (0.00902)	0.02208 (0.00638)	0.01798 (0.00349)	0.00305 (0.00000)	2.90** (4.19)**	2.22* (2.73)**	3.57** (5.83)**
t = -5	SLFE	0.04027 (0.03133)	0.02940 (0.02366)	0.02493 (0.01411)	0.00057 (-0.00002)	2.37* (2.69)**	0.72 (1.36)	4.76** (4.69)**
	OIFE	0.01076 (0.00346)	0.00671 (0.00212)	0.00532 (0.00123)	-0.00138 (-0.00003)	3.43** (3.41)**	0.41 (1.80)	3.45** (4.12)**
	NIFE	0.01574 (0.00372)	0.01037 (0.00346)	0.01104 (0.00278)	0.00028 (0.00000)	3.00** (3.80)**	-0.50 (1.42)	3.84** (4.66)**

(注) 変数の定義は以下のようである。

SLFE = (予想売上高 - 実際の売上高) / 期首の総資産額, OIFE = (予想経常利益 - 実際の経常利益) / 期首の総資産額, NIFE = (予想純利益 - 実際の純利益) / 期首の総資産額。

左側コラムの各セルの上段は平均値, 下段括弧内は中央値を載せている。右側コラムは平均値差および中央値差の検定結果を示しており, 各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値, 下段括弧内はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 8-4 回帰モデルによる経営者予想誤差の時系列変化の検定

従属変数	Constant	MF_SEASON	YEAR	adj.R ²	観測値数
MF_SLFE	0.1216 (18.65)**	-0.0246 (-14.64)**	0.0057 (5.13)**	0.083	2,695
MF_OIFE	0.0315 (18.23)**	-0.0062 (-12.59)**	0.0018 (5.21)**	0.068	2,695
MF_NIFE	0.1018 (14.59)**	-0.0141 (-8.62)**	0.0139 (10.75)**	0.077	2,695

(注) 推定モデルは以下のようである。

$$MF_SLFE_{s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MF_SEASON_s + \alpha_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t},$$

$$MF_OIFE_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 MF_SEASON_s + \beta_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t},$$

$$MF_NIFE_{s,t} = \gamma_0 + \gamma_1 MF_SEASON_s + \gamma_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t},$$

MF_SEASON_s: 年度内の MF 公表時期を表すトレンド変数で、本決算、上半期修正、中間決算、下半期修正と期末に近づくに応じてそれぞれ 1~4 の値をとる、YEAR_t: 倒産年までの年度ラグを表すトレンド変数で $t = -5 \sim 0$ に応じてそれぞれ -5~0 の値をとる。MF は経営者予想であることを示している。他の変数の定義については図表 8-3 を参照されたい。なお括弧内は White の標準誤差に基づく t 値である。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

8.4.3 アナリスト予想の時系列による変化

本研究では、アナリスト予想に季刊で出版される「会社四季報」の予想を用いており、本決算時における経営者予想公表直後のアナリスト予想を AFI とし、以後 3 ヶ月毎の予想をそれぞれ AFII, AFIII, AFIV と表記している。図表 8-5 は、サンプル企業に関するアナリスト予想の予想誤差を時系列で示している。年度内での予想誤差平均値および中央値の変化を図表 8-5 上段の全年度で見ると、SLFE, OIFE, NIFE の全てにおいて、AFI の予想誤差が最も大きく、AFII, AFIII, AFIV と、期首から期末に近づくにつれて予想誤差が小さくなっていることがわかる。図表 8-5 右端のコラムは、年度内における隣接する予想間の予想誤差の平均値および中央値の差の検定結果を示しているが、全て有意に正となっている。一方、年度間での時系列変化を図表 8-5 下段の $t = -5 \sim 0$ 期で見ると、SLFE, OIFE, NIFE の全てにおいて、ほぼ一貫して、 $t = -5$ 期から $t = 0$ 期と倒産期に近づくにつれて予想誤差が大きくなっていることがわかる。そこで、経営者予想と同様に、アナリスト予想の年度内および年度間での予想誤差の時系列変化を以下のモデルを用いて同時に検定している。

$$AF_SLFE_{s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_SEASON_s + \alpha_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t},$$

$$AF_OIFE_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 AF_SEASON_s + \beta_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t},$$

$$AF_NIFE_{s,t} = \gamma_0 + \gamma_1 AF_SEASON_s + \gamma_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t} ,$$

AF_SEASON_s : 年度内の AF 公表時期を表すトレンド変数で , AFI , AFII , AFIII , AFIV と期末に近づくに応じてそれぞれ 1 ~ 4 の値をとる ,

$YEAR_t$: 倒産年までの年度ラグを表すトレンド変数で $t = -5 \sim 0$ に応じてそれぞれ $-5 \sim 0$ の値をとる .

図表 8-6 はその推定結果を示しているが , AF_SLFE , AF_OIFE , AF_NIFE の全てのモデルにおいて , AF_SEASON は有意に負であり , $YEAR$ は有意に正である . このことは , アナリスト予想は経営者予想と同様に , 期末そして倒産期から離れるほど予想誤差が小さく , 反対に , 期首そして倒産期に近いほど予想誤差が大きくなることを意味している .

また結果は省略しているが , AFI ~ AFIV の中で予想誤差の最も小さい AFIV においても , $SLFE$, $OIFE$, $NIFE$ の全てにおいて , 平均値・中央値ともに 1% 水準以下で有意に正である . これは , アナリスト予想の楽観的バイアスが期末直前になっても解消されないことを意味している . またこれは経営者予想についても同様であり , 期末終了以後に公表される修正予想を除くと , 経営者予想は全ての時期において有意に楽観的であり , 経営者予想の楽観的バイアスも期末直前になっても依然解消されない .

図表 8-5 アナリスト予想誤差の時系列変化

予想年度	予想誤差項目	AF 予想誤差平均値(中央値)				平均値(中央値)差検定		
		AFI	AFII	AFIII	AFIV	AFI - AFII	AFII - AFIII	AFIII - AFIV
全年度	SLFE	0.08050 (0.05459)	0.07204 (0.04810)	0.03594 (0.02518)	0.02177 (0.01029)	6.01** (7.96)**	9.92** (13.28)**	7.88** (10.93)**
	OIFE	0.01939 (0.00884)	0.01821 (0.00830)	0.01023 (0.00353)	0.00662 (0.00141)	3.59** (7.18)**	9.59** (12.72)**	7.49** (11.00)**
	NIFE	0.05036 (0.01209)	0.04970 (0.01125)	0.02966 (0.00640)	0.02425 (0.00345)	2.43* (6.58)**	8.87** (13.40)**	4.20** (10.35)**
t = 0	SLFE	0.11027 (0.07366)	0.10320 (0.06138)	0.04745 (0.02938)	0.03472 (0.01203)	2.76** (4.02)**	4.56** (6.88)**	4.23** (4.50)**
	OIFE	0.02951 (0.01988)	0.02737 (0.01812)	0.01676 (0.01033)	0.01129 (0.00521)	2.94** (4.05)**	5.17** (5.47)**	4.08** (5.37)**
	NIFE	0.12673 (0.04899)	0.12517 (0.04704)	0.08683 (0.02584)	0.06413 (0.01675)	1.89 (3.40)**	4.21** (6.09)**	2.79** (5.13)**
t = -1	SLFE	0.09183 (0.05295)	0.08108 (0.04826)	0.03594 (0.02788)	0.02339 (0.01228)	2.24* (3.42)**	4.12** (5.54)**	3.48** (4.37)**
	OIFE	0.02009 (0.01133)	0.01917 (0.01074)	0.01102 (0.00354)	0.00825 (0.00069)	1.73 (2.89)**	4.23** (4.72)**	3.01** (4.52)**
	NIFE	0.06106 (0.01456)	0.06140 (0.01736)	0.03148 (0.00883)	0.03782 (0.00733)	0.15 (2.65)**	4.98** (6.35)**	3.17** (4.68)**
t = -2	SLFE	0.07446 (0.05721)	0.06842 (0.05144)	0.03615 (0.03148)	0.01844 (0.01717)	3.37** (3.95)**	5.94** (5.86)**	2.73** (4.91)**
	OIFE	0.01966 (0.00894)	0.01910 (0.00714)	0.00942 (0.00405)	0.00682 (0.00148)	2.23* (3.49)**	5.18** (6.44)**	2.30* (3.68)**
	NIFE	0.03518 (0.01126)	0.03455 (0.01108)	0.01853 (0.00753)	0.01365 (0.00349)	2.21* (3.12)**	5.54** (6.66)**	2.92** (4.05)**
t = -3	SLFE	0.09172 (0.06324)	0.08040 (0.05274)	0.03398 (0.02210)	0.02022 (0.01035)	3.69** (4.12)**	5.18** (5.92)**	4.32** (4.45)**
	OIFE	0.01701 (0.00758)	0.01552 (0.00773)	0.00632 (0.00268)	0.00412 (0.00084)	2.46* (3.01)**	5.12** (6.09)**	2.16* (4.34)**
	NIFE	0.02537 (0.00722)	0.02374 (0.00705)	0.00946 (0.00352)	0.00849 (0.00234)	2.57* (3.18)**	4.47** (5.89)**	0.19 (4.03)**
t = -4	SLFE	0.06508 (0.04779)	0.05112 (0.03827)	0.03597 (0.02387)	0.01743 (0.00722)	3.80** (3.90)**	2.77** (4.24)**	3.97** (4.87)**
	OIFE	0.01957 (0.00730)	0.01754 (0.00612)	0.01143 (0.00267)	0.00747 (0.00126)	1.51 (2.90)**	4.63** (4.98)**	3.89** (4.53)**
	NIFE	0.02603 (0.00845)	0.02436 (0.00718)	0.01428 (0.00387)	0.01149 (0.00174)	1.37 (2.65)**	2.28* (3.94)**	1.97* (3.19)**
t = -5	SLFE	0.03860 (0.03133)	0.03775 (0.03480)	0.02383 (0.01575)	0.01529 (0.00448)	0.24 (0.07)	3.03** (3.53)**	2.21* (3.67)**
	OIFE	0.00786 (0.00346)	0.00815 (0.00346)	0.00546 (0.00148)	0.00091 (0.00007)	-0.16 (1.16)	0.93 (3.12)**	2.97** (4.43)**
	NIFE	0.01310 (0.00372)	0.01421 (0.00372)	0.01124 (0.00260)	0.00639 (0.00112)	-0.63 (0.93)	1.09 (3.14)**	2.91** (4.26)**

(注) 変数の定義については図表 8-3 を参照されたい。AFI は、本決算時の経営者予想公表直後のアナリスト予想であり、AFII、AFIII、AFIV はそれ以後 3 ヶ月毎のアナリスト予想を表している。左側コラムの各セルの上段は平均値、下段括弧内は中央値を載せている。右側コラムは平均値差および中央値差の検定結果を示しており、各セルの上段はパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、下段括弧内はノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 8-6 回帰モデルによるアナリスト予想誤差の時系列変化の検定

従属変数	Constant	AF_SEASON	YEAR	adj.R ²	観測値数
AF_SLFE	0.1231 (17.40)**	-0.0211 (-11.76)**	0.0075 (6.26)**	0.064	2,668
AF_OIFE	0.0307 (17.15)**	-0.0046 (-8.63)**	0.0024 (6.34)**	0.044	2,668
AF_NIFE	0.1004 (14.22)**	-0.0095 (-5.69)**	0.0160 (12.11)**	0.082	2,668

(注) 推定モデルは以下のようである。

$$AF_SLFE_{s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AF_SEASON_s + \alpha_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t}$$

$$AF_OIFE_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 AF_SEASON_s + \beta_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t}$$

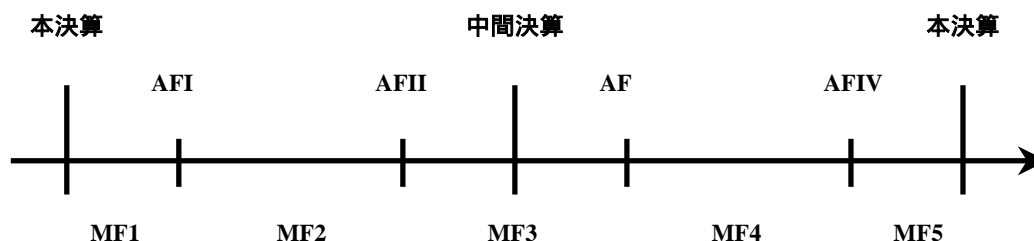
$$AF_NIFE_{s,t} = \gamma_0 + \gamma_1 AF_SEASON_s + \gamma_2 YEAR_t + \varepsilon_{s,t}$$

AF_SEASON_s : 年度内の AF 公表時期を表すトレンド変数で、AFI, AFII, AFIII, AFIV と期末に近づくに応じてそれぞれ 1~4 の値をとる, YEAR_t : 倒産年までの年度ラグを表すトレンド変数で $t = -5 \sim 0$ に応じてそれぞれ -5~0 の値をとる。AF はアナリスト予想であることを示している。他の変数の定義については図表 8-3 を参照されたい。なお括弧内は White の標準誤差に基づく t 値である。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

8.4.4 アナリストの経営者予想バイアス認知度

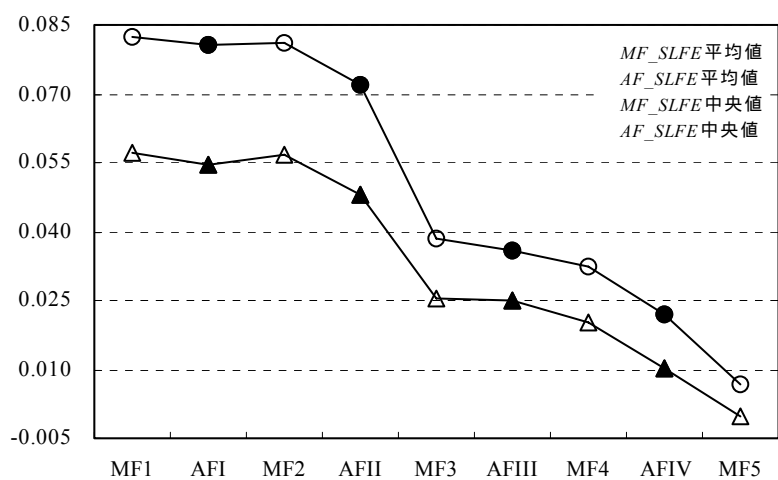
本節では、経営者予想とアナリスト予想をその公表日によって次のようなタイム・ラインで並び替え、その時系列による変化を検証している。



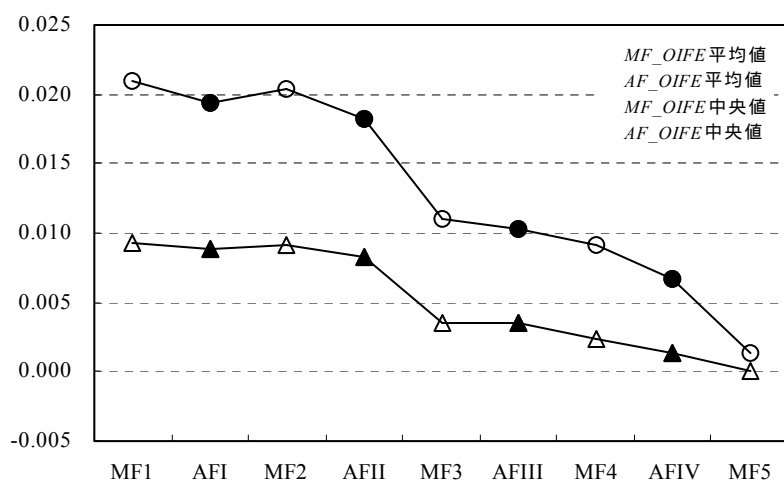
AFI ~ AFIV は先の定義と同じであり、経営者予想をその公表日によって AFI ~ AFIV の間に組み入れて、それぞれ MF1 ~ MF5 と定義している。図表 8-7(a), (b), (c) は、それぞれ経営者とアナリスト予想の SLFE, OIFE, NIFE の推移を、グラフで表したものである。

図表 8-7 経営者とアナリストの予想誤差の推移

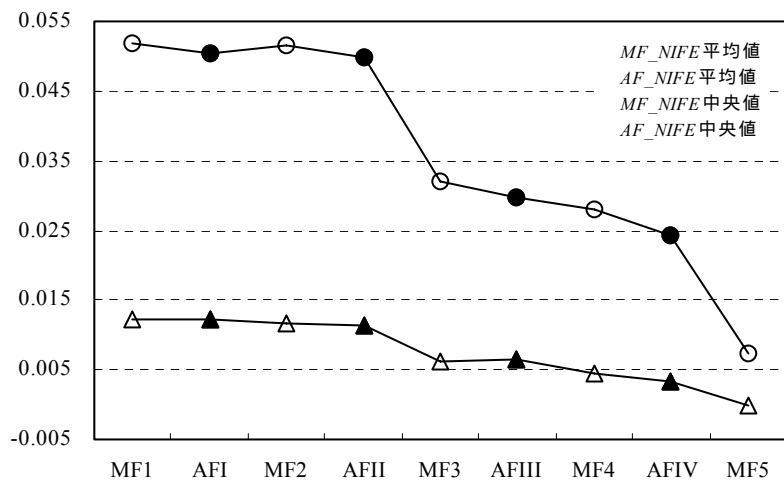
(a) 売上高予想誤差



(b) 経常利益予想誤差



(c) 純利益予想誤差



図表 8-7 からは、経営者とアナリストの予想誤差が、AFI と MF2 の間で若干誤差が大きくなっている以外は、平均値・中央値ともにほとんど全て右肩下がりになっており、期末に向かってほぼ一様に予想誤差が小さくなっていることがわかる。とりわけ AFII と MF3 の間で大きく誤差が減少しているが、これは MF3 が中間決算時の定期の経営者予想を含んでおり、サンプル企業が中間決算時の経営者予想公表で、期首の予想を大きく下方修正していることによるものと思われる。

次に図表 8-8 では、隣接する予想間の平均値と中央値の差の検定を行っている。表中の網掛けの列は、MF とその直後の AF との誤差の差を検定しているが、MF1 と AFI の SLFE 平均値差が有意でない以外は、全て有意に正である。これは、経営者予想とその公表直後のアナリスト予想では、アナリスト予想の方が有意に予想誤差が小さいことを意味しており、アナリストが経営者予想の楽観性をある程度認知していて、より控えめな予想を公表している証拠といえる。一方、表中の網掛けのない列は AF とその直後の MF との誤差の差を検定しているが、AFI と MF2 の間で符号が負になっている以外は全て正であり、有意性も高い。このことは、アナリスト予想がその後に公表される経営者予想よりは楽観的であり、アナリストが経営者予想の楽観性を完全には把握できていないことを意味している。

図表 8-8 経営者とアナリストの予想誤差の平均（中央）値差検定：全年度

		MF1 - AFI	AFI - MF2	MF2 - AFII	AFII - MF3	MF3 - AFIII	AFIII - MF4	MF4 - AFIV	AFIV - MF5
SLFE	平均値差 (<i>t</i> 値)	0.00169 (1.60)	-0.00016 (-0.15)	0.00847 (6.93)**	0.03343 (9.11)**	0.00289 (2.42)*	0.00353 (2.20)*	0.01005	0.01531 (7.16)**
	中央値差 (<i>z</i> 値)	0.00262 (4.65)**	-0.00207 (-2.57)*	(9.09)**	0.02281 (12.43)**	0.00010 (4.94)**	0.00508 (2.40)*	0.00981	0.01063 (8.56)**
OIFE	平均値差 (<i>t</i> 値)	0.00154 (3.93)**	-0.00087 (-1.95)	0.00240 (6.95)**	0.00711 (8.29)**	0.00096 (4.86)**	0.00082 (2.27)*	0.00238 (6.72)**	0.00545 (7.63)**
	中央値差 (<i>z</i> 値)	0.00049 (6.76)**	-0.00028 (-4.04)**	0.00081 (9.36)**	0.00477 (11.09)**	0.00000 (6.97)**	0.00116 (0.80)	0.00096 (10.59)**	0.00141 (8.54)**
NIFE	平均値差 (<i>t</i> 値)	0.00141 (4.25)**	-0.00102 (-2.48)*	0.00228 (5.61)**	0.01484 (8.56)**	0.00067 (2.55)*	0.00352 (3.37)**	0.00160 (2.16)*	0.01807 (9.51)**
	中央値差 (<i>z</i> 値)	0.00004 (5.47)**	0.00031 (-2.90)**	0.00053 (8.29)**	0.00506 (12.64)**	-0.00020 (6.58)**	0.00202 (1.53)	0.00094 (9.98)**	0.00345 (12.71)**

(注)変数の定義については図表 8-3 を参照されたい。

各セルの上段は平均値差と中央値差、下段括弧内は平均値差についてはパラメトリックな Paired *t*-test の *t* 値、中央値差についてはノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の *z* 値を載せている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

図表 8-9 は、図表 8-8 の分析を年度毎に分けて行った結果を示している。図表 8-8 と同様に、表中の網掛けのコラムは MF とその直後の AF との誤差の差を検定しているが $t = -5$ 期では、MF4 と AFIV の誤差の差が有意である以外は全て有意でない。有意性は $t = -5$ 期から $t = 0$ 期と倒産期に近づくにつれて増しており、とりわけ $t = 0$ 期では、MF1 と AFI の SLFE 平均値差以外は、全て有意に正である。これは、倒産期が近づいてサンプル企業の財務的困窮度が高くなるにつれて、アナリストがその経営者予想を楽観性の強い予想であると認識して、経営者予想よりも控えめな予想を公表していることを意味している。一方、表中の網掛けのないコラムは AF とその直後の MF との誤差の差を検定しているが、こちらでも全体的に、 $t = -5$ 期から $t = 0$ 期と倒産期に近づくにつれて有意性が増していることがわかる。また AFI と MF2 の間で符号が負である以外は、多くの場合で正の値をとっている。これは、倒産期が近づいてサンプル企業の財務的困窮度が高まるにつれて、その経営者予想がさらに楽観的になるということを、アナリストが完全には把握できていないことを示している。

以上の結果を要約すると、アナリスト予想は、その公表前の経営者予想よりは有意に誤差が小さいが、公表後の経営者予想よりは有意に誤差が大きいといえる。つまり、アナリストは、サンプル企業の経営者予想が楽観的であることをある程度は認識しており、それよりは控えめな予想を公表するのだが、アナリストのその認識は不十分で、それ以後に公表される経営者予想と比べると未だ楽観的なのである。そしてアナリストは、このようなパターンを期首から期末まで何度も、また倒産に至るまで何年も繰返すのである。

図表 8-9 経営者とアナリストの予想誤差の平均（中央）値差検定：年度別

	MF1 - AFI		AFI - MF2		MF2 - AFII		AFII - MF3		MF3 - AFIII		AFIII - MF4		AFIV - MF5				
	平均値差 (中央値差)	t 値 (z 値)	平均値差 (中央値差)	t 値 (z 値)	平均値差 (中央値差)	t 値 (z 値)	平均値差 (中央値差)	t 値 (z 値)	平均値差 (中央値差)	t 値 (z 値)	平均値差 (中央値差)	t 値 (z 値)	平均値差 (中央値差)	t 値 (z 値)			
t = 0	SLFE	0.00433 (3.17)**	1.58 (-0.00025)	-0.84 (-2.35)*	0.00948 (0.01253)	2.82** (4.45)**	0.05049 (0.02707)	4.31** (6.59)**	0.00312 (0.00493)	2.26* (3.37)**	0.00513 (0.00410)	2.43* (1.23)	0.00651 (0.01326)	2.55* (4.38)**	0.02617 (0.01255)	5.60** (5.20)**	
	OIFE	0.00160 (0.00000)	2.24* (4.10)**	-0.00107 (0.00000)	-1.48 (-3.10)**	0.00347 (0.00175)	4.03** (5.08)**	0.01041 (0.00744)	5.03** (5.23)**	0.00067 (0.00035)	2.65** (3.49)**	0.00337 (0.00340)	2.92** (1.79)	0.00132 (0.00172)	2.84** (4.45)**	0.00852 (0.00521)	4.86** (5.49)**
	NIFE	0.00141 (0.00000)	2.72** (3.00)**	-0.00093 (0.00000)	-1.67 (-1.57)	0.00354 (0.00196)	2.49* (3.89)**	0.02757 (0.02068)	4.24** (5.95)**	0.00038 (0.00052)	2.29* (2.76)**	0.01151 (0.00498)	2.26* (1.91)	0.00277 (0.00411)	2.75** (4.43)**	0.04297 (0.01669)	5.40** (6.54)**
t = -1	SLFE	-0.00075 (0.00267)	-0.20 (2.10)*	0.00191 (-0.00267)	0.49 (-1.27)	0.00901 (0.00736)	3.24** (3.97)**	0.04307 (0.01972)	4.01** (5.36)**	0.00192 (0.00066)	1.51 (2.83)**	0.00661 (0.00623)	1.82 (0.65)	0.00599 (0.00937)	3.22** (3.64)**	0.02066 (0.01289)	4.69** (5.29)**
	OIFE	0.00182	2.18* (3.78)**	-0.00158 (-0.00139)	-1.81 (-2.78)**	0.00286 (0.00198)	2.89** (4.59)**	0.00678 (0.00720)	3.28** (4.05)**	0.00133 (0.00000)	2.00* (4.00)**	0.00123 (0.00158)	1.42 (0.37)	0.00140 (0.00127)	2.82** (4.20)**	0.00779 (0.00069)	4.32** (4.28)**
	NIFE	0.00143 (0.00320)	2.19* (3.14)**	-0.00200 (-0.00358)	-1.59 (-2.26)*	0.00223 (0.00078)	2.40* (3.90)**	0.01758 (0.00608)	4.62** (6.12)**	0.00151 (0.00246)	2.00* (3.53)**	0.00238 (0.00095)	2.07* (0.64)	0.00146 (0.00055)	2.49* (4.07)**	0.02612 (0.00731)	5.47** (6.47)**
t = -2	SLFE	0.00038 (0.00070)	0.17 (1.72)	0.00049 (-0.00070)	0.22 (-0.41)	0.00631 (0.00647)	3.31** (3.96)**	0.03055 (0.02009)	5.81** (5.88)**	0.00084 (-0.00013)	0.55 (1.55)	0.00577 (0.01044)	2.28* (1.43)	0.01170 (0.00388)	2.28* (4.41)**	0.01345 (0.01731)	3.27** (3.59)**
	OIFE	0.00089 ()	2.14* (2.49)*	-0.00050 (0.00046)	-1.00 (-1.23)	0.00224 (0.00133)	2.78** (3.92)**	0.00853 (0.00321)	4.35** (5.03)**	0.00111 (-0.00012)	2.80** (2.95)**	-0.00030 (0.00113)	-0.46 (-0.76)	0.00260 (0.00144)	2.89** (5.19)**	0.00574 (0.00148)	4.60** (4.19)**
	NIFE	0.00104 (0.00000)	1.91 (2.35)*	-0.00073 (0.00000)	-1.23 (-1.13)	0.00228 (0.00018)	2.68** (3.93)**	0.01454 (0.00506)	5.12** (6.12)**	0.00109 (-0.00151)	2.84** (3.47)**	0.00090 (0.00300)	1.07 (0.07)	0.00360 (0.00105)	2.53* (4.59)**	0.01232 (0.00349)	5.15** (5.70)**
t = -3	SLFE	0.00266 (0.00041)	1.17	-0.00061 (0.00012)	-0.23 (-0.05)	0.01210 (0.01038)	3.91** (4.45)**	0.03975 (0.03059)	4.85** (5.30)**	0.00732 (0.00005)	1.26 (2.49)*	0.00073 (0.00363)	0.10 (0.16)	0.01224	1.74 (4.15)**	0.01052 (0.01067)	1.33 (2.67)**
	OIFE	0.00076	1.85 (2.46)*	-0.00027 (-0.00058)	-0.42 (-1.74)	0.00200 (0.00044)	2.89** (3.46)**	0.00801 (0.00495)	4.40** (5.33)**	0.00130 (0.00010)		-0.00112 (0.00070)	-1.17 (-0.97)	0.00309 ()	2.57* (**)	0.00305 (0.00084)	1.77 (1.86)
	NIFE	0.00073 (0.00019)	1.76 (1.90)	0.00010 (0.00000)	0.13 (-0.97)	0.00196 (0.00016)	2.93** (3.42)**	0.01476 (0.00354)	4.29** (5.31)**	-0.00044 (-0.00001)	-0.37 (*)	0.00253 (0.00094)	1.20 (-0.65)	-0.00178 (0.00024)	-0.47 (4.32)**	0.01007 (0.00234)	2.80** (3.66)**
t = -4	SLFE	0.00190 (0.00145)	1.39 (1.54)	0.00047 (0.00037)	0.22 (-0.66)	0.01040 (0.00915)	3.48** (3.70)**	0.01877 (0.01362)	2.19* (3.65)**	0.00259 (0.00078)	1.32 (1.89)	0.00078 (0.00149)	0.31 (0.43)	0.01709 (0.01515)	4.21** (5.33)**	0.00553 (0.00748)	1.21 (1.16)
	OIFE	0.00156 (0.00209)	1.94 (1.58)	0.00035 (-0.00205)	0.25 (-0.50)	0.00167 (0.00323)	3.02** (3.88)**	0.00521 (0.00361)	3.70** (4.06)**	0.00097 (-0.00016)	2.99** (3.32)**	0.00032 (0.00051)	0.46 (-0.37)	0.00328 (0.00089)	4.04** (4.61)**	0.00464 (0.00126)	2.21* (2.51)*
	NIFE	0.00148 (0.00056)	1.89 (1.37)	-0.00045 (-0.00020)	-0.49 (-0.52)	0.00228 (0.00147)	2.40* (3.73)**	0.00832 (0.00369)	2.17* (3.68)**	0.00113 (-0.00038)	2.37* (2.59)**	0.00046 (0.00078)	0.43 (-0.19)	0.00194 (0.00135)	1.88 (3.60)**	0.00844 (0.00174)	3.03** (3.97)**
t = -5	SLFE	0.00151 (-0.00046)	0.93 (1)	-0.00201 (0.00000)	-1.10 (-1.50)	0.00286 ()	0.79 (1.62)	0.01157 (0.02070)	2.15* (3.25)**	0.00142 (-0.00165)	0.47 (-0.19)	0.00141 (0.00514)	0.43 (1.77)	0.00685 (0.00613)	2.85** (3.22)**	0.01472 (0.00450)	3.31** (2.75)**
	OIFE	0.00282 (0.00000)	1.34 (1.77)	-0.00217 (0.00012)	-1.01 (-0.18)	0.00189 (-0.00012)	1.80 (1.56)	0.00261 (0.00223)	0.85 (3.11)**	0.00028 (-0.00025)	0.94 (1.11)	0.00139 (0.00061)	1.74 (1.35)	0.00275 (0.00080)	2.40* (3.15)**	0.00230 (0.00010)	1.31 (1.93)
	NIFE	0.00256 (0.00000)	1.49 (1.43)	-0.00222 (0.00000)	-1.28 (-0.21)	0.00111 (0.00000)	1.34 (1.08)	0.00283 (0.00094)	1.01 (3.14)**	0.00028 (0.00018)	1.43 (1.08)	0.00281 (0.00062)	1.85 (1.64)	0.00159 (0.00086)	3.13** (3.22)**	0.00611 (0.00112)	2.99** (3.99)**

(注)変数の定義については図表 8-3 を参照されたい。各セルの上段は平均値差とパラメトリックな Paired t-test の t 値，下段括弧内は中央値差とノンパラメトリックな Wilcoxon signed rank sum test の z 値を載せている。 ** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

8.5 まとめ

本研究では、倒産企業が公表した経営者予想の特性とそれに対するアナリストの反応を調査している。最初に、倒産企業の経営者予想とそれに対するアナリスト予想の特性を時系列で検証している。主な発見事項は、(i)倒産企業は一般的な企業よりも修正予想の公表頻度が高く、とりわけ下半期にそして倒産年度に近いほどより頻繁に予想の修正を行う、()倒産企業の経営者およびアナリスト予想は、倒産年度にそして期首に近いほど楽観的である、()倒産企業の経営者およびアナリスト予想は、期末に近づくにつれて誤差が小さくなるものの、期末直前の予想でも依然として有意に楽観的であり、楽観的バイアスは最後まで解消されないというものであった。

次に、倒産企業の経営者予想に対するアナリストの反応を検証している。結果は、アナリスト予想は、その公表前の経営者予想よりは有意に誤差が小さいが、公表後の経営者予想よりは有意に誤差が大きく、またこの傾向は、倒産年度に近づくほど強くなるというものであった。

これらの実証結果は、倒産企業の経営者予想には楽観的なバイアスが存在しており、アナリストは、その経営者予想の楽観的なバイアスのある程度は認知しているものの、完全には把握できていないことを示している。倒産企業は財務的困窮企業の最も極端な事例であり、それら企業の公表した経営者予想に存在する楽観的バイアスは、比較的発見し易いものと考えられる。アナリストは確かにそれらの予想の楽観性を幾分は認識しているようだが、その発見の容易さを考慮すれば十分に認識しているとはいえず、本研究の結果は、わが国のアナリストの予想能力には改善の余地が残ることを示唆するものといえよう。

附表 倒産企業サンプル 123 社 (1991-2004 年)

法的申請日	会社名	上場部	業種	倒産形態	法的申請日	会社名	上場部	業種	倒産形態
19910829	マルコー	店頭	不動産業	会社更生法	20011029	大倉電気	東 1	電気機器	民事再生法
19920508	レック	東 2	卸売業	会社更生法	20011102	エルゴテック	東 2	建設業	民事再生法
19920708	ロイヤル建設	店頭	建設業	和議	20011126	ナナボシ	大 2	建設業	民事再生法
19921012	アイベック	店頭	サービス業	破産	20011127	新潟鐵工所	東 1	機械	会社更生法
19921015	第一紡績	大 2	繊維製品	会社更生法	20011206	青木建設	東 1	建設業	民事再生法
19930301	ミタチ電機	店頭	機械	銀行取引停止	20011219	壽屋	大 1	小売業	民事再生法
19930529	ハニックス工業	店頭	機械	会社更生法	20020113	殖産住宅相互	東 1	建設業	民事再生法
19930701	にっかつ	東 1	サービス業	会社更生法	20020117	北の家族	店頭	サービス業	民事再生法
19931122	テーエスデー	店頭	サービス業	破産	20020117	ケイビー	店頭	食料品	民事再生法
19931227	光洋機械産業	大 1	機械	会社更生法	20020122	イタリヤード	大 2	卸売業	破産
19940308	新日本国土工業	店頭	建設業	破産	20020212	そうご電器	札幌	小売業	民事再生法
19940527	東海	店頭	その他製品	会社更生法	20020219	ナカミチ	東 2	電気機器	民事再生法
19950131	日本データ機器	店頭	卸売業	和議	20020222	日本重化学工業	東 1	鉄鋼	会社更生法
19950205	北海道炭鉱汽船	店頭	卸売業	会社更生法	20020227	イズミ工業	店頭	機械	民事再生法
19950512	刈込写真工業	東 2	化学	会社更生法	20020303	佐藤工業	東 1	建設業	会社更生法
19950830	センコー産業	店頭	不動産業	商法整理	20020327	イセキ開発工機	店頭	機械	民事再生法
19951110	フェニックス電機	店頭	電気機器	会社更生法	20020330	日産建設	東 1	建設業	会社更生法
19960917	刈込ックス	店頭	小売業	和議	20020409	ニコニコ堂	大 2	小売業	民事再生法
19970106	雅叙園観光	東 1	サービス業	銀行取引停止	20020411	京神倉庫	大 2	倉庫・運輸	会社更生法
19970119	京樽	東 1	卸売業	会社更生法	20020416	第一家庭電器	東 1	小売業	民事再生法
19970226	アイゾース	店頭	サービス業	和議	20020419	段谷産業	東 1	その他製品	破産
19970305	理化電機工業	店頭	精密機器	銀行取引停止	20020425	宝幸水産	東 1	水産・農林	会社更生法
19970318	五十鈴建設	大 2	不動産業	特別精算	20020429	北部通信工業	店頭	電気機器	会社更生法
19970704	東海興業	東 1	建設業	会社更生法	20020510	住倉工業	東 2	機械	破産
19970730	多田建設	東 1	建設業	会社更生法	20020529	日本加工製紙	東 1	パルプ・紙	破産
19970819	大都工業	東 1	建設業	会社更生法	20020604	藤木工務店	大 2	建設業	民事再生法
19970918	ヤホンヤホン	東 1	小売業	会社更生法	20020621	ハクスイテック	店頭	化学	民事再生法
19971218	東食	東 1	卸売業	会社更生法	20020705	大日本土木	東 1	建設業	民事再生法
19971224	函館製網船具	札幌	卸売業	破産	20020719	テザック	東 1	金属製品	会社更生法
19971225	日東ライフ	東 2	サービス業	和議	20020819	日立精機	東 1	機械	民事再生法
19980228	大同コンクリート工業	東 1	ガラス・土石	破産	20021030	寿工業	大 2	機械	民事再生法
19980604	三井埠頭	東 2	倉庫・運輸	会社更生法	20021030	ニッセキ工業	東 1	建設業	民事再生法
19980723	浅川組	大 1	建設業	会社更生法	20021031	フーズネット	大 2	小売業	民事再生法
19980821	大倉商事	東 1	卸売業	破産	20021115	古久根建設	東 1	建設業	民事再生法
19980918	ヤハギ	東 1	鉄鋼	破産	20030114	宝船	店頭	小売業	民事再生法
19980929	ロンシャン	大 2	卸売業	会社更生法	20030124	タカラブネ	大 1	食料品	民事再生法
19981015	テスコ	店頭	電気機器	商法整理	20030220	神戸生絲	東 1	繊維製品	民事再生法
19981030	モリショー	店頭	不動産業	破産	20030324	セザール	東 1	不動産業	民事再生法
19981201	日本国土開発	東 1	建設業	会社更生法	20030328	南海毛糸紡績	東 2	繊維製品	民事再生法
19990301	コムソウ社	大 2	機械	銀行取引停止	20030409	北海道振興	札幌	不動産業	民事再生法
19990409	日興電機工業	東 2	電気機器	会社更生法	20030502	大和建設	東 2	建設業	民事再生法
19990426	佐々木硝子	東 1	ガラス・土石	会社更生法	20030519	共栄冷機工業	店頭	建設業	会社更生法
19990506	アイコー	店頭	化学	破産	20030529	大江工業	東 2	機械	民事再生法
19990719	興国鋼線索	東 2	鉄鋼	会社更生法	20030621	福助	東 1	繊維製品	民事再生法
19991006	ピコイ	店頭	建設業	和議	20030709	マツモト電器	店頭	小売業	民事再生法
20000213	長崎屋	東 1	小売業	会社更生法	20030714	日本コーリン	店頭	電気機器	民事再生法
20000215	エルカクエイ	東 1	不動産業	会社更生法	20030730	世界長	大 1	ゴム製品	会社更生法
20000414	東洋製鋼	東 2	鉄鋼	民事再生法	20030909	酒井鉄工所	大 2	金属製品	民事再生法
20000526	第一ホテル	東 1	サービス業	会社更生法	20030925	マツヤデンキ	大 1	小売業	民事再生法
20000709	ナガサキヤ	大 2	食料品	会社更生法	20030930	サリ	店頭	小売業	会社更生法
20000712	そごう	東 1	小売業	民事再生法	20031001	森本組	大 1	建設業	民事再生法
20000924	藤井	東 1	卸売業	民事再生法	20031126	デジキューブ	パナマス	卸売業	破産
20000929	川崎電気	東 2	電気機器	民事再生法	20040223	キャッツ	東 1	サービス業	民事再生法
20001102	赤井電機	東 1	電気機器	民事再生法	20040301	ムビレレビジョン	店頭	サービス業	民事再生法
20001220	靴のマルトミ	名 2	小売業	民事再生法	20040321	安治川鉄工	大 2	金属製品	民事再生法
20010223	富士車輛	東 1	輸送用機器	民事再生法	20040330	大木建設	東 1	建設業	民事再生法
20010228	池貝	東 1	機械	民事再生法	20040414	環境建設	東 2	建設業	破産
20010304	アトワイクイナナコ	大 2	小売業	民事再生法	20040426	ジエクスポレーション	東 1	サービス業	民事再生法
20010319	ベターライフ	大 2	小売業	民事再生法	20040531	東北エンタープライズ	店頭	建設業	民事再生法
20010323	富士工	東 1	建設業	民事再生法	20040610	佐藤秀	店頭	建設業	民事再生法
20010914	マイカル	東 1	小売業	民事再生法	20040814	粟村製作所	大 2	機械	民事再生法
20010927	はるやまチェーン	店頭	小売業	民事再生法					

[第 9 章]

終章

9.1 本論文の総括

本論文では、わが国特有の財務開示情報である、経営者予想情報の特性および有用性について分析を行っている。経営者予想とは、企業の経営者自らが公表する次期の業績予想のことであり、それをほとんど全ての上場企業が提供しているというのが、わが国の財務開示制度の最大の特徴である。しかしながら、データの入手困難性という問題もあって、現在まで経営者予想に関する本格的な研究はあまり行われてこなかった。本論文の目的は、この経営者予想情報がどのような特性を有し、また投資家やアナリストといった市場参加者にどのように用いられているのかを調査することによって、このわが国独自の財務開示である経営者予想制度が果たして有効に機能しているのかどうかを検証することである。

第 2 章では、わが国の経営者予想制度について述べている。わが国の上場企業は、本決算および中間決算時に、次期に関する通年の業績予想をそれぞれ当期および上半期の実績値とともに定期的に公表している。この本決算と中間決算時に公表される経営者予想の定期公表は、厳密には証券取引所の要請に基づく企業の自発開示であるが、実際にはほとんどの企業がその要請に応じて予想を公表している。さらに企業は、公表済み予想値に重要な差異が生じた場合には（売上高予想値の $\pm 10\%$ 、経常利益予想値の $\pm 30\%$ 、当期純利益予想値の $\pm 30\%$ 、配当予想値の $\pm 20\%$ ）、それを適時に開示しなければならない。この業績予想の修正開示はインサイダー取引規制の一環として規定されている証券取引法に基づく制度開示である。

つまり、本・中間決算時における経営者予想の定期公表は証券取引所の要請に基づく自発開示であるが、不定期に公表される業績予想の修正開示は証券取引法に基づく制度開示なのである。しかしながら、たとえ企業が決算発表時に次期の業績予想を公表しなくても、証券取引法で、直近予想値が存在しない場合には公表済みの当期の実績値を代わりに用いるという規定があるので、次期予想が当期の実績値と大きく乖離している場合には、企業には業績予想の修正を公表する義務が生じることになる。また証券取引所は、業績予想を含む適時開示を適正に行わなかった場合に、事実上罰則的效果を伴う規定を設けている。

これらのことから判断して、わが国における経営者予想の開示は、事実上の制度開示であるといえる。

第3章は、経営者予想に関連する日米における先行研究のサーベイを行い、第4章以降の各研究の具体的な研究テーマを示している。経営者予想に関する研究は、大きく、「経営者予想の資本市場における有用性を」検証した研究、「経営者予想の特性を調査」した研究、そして「経営者予想と他の予想の比較」を行った研究の3つに大別することができる。

「経営者予想の資本市場における有用性」に関しては、従来のイベント・スタディ型のアプローチを用いる研究では、経営者予想が資本市場において有用な情報を提供していることを示した結果が日米の研究で報告されている。一方、近年の会計研究で盛んな、企業価値と会計数値との相関を検証する価値関連性型のアプローチによる研究は未だ行われていない。そこで本論文の第4、7章では、価値関連性型のアプローチを用いて、資本市場における経営者予想情報の有用性を従来とは異なる側面から検証している。

次に、「経営者予想の特性」と「経営者予想と他の予想の比較」に関しては、米国においては、予想誤差に影響を及ぼす様々な要因が存在することや経営者予想がアナリスト予想に影響を与えていることを示した結果が多数報告されているが、わが国においては、ごく断片的な証拠はあるものの包括的な証拠は未だ存在していない。そこで本論文の第5～8章では、米国の先行研究や日本固有の状況を考慮して、経営者予想に関するこれら立ち遅れた分野での検証を行っている。

第4～8章では、前章の先行研究のサーベイに基づいて、既存の研究では未だ明らかにされていない経営者予想の有用性および特性について、実際に行った研究結果を示している。第4章は、「経営者予想の資本市場における有用性」を、価値関連性型のアプローチを用いて検証している。価値関連研究で用いられる実証モデルは、Ohlson (1995; 2001)で示されている企業評価モデルを理論的支柱としている。そこで Ohlson 企業評価モデルのフレームワークに基づいて、企業評価に関する3つの主要な会計変数である株主資本簿価、当期利益、経営者予想利益の価値関連性を1979-1999年の21年間にわたって検証している。結果は、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、経営者予想利益の存在する下では当期利益はほとんど価値関連性を持たないというものであった。このことは、Ohlson 企業評価モデルが提示する3つの主要な会計変数の中で、経営者予想利益の価値関連性が最も高く、市場における株式の価格形成に大きなインパクトを与えていることを示すものといえる。

第5章は、「経営者予想の特性」を検証している。本研究では、1979-1999年の期間に公

表された 28,000 個の経営者予想をサンプルに用いて、マクロ経済的影響、業種、企業規模、上場市場、外部資金調達、財務的困窮、過去の経営者予想誤差、成長性、赤字、経営者配当予想という 10 個の要因が経営者予想の予想誤差に与える影響を調査している。単変量および多変量分析の結果は、これらの要因が全て経営者予想のバイアスと関連しているというものであった。さらに本研究では、経営者予想誤差を推定することによって異常リターンが獲得可能であるという証拠を示している。これは、投資家が経営者予想を額面どおりに受け取ってしまっている可能性があることを意味しており、経営者予想に存在するシステムティックなバイアスを市場が完全には株価に織り込んでいないことを示唆するものといえる。

第 6 章は、「経営者予想の特性」に影響を与える要因のひとつである財務的困窮に焦点を当て、それが最も極端かつ端的な形で表れている倒産企業をサンプルにして検証を行っている。本研究では、1980–2002 年の期間に倒産した 101 社をサンプルとし、それら倒産企業が公表した業績予想の特性を、同業種・同規模のコントロール企業と比較している。結果は、倒産企業の経営者予想は、売上高、経常利益、純利益、配当の全ての予想項目において楽観的である、倒産企業の予想はコントロール企業の予想よりも倒産 4 期前頃から統計的に有意に楽観的になり、その楽観度は倒産期が近づくにつれて増大するというものであった。このことから、倒産企業の公表した業績予想には楽観的なバイアスがあり、またそのバイアスは倒産期が近づくほど大きくなるといえる。

第 7 章は、「経営者予想と他の予想の比較」に関する研究を行っている。米国では、市場における次期期待利益の代理変数として、複数のアナリスト予想の平均であるコンセンサス予想を用いるのが一般的であるのに対し、わが国では、大きく分類して、米国同様の I/B/E/S コンセンサス予想、出版社系アナリストの単独予想である東洋経済予想、そして経営者自らが公表する経営者予想の 3 種類の予想利益が利用可能である。本研究では 1987–1999 年の期間に公表された 17,000 組の 3 種類の予想を用いて、その予想精度と価値関連性を調査することによって、3 予想の優劣および市場の 3 予想利用度を比較検証している。結果は、予想精度に関しては、I/B/E/S 予想は東洋経済予想や経営者予想よりも精度が劣り、東洋経済予想と経営者予想では精度に大差は見られなかった。また価値関連性については、I/B/E/S 予想の価値関連性が最も低く、東洋経済予想と経営者予想の価値関連性には有意な差が見られなかった。これは、わが国において利用可能な 3 予想利益の中では、東洋経済予想と経営者予想の精度が同程度で高く、I/B/E/S 予想の精度が最も低く、そし

て市場はそれら精度の高い予想を正しく識別して株価に織り込んでいることを示すものといえる。

第5,6章では,財務的困窮企業やその端的な例である倒産企業の経営者予想には楽観的なバイアスが存在するという証拠が示されている。一方,第7章の結果は,経営者予想とアナリスト予想では予想精度に大差は見られないというものであり,これは,経営者予想に存在するシステムティックなバイアスにアナリストが気付いていない可能性を示唆するものである。

そこで第8章では,倒産企業の公表した経営者予想に対するアナリストの反応を検証している。結果は,倒産企業の経営者およびアナリスト予想は,倒産年度にそして期首に近いほど楽観的であり,その楽観的バイアスは期末に向かって小さくなるものの最後まで解消されなかった。またアナリスト予想は,その公表前の経営者予想よりは有意に誤差が小さく,公表後の経営者予想よりは有意に誤差が大きかった。これは,アナリストが,経営者予想の楽観的バイアスのある程度は認識しているものの,完全には把握できていないことを示す証拠といえる。

以上,本論文の中核をなす第4~8章の実証研究の結果から,経営者予想情報は高い価値関連性を有しており株式の価格形成に大きなインパクトを与えている,また経営者予想公表直後のアナリスト予想は経営者予想と酷似しておりアナリストは経営者予想情報を重要視しているということがわかった。このことは,経営者予想情報が投資家やアナリストといった市場参加者に有用な情報を提供していることを意味しており,わが国独自の財務開示である経営者予想制度が有効に機能していることを示す証拠であるといえる。

しかしその反面,経営者予想にはシステムティックな予想バイアスが存在しており,市場やアナリストがそのバイアスを完全には把握できていない,すなわち市場参加者が経営者予想にミスリードされている可能性を示唆する結果も本論文から得られている。

9.2 今後の課題

本論文の研究で使用している経営者予想は,第8章を除いて,全て本決算時に定期的に公表される期首の経営者予想である。しかしながら経営者予想は,期首だけでなく中間決算時や業績予想修正などによって,期中を通じて絶え間なく公表されている。

そこで,1番目の研究課題としては,経営者予想サンプルを期首のみならず期中に公表

されるものにまで拡大して、経営者予想の特性やアナリスト予想に与える影響を再検証するということが挙げられる⁶⁰。本論文では第5章で、経営者予想にはシステマティックな予想バイアスが存在することを明らかにしているが、それはあくまで期首時点におけることであるので、そのようなバイアスが期首から期末に向けてどのように変化していくのかを検証することは、経営者予想の特性の更なる解明につながるであろう。

また、経営者予想とアナリスト予想との比較についても、本論文では第7章で、経営者予想とアナリスト予想では予想精度に大差がないという結果を示しているが、これもまた期首時点におけることである。内部者である経営者と外部者のアナリストの間には次期の業績予想に関して当然情報の非対称性が存在しており、とりわけ期首においてはその非対称性が大きいと考えられる。それゆえにアナリストは、期首時点では経営者予想情報に依存せざるを得ないが、情報の非対称性は期末に近づくにつれて緩和されると推測される。従って、本論文ではアナリストの予想能力にやや否定的な見解を示しているが、アナリストの真価はむしろ期末に近づくにつれて顕在化されるものかもしれない。経営者予想とアナリスト予想の予想精度を期首のみならず期中において比較検証することは、その解明につながるであろう。

次に、本論文で行った経営者予想に関する研究は全て実証研究であり、理論的研究は行っていない。そこで、2番目の研究課題としては、経営者予想の開示に関する理論的解明が挙げられる。本論文の第5章の結果は、過去の予想が楽観的(悲観的)であった企業は、現在の予想においても楽観的(悲観的)である、つまりは経営者予想バイアスには持続性があることを示している。しかしながら経営者予想はあくまで予想値なので、1年後には必ずその実績値が公表される。それにもかかわらず、特定の企業が楽観的あるいは悲観的な予想を出し続けるのはなぜかという疑問が生じる。

米国では、企業の情報開示に関する理論的研究がかなりの水準まで進んでいるので(Verrecchia 2001; Dye 2001)、この分野に関する理論モデルを応用してそのセッティングをわが国の経営者予想制度に見合うように変更すれば、前述の疑問を解く鍵となるかもしれない。今後は、実証研究と併せて理論的研究を行っていくことが、経営者予想の特性を理解する上で重要であろう。

⁶⁰第8章の研究は、期首のみならず期中に公表される全ての経営者予想とアナリスト予想を用いているので、その点では今後の研究課題における先駆的な研究であるといえる。ただし、当研究ではサンプルを倒産企業に限定しているため、その証拠を上場企業全体に一般化することはできない。

最後に、わが国の経営者予想制度のあり方についての提言を行って、本博士論文の終わりとする。本論文の発見事項は、経営者の公表する業績予想が投資家やアナリストに重要な情報を提供している反面、その予想にはシステムティックなバイアスがあり、市場がそのバイアスにミスリードされている可能性があることを示している。もし経営者予想の信頼性を現状より高めたいのであれば、現行の業績予想の修正ガイドライン（当期純利益予想値の±30%等々）をより厳格なものに変更し、適時開示を怠った企業の罰則規定（改善報告書の提出およびその公衆縦覧）を強化すればよい。しかしながら、そのような規制の過度の強化は企業の事務的負担を増加させることになる。情報開示一般にいえることだが、過度の情報開示を企業に強いることは企業価値を損なうことになり、それは最終的には投資家自身の損失につながる。このわが国独特の経営者予想制度の健全なる運営には、市場のニーズやベネフィットと企業側のコストの両方を考慮して、その最適な水準を求めることが大切であろう。

引用文献

- 阿部圭司(1999)「アナリストによる利益予測と株価」、『高崎経済大学論集』第42巻第1号，33-49頁．
- 阿部圭司(2000)「アナリストによる企業業績予測に関する調査」、『産業研究（高崎経済大学附属産業研究所紀要）』第35巻第2号，54-66頁．
- 阿部圭司(2002)「コンセンサス収益予測とアナリストの予測改訂行動について」、『産業研究』38(1)，74-90．
- 石川貴志(1996)「わが国における業績予想データの特性と市場の効率性の検証～利益予想データの活用法～」、『証券アナリストジャーナル』第34巻第4号，19-37頁．
- 石川博行(2001)「利益の時系列特性と配当に対する市場の評価」、『會計』第160巻第6号，854-869頁．
- 石川博行(2002)「企業価値評価における配当の役割(2)」大阪市立大学経営学会『経営研究』第52巻第4号，125-154頁．
- 石塚博司編著(1987)『実証会計情報と株価』同文館．
- 薄井彰(1999)「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」、『會計』第155巻第3号，394-409頁．
- 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』第40巻第3号，85-109頁．
- 太田浩司(2003)「価値関連研究におけるモデル特定化問題」、『関西大学商学論集』第48巻第2号，95-128頁．
- 太田浩司(2004)「経営者の利益予想情報の有用性」、『ディスクロージャーの戦略と効果 第8章』須田一幸編著，森山書店，169-208頁．
- 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』第18号，141-159頁．
- 太田浩司・松尾精彦(2004)「Vuong (1989)検定の理論と応用 会計利益とキャッシュフローの情報内容」、『武蔵大学論集』第52巻第1号，39-75頁．
- 太田浩司・松尾精彦(2005)「Vuong 検定によるモデル選択」、『會計』第167巻第1号，52-66頁．

- 音川和久(2000)「店頭登録企業の業績予想修正に対する株価反応」桜井久勝・加藤恭彦編著『財務公開制度論の新展開 第3章』,中央経済社,35-45頁.
- 神崎克郎(1989)「インサイダー取引の未然防止」『企業会計』第41巻第5号,38-48頁.
- 神田秀樹(1997)『注解証券取引法』有斐閣.
- 木下俊宏・久保直也(1999)「企業業績予測値のバイアス」『証券アナリストジャーナル』第37巻第10号,77-93頁.
- 國村道雄(1980)「利益予測と会計情報」『企業会計』第32巻第4号,494-500頁.
- 國村道雄(1984)「わが国企業の決算予想情報の特徴」『証券アナリストジャーナル』第22巻第8号,9-30頁.
- 久保幸年(1992)『適時開示の理論と実務』中央経済社.
- 久保幸年(2000)『マーケットサイド・ディスクロージャー』中央経済社.
- 香村光雄(1987)『現代企業会計と証券市場 わが国財務会計の機能分析』同文館.
- 古賀智敏編著(1995)『予測財務情報論』同文館.
- 後藤雅敏(1996)「日本企業の経営者が公表する利益予測改訂情報と株価の変動」『企業会計の経済学的分析 第3章』シャム・サンダー・山地秀俊編著,中央経済社,36-53頁.
- 後藤雅敏(1997)『会計と予測情報』中央経済社.
- 後藤雅敏・桜井久勝(1993a)「利益予測情報と株価形成」『會計』第143巻第6号,77-87頁.
- 後藤雅敏・桜井久勝(1993b)「利益予測の改訂情報とインサイダー取引規制」『企業会計』第45巻第9号,127-132頁.
- 坂本なおみ(1996)「コンセンサス利益予想の変化と株価」『証券アナリストジャーナル』第34巻第3号,24-41頁.
- 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』第141巻第6号,43-57頁.
- 清水寿二(1982)「わが国証券市場における業績予想の概況」『経理情報』第304号,26-30頁.
- 白田佳子(2003)『企業倒産予知モデル』中央経済社.
- 城下賢吾(1984)「利益予測の正確性の比較」『六甲台論集』第31巻第1号,17-27頁.
- 須田一幸・太田浩司(2004)「倒産企業の会計操作(3) 経営者による利益予想の分析」『會計』第165巻第6号,121-134頁.
- 高橋史郎(1990)「経営者予想の設定とその株価への影響」『産業経理』第50巻第3号,118-125

頁 .

- 友杉芳正(1995)「わが国における予測財務情報の開示」『予測財務情報論 第13章』古賀智敏編著, 同文館, 152-158頁 .
- 永田靖・吉田道弘(1997)『統計的多重比較法の基礎』サイエンティスト社 .
- 西信洋・金田直之(2005)「経営者予想の信頼性」, 『筑波大学社会工学系ディスカッション・ペーパー・シリーズ』 No. 1110 .
- 河榮徳(1994)「ファイリング制度の実証分析 業績予想修正の情報効果」『企業会計』第46巻第6号, 83-92頁 .
- 河榮徳(1998)「業績予想の修正と資本市場の反応」『早稲田商学』第377号, 63-89頁 .
- 堀本修(1989)「インサイダー取引規制関係政省令の制定について」『企業会計』第41巻第5号, 31-37頁 .
- 松尾精彦(2004)「Vuong test とその正規線形モデルへの適用法」『関西大学経済論集』第54巻第1号, 39-60頁 .
- 宮沢洋一(1988)「内部者取引の規制」『企業会計』第40巻第7号, 17-23頁 .
- 森久・関利恵子(1997)「経営者予想利益の正確性の業種別比較」『会計』第152巻第2号, 99-112頁 .
- 山田真弘(1995)「アナリスト予想のアナウンスメント効果に関する経験的証拠」, 『産業経理』第55巻第3号, 125-131頁 .
- Aharony, J. and I. Swary. (1980). "Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders' Returns: An Empirical Analysis." *The Journal of Finance*, Vol. 35, No. 1, pp. 1-12.
- Ajinkya, B. and M. Gift. (1984). "Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations." *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, No. 2, pp. 425-444.
- Amir, E. and B. Lev. (1996). "Value-relevance of Nonfinancial Information: The Wireless Communications Industry." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 22, Nos. 1-3, pp. 3-30.
- Bamber, L. and Y. Cheon. (1998). "Discretionary Management Earnings Forecast Disclosures: Antecedents and Outcomes Associated with Forecast Venue and Forecast Specificity Choices." *Journal of Accounting Research*, Vol. 36, No. 2, pp. 167-190.

- Barth, M. (2000), "Valuation-based Accounting Research: Implications for Financial Reporting and Opportunities for Future Research." *Accounting and Finance*, Vol. 40, No. 1, pp. 7–31.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman. (2001). "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting: Another View." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, Nos. 1–3, pp. 77–104.
- Basi, B., K. Carey, and R. Twark. (1976). "A Comparison of the Accuracy of Corporate and Security Analysts' Forecasts of Earnings." *The Accounting Review*, Vol. 51, No. 2, pp. 244–254.
- Beaver, W. H. (1998). *Financial Reporting: An Accounting Revolution 3rd ed.* Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Betker, B., S. Ferris, and M. Lawless. (1999), "'Warm with Sunny Skies': Disclosure Statement Forecasts." *American Bankruptcy Law Journal*. Vol. 73, pp. 809–835.
- Blacconiere, W., M. Johnson, and M. Johnson. (2000). "Market Valuation and Deregulation of Electric Utilities." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, No. 2, pp. 231–260.
- Brown, L. (1997). "Analyst Forecasting Errors: Additional Evidence." *Financial Analysts Journal*, Vol. 53, No. 6, pp. 81–88.
- Brown, L. (2001). "A Temporal Analysis of Earnings Surprises: Profits versus Losses." *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 2, pp. 221–241.
- Brown, L., R. Hagerman, P. Griffin, and M. Zmijewski. (1987). "Security Analyst Superiority Relative to Univariate Time-Series Models in Forecasting Quarterly Earnings." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 61–87.
- Brown, P. and V. Niederhoffer. (1968). "The Predictive Content of Quarterly Earnings." *The Journal of Business*. Vol. 41, No. 4, pp. 488–497.
- Brown, S., K. Lo, and T. Lys. (1999). "Use of R^2 in Accounting Research: Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 28, No. 2, pp. 83–115.
- Choi, J. and D. Ziebart. (2000). "A Reexamination of Bias in Management Earnings Forecasts." Working Paper, University of Illinois.
- Christie, A. (1987). "On Cross-sectional Analysis in Accounting Research." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, No. 3, pp. 231–258.

- Coller, M. and T. Yohn. (1998). "Management Forecasts: What Do We Know?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 54, No. 1, pp. 58–62.
- Collins, D., E. Maydew, and I. Weiss. (1997). "Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, No. 1, pp. 39–67.
- Conroy, R. and R. Harris. (1995). "Analysts' Earnings Forecasts in Japan: Accuracy and Sell-side Optimism." *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 3, No. 4, pp. 393–408.
- Conroy, R., K. Eades, and R. Harris. (2000). "A Test of the Relative Pricing Effects of Dividends and Earnings: Evidence from Simultaneous Announcements in Japan." *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 3, pp. 1199–1227.
- Conroy, R., R. Harris, and Y. Park. (1993). "Published Analysts' Earnings Forecasts in Japan: How Accurate are They?" *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 1, No. 2, pp. 127–137.
- Conroy, R., R. Harris, and Y. Park. (1994). "Analysts' Earnings Forecast Accuracy in Japan and the United States." The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts.
- Conroy, R., R. Harris, and Y. Park. (1998). "Fundamental Information and Share Prices in Japan: Evidence from Earnings Surprises and Management Predictions." *International Journal of Forecasting*, Vol. 14, No. 2, pp. 227–244.
- Copeland, R. and R. Marioni. (1972). "Executives' Forecasts of Earnings per Share versus Forecasts of Naïve Models." *The Journal of Business*, Vol. 45, No. 4, pp. 497–512.
- Darrough, M. and T. Harris. (1991). "Do Management Forecasts of Earnings Affect Stock Prices in Japan?" In *Japanese Financial Market Research*, edited by W. T. Ziemba, W. Bailey, and Y. Hamao, pp. 197–229, North Holland, Amsterdam.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan. (1998). "Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts." *The Accounting Review*, Vol. 73, No. 2, pp. 277–294.
- Dechow, P., A. Hutton, and R. Sloan. (1999). "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 26, Nos. 1–3, pp. 1–34.
- Dye, R. (2001). "An Evaluation of "Essays on Disclosure" and the Disclosure Literature in Accounting." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 32, Nos. 1–3, pp. 181–235.
- Easton, P. (1999). "Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data." *Accounting Horizons*, Vol. 13, No. 4, pp. 399–412.

- Easton, P., P. Edey, and T. Harris. (1993). "An Investigation of Revaluations of Tangible Long-Lived Assets." *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, Supplement, pp. 1–38.
- Easton, P. and G. Sommers. (2003). "Scale and the Scale Effect in Market-based Accounting Research." *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 30, Nos. 1–2, pp. 25–55.
- Edwards, E. and P. Bell. (1961). *The theory and measurement of business income*. University of California Press, Berkeley, CA.
- Elton, E. and M. Gruber. (1972). "Earnings Estimates and the Accuracy of Expectational Data." *Management Science*, Vol. 18, No. 8, pp. 409–424.
- Elton, E. and M. Gruber. (1990). "Analysts' Expectations and Japanese Stock Prices," in *Japanese Capital Markets*, edited by Elton, E. and M. Gruber, pp. 283–297, Harper & Row.
- Ely, K. and G. Waymire. (1999). "Accounting Standard-Setting Organizations and Earnings Relevance: Longitudinal Evidence from NYSE Common Stocks, 1927–93." *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, No. 2, pp. 293–317.
- Feltham, G. and J. Ohlson. (1995). "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities." *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2, pp. 689–731.
- Foster, G. (1973). "Stock Market Reaction to Estimates of Earnings per Share by Company Officials." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 11, No. 1, pp. 25–37.
- Francis, J. and K. Schipper. (1999). "Have Financial Statements Lost Their Relevance?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, No. 2, pp. 319–352.
- Frankel, R., M. McNichols, and P. Wilson. (1995). "Discretionary Disclosure and External Financing." *The Accounting Review*, Vol. 70, No. 1, pp. 135–150.
- Frost, C. (1997). "Disclosure Policy Choices of UK Firms Receiving Modified Audit Reports." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 23, No. 2, pp. 163–187.
- Gift, M. and T. Yohn. (1997). "Analysts Response to Management Forecasts." Working Paper, Georgetown University.
- Gray, W. (1974). "The Role of Forecast Information in Investment Decisions." in *Public Reporting of Corporate Financial Forecasts* edited by P. Prakash and A. Rappaport, pp. 47–79, Commerce Clearing House, Inc., Chicago, IL.
- Green, D. and J. Segall. (1967). "The Predictive Power of First-Quarter Earnings Reports." *The Journal of Business*, Vol. 40, No. 1, pp. 44–55.

- Greene, W. (2000). *Econometric Analysis*, 4th ed. Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Gu, Z. (2005). "Scale Factor, R^2 , and the Choice of Levels versus Returns Models." *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 20, No. 1, pp. 71–91.
- Hand, J. (2001). "Discussion of 'Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective'". *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, pp. 121–30.
- Hand, J. and W. Landsman. (2005). "The Pricing of Dividends in Equity Valuation." *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, Nos. 3–4, pp. 435–469.
- Harris, T., M. Lang, and H. Möller. (1994). "The Value Relevance of German Accounting Measures: An Empirical Analysis." *Journal of Accounting Research*, Vol. 32, No. 2, pp. 187-209.
- Hassell, J. and R. Jennings. (1986). "Relative Forecast Accuracy and the Timing of Earnings Forecast Announcements." *The Accounting Review*, Vol. 61, No. 1, pp. 58–75.
- Healy, P. and K. Palepu. (1988). "Earnings Information Conveyed by Dividend Initiations and Omissions." *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 149–175.
- Higgins, H. (2002). "Analysts' Forecasts of Japanese Firms' Earnings: Additional Evidence." *The International Journal of Accounting*, Vol. 37, No. 4, pp. 371–394.
- Hirst, E., L. Koonce, and J. Miller. (1999). "The Joint Effect of Management's Prior Forecast Accuracy and the Form of its Financial Forecasts on Investor Judgment." *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, Supplement, pp. 101–124.
- Holthausen, R. and R. Watts. (2001). "The Relevance of the Value Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, Nos. 1–3, pp. 3–75.
- Imhoff, E. (1978). "The Representativeness of Management Earnings Forecasts." *The Accounting Review*, Vol. 53, No. 4, pp. 836–850.
- Imhoff, E. and P. Paré. (1982). "Analysis and Comparison of Earnings Forecast Agents." *Journal of Accounting Research*, Vol. 20, No. 2, pp. 429–439.
- Irani, A. (2000). "Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts." *Accounting Enquiries*, Vol. 10, No. 1, pp. 33–86.
- Irani, A. (2001). "Management Earnings Forecast Bias and Insider Trading: Comparison of Distressed and Non-Distressed Firms." Working Paper, University of New Hampshire.

- Jaggi, B. (1978a). "A Note on the Information Content of Corporate Annual Earnings Forecasts." *The Accounting Review*, Vol. 53, No. 4, pp. 961–967.
- Jaggi, B. (1978b). "Comparative Accuracy of Management's Annual Earnings Forecast." *Financial Management*, Winter 78, pp. 24–32.
- Jaggi, B. (1980). "Further Evidence on the Accuracy of Management Forecasts Vis-à-Vis Analysts' Forecasts." *The Accounting Review*, Vol. 55, No. 1, pp. 96–101.
- Keller, G. and B. Warrack. (2000). *Statistics for Management and Economics*, 5th ed. Duxbury Thomson Learning.
- Kennedy, P. (1998). *A Guide to Econometrics*, 4th ed. The MIT Press, Cambridge, MA.
- King, R. and J. Langli. (1998). "Accounting Diversity and Firm Valuation." *The International Journal of Accounting*, Vol. 33, No. 5, pp. 529–567.
- King, R., G. Pownall, and G. Waymire. (1990). "Expectations Adjustment via Timely Management Forecasts: Review, Synthesis, and Suggestions for Future Research." *Journal of Accounting Literature*, Vol. 9, pp. 113–144.
- Koch, A. (2002). "Financial Distress and the Credibility of Management Earnings Forecasts." Working Paper, Carnegie Mellon University.
- Kothari, S. (2001). "Capital Markets Research in Accounting." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, Nos. 1–3, pp. 105–231.
- Kothari, S., and J. Zimmerman. (1995). "Price and Return Models." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, No. 2, pp. 155–192.
- Lev, B. and P. Zarowin. (1999). "The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them." *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, No. 2, pp. 353–385.
- Lo, K. and T. Lys. (2000a). "Bridging the Gap between Value Relevance and Information Content." Working Paper, University of British Columbia.
- Lo, K. and T. Lys. (2000b). "The Ohlson model: Contribution to Valuation Theory, Limitations, and Empirical Applications." *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 15, No. 3, pp. 337–367.
- Lorek, K., C. McDonald, and D. Patz. (1976). "A Comparative Examination of Management Forecasts and Box-Jenkins Forecasts of Earnings." *The Accounting Review*, Vol. 51, No. 2, pp. 321–330.

- Maddala, G. (1992). *Introduction to Econometrics*, 2nd ed. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Matsumoto, D. (2002). "Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises." *The Accounting Review*, Vol. 77, No. 3, pp. 483–514.
- McCarthy, E. (2003). "Regulation FD: Coping in the Trenches." *Journal of Accountancy*, Vol. 195, No. 6, pp. 53–59.
- McDonald, C. (1973). An Empirical Examination of the Reliability of Published Predictions of Future Earnings. *The Accounting Review*, Vol. 48, No. 3, pp. 502–510.
- McNichols, M. (1989). "Evidence of Informational Asymmetries from Management Earnings Forecasts and Stock Returns." *The Accounting Review*, Vol. 64, No. 1, pp. 1–27.
- Mercer, M. (2004). "How Do Investors Assess the Credibility of Management Disclosures?" *Accounting Horizons*, Vol. 18, No. 3, pp. 185–196.
- Nichols, D. and J. Tsay. (1979). "Security Price Reactions to Long-Range Executive Earnings Forecasts." *Journal of Accounting Research*, Vol. 17, No. 1, pp. 140–155.
- Nichols, D., J. Tsay, and P. Larkin. (1979). "Investor Trading Responses to Differing Characteristics of Voluntarily Disclosed Earnings Forecasts." *The Accounting Review*, Vol. 54, No. 2, pp. 376–382.
- Nichols, D. and M. Groomer. (1979). "A Study of the Relative Accuracy of Executives' Estimates of Earnings." *ABACUS*, Vol. 15, No. 2, pp. 113–127.
- Nwaeze, E. (1998). "Regulation and the Valuation Relevance of Book Value and Earnings: Evidence from the United States." *Contemporary Accounting Research*, Vol. 15, No. 4, pp. 547–573.
- O'Brien, P. (1988). "Analysts' Forecasts as Earnings Expectations." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 10, No. 1, pp. 53–83.
- Ohlson, J. (1980). "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy." *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, pp. 109–131.
- Ohlson, J. (1995). "Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation." *Contemporary Accounting Research* Vol. 11, No. 2, pp. 661–687.
- Ohlson, J. (2001). "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation: An Empirical Perspective." *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, pp. 107–120.
- Ota, K. (2002). "A Test of the Ohlson (1995) Model: Empirical Evidence from Japan."

- International Journal of Accounting*, Vol. 37, No. 2, pp. 157–182.
- Ota, K. (2003). "The impact of price and return models on value relevance studies: A review of theory and evidence." *Accounting Research Journal*, Vol. 16, No. 1, pp. 6–20.
- Ota, K. (2006). "Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan." in *International accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, edited by Gregoriou, G. N. and M. Gaber, pp. 267–294, Elsevier Press, Burlington, MA.
- Ou, J. and J. Sepe. (2002). "Analysts Earnings Forecasts and the Roles of Earnings and Book Value in Equity Valuation." *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 29, Nos. 3–4, pp. 287–316.
- Palepu, K., V. Bernard, and P. Healy. (1996). *Business Analysis and Valuation: Using Financial Statements: Text and Cases*. South-Western Publishing Co., Cincinnati, Ohio.
- Patell, J. (1976). "Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests." *Journal of Accounting Research*, Vol. 14, No. 2, pp. 246–276.
- Peasnell, K. (1981). "On Capital Budgeting and Income Measurement." *ABACUS*, Vol. 17, No. 1, pp. 52–67.
- Peasnell, K. (1982). "Some Formal Connections between Economic Values and Yields and Accounting Numbers." *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 9, No. 3, pp. 361–381.
- Penman, S. (1980). "An Empirical Investigation of the Voluntary Disclosure of Corporate Earnings Forecasts." *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, pp. 132–160.
- Plosser, C. and W. Schwert. (1978). "Money, Income, and Sunspots: Measuring Economic Relationships and the Effects of Differencing." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, No. 4, pp. 637–660.
- Porter, G. (1982). "Determinants of the Accuracy of Management Forecasts of Earnings." *Review of Business and Economic Research*, Vol. 17, No. 3, pp. 1–13.
- Pownall, G. and G. Waymire. (1989). "Voluntary Disclosure Credibility and Securities Prices: Evidence from Management Earnings Forecasts, 1969–73." *Journal of Accounting Research*, Vol. 27, No. 2, pp. 227–245.
- Preinreich, G. (1938). "Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Depreciation." *Econometrica*, Vol. 6, No. 3, pp. 219–241.

- Richardson, S., S. Teoh, and P. Wysocki. (1999). "Tracking Analysts' Forecasts over the Annual Earnings Horizon: Are Analysts' Forecasts Optimistic or Pessimistic?" Working Paper, University of Michigan.
- Richardson, S., S. Teoh, and P. Wysocki. (2004). "The Walkdown to Beatable Analyst Forecasts: The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives." *Contemporary Accounting Research*, Vol. 21, No. 4, pp. 885–924.
- Roake, T. and G. Davidson. (1996). *The Private Securities Litigation Reform Act of 1995*. Fenwick & West LLP, Silicon Valley, CA.
- Rogers, J. and P. Stocken. (2005). "Credibility of Management Forecasts." *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 4, pp. 1233–1260.
- Rosen, R. (1998). "The Statutory Safe Harbor for Forward-Looking Statements after Two and a Half Years: Has It Changed the Law? Has It Achieved What Congress Intended?" *Washington University Law Quarterly*, Vol. 76, No. 2, pp. 645–681.
- Ruland, W. (1978). "The Accuracy of Forecasts by Management and by Financial Analysts." *The Accounting Review*, Vol. 53, No. 2, pp. 439–447.
- Siegel, S. and J. Castellan. (1988). *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*, 2nd ed. McGraw-Hill, Boston, MA.
- Skinner, D. and R. Sloan. (2002). "Earnings Surprises, Growth Expectations, and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio." *Review of Accounting Studies*, Vol. 7, Nos. 2–3, pp. 289–312.
- Theil, H. (1971). *Principles of Econometrics*. John Wiley & Sons, New York, NY.
- Verrecchia, R. (2001). "Essays on Disclosure." *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 32, Nos. 1–3, pp. 97–180.
- Vuong, Q. (1989). "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses." *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 307–333.
- Watts, R. and J. Zimmerman. (1986). *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Waymire, G. (1984). "Additional Evidence on the Information Content of Management Earnings Forecasts." *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, No. 2, pp. 703–718.
- Waymire, G. (1986). "Additional Evidence on the Accuracy of Analyst Forecasts before and after

Voluntary Management Earnings Forecasts.” *The Accounting Review* Vol. 61, No. 1, pp. 129–142.

Williams, P. (1996). “The Relation between a Prior Earnings Forecast by Management and Analyst Response to a Current Management Forecast.” *The Accounting Review*, Vol. 71, No. 1, pp. 103–115.

Yaekura, T. (2003). “Time Series Property of the Value Relevance of Accounting Numbers in Japan.” Working Paper, University of Tsukuba.