

# 倒産企業の開示する業績予想と会計操作\*

## *Properties of Management Forecasts by Bankrupt Firms and Accounting Manipulation*

太田 浩 司(関西大学 教授)

*Koji Ota, Kansai University*

乙 政 正 太(関西大学 教授)

*Shota Otomasa, Kansai University*

### 要 約

わが国の倒産企業の公表する経営者予想のバイアスを調査する研究には、須田・太田（2004）や太田（2009）があるが、これらの研究では、2008年に発生した世界金融危機によって倒産した企業がサンプルに含まれておらず、また、連結ではなく個別の予想が分析対象として用いられている。そこで、本稿では、2000～2011年の期間に倒産した企業をサンプルとして、それらの企業の公表する連結の業績予想に関する予想バイアスについて検証を行っている。結果は、先行研究と類似しており、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比べて楽観的であり、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っていた。また、倒産企業の中でも、会計操作を行ったと推測される企業の業績予想には楽観的バイアスがほとんど見出されなかったが、そうでない企業の業績予想には非常に大きな楽観的バイアスが観察された。

### Summary

This paper investigates the properties of consolidated sales and earnings forecasts issued by bankrupt firms for the period from 2000 to 2011. The major findings are: 1) the sales and earnings forecasts of bankrupt firms are significantly more optimistic than those of control firms; 2) the optimistic forecast bias found in the bankrupt firms gets more pronounced as their bankruptcy becomes inevitable; and 3) the optimistic forecast bias is detected only in the subsample of bankrupt firms that are presumed to have engaged in accounting manipulation. These findings are consistent with those reported in the previous studies. It appears that the tendency of the managers of failing firms to issue optimistic forecasts is time-invariant.

## 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発表する予想情報は、一般に経営者予想と呼ばれており、この経営者予想の公表が事実上制度化されているのが、わが国における財務開示の最大の特徴であるといえる。そして、日米における研究からは、経営者予想が証券市場において非常に有用な情報を提供しているという証拠が数多く提示されている一方で、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いるという結果も多数報告されている。その代表的なもののひとつが、財務的に困窮している企業の公表する経営者予想には、楽観的バイアスが存在するというものである。

例えば、須田・太田（2004）や太田（2009）では、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、それらの企業が公表する経営者予想のバイアスを調査している。そして、倒産企業の経営者による業

\*本研究は、JSPS科研費23530391、24330139、および平成23年度石井記念証券研究振興財団による助成を受けたものの成果の一部である。

績予想は楽観的であり、またその楽観的バイアスは倒産年度に近づくにつれてより強くなるという結果を報告している。

しかしながら、須田・太田(2004)と太田(2009)のサンプルは、それぞれ、1980～2002年の期間に倒産した101社と、1991～2004年の期間に倒産した123社であり、2008年に発生したリーマン・ショックとその後の世界金融危機の影響で倒産した多数の企業を含んでいない<sup>1)</sup>。また、両研究とも、倒産企業の経営者予想として、個別の業績予想を用いているが、わが国のディスクロージャー制度は、1997年6月に企業会計審議会が公表した「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」による提言を受けて、2000年3月期より、従来の個別中心から連結中心主義に移行している。

そこで本稿では、サンプルを、2000～2011年の期間に倒産した企業とすることによって、2008年に発生した世界金融危機によって倒産した企業をサンプルに含めて、それらの企業の公表する連結の経営者予想のバイアスについて調査している。また本稿では、須田・太田(2004)に依拠して、倒産企業が期首の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。

結果は、須田・太田(2004)と類似しており、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比べて楽観的であり、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っていった。さらに、倒産企業を、会計操作を行ったと推測される企業(会計操作企業)と、それ以外の企業(非会計操作企業)に分類し、それぞれの業績予想の特性を検証したところ、倒産企業の中でも、会計操作企業の業績予想には予想誤差がほとんど見出されなかったが、非会計操作企業の業績予想には楽観的な方向で非常に大きな予想誤差が

観察された。これは、倒産企業の中には、市場の期待を達成するためにアグレッシブに利益調整を行っている企業があるということを示唆している。その背景には、企業が市場の期待を達成できなかった場合に、市場から株価の急落という過剰なペナルティーを受け、それが、株主、債権者そして取引先といった企業の利害関係者に悪影響を与えるということが考えられる。

なお、本稿の構成は以下のものである。次節では、わが国の経営者予想制度の概要および先行研究のサーベイを行う。第3節では、リサーチデザインとサンプルについて記述する。第4節では、倒産企業の業績予想の特性について調査し、第5節では、倒産企業の会計操作について分析する。最後に、第6節では本稿を総括する。

## 2. 背景

### 2.1 わが国の経営者予想制度のあらまし

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6月に、一般投資者が投資判断を行うに当たって影響を受けることが予想される重要な会社情報について、遅延なく、正確かつ公平に開示するようにとの旨の要望文を、上場会社に送付したことから始まる(「会社情報の適時開示に関する要請」東証上管第525号 昭和49年6月7日)(久保1992、久保2000、土本・飯沼2007)<sup>2)</sup>。

この経営者予想を含む決算発表は、金融商品取引法や会社法による制度開示とは異なり、厳密には、証券取引所の規則に基づく自発的開示である

が、ほとんど全ての企業がその要請に応じている<sup>3)</sup>。その結果、企業は、本決算発表における「決算短信」において、次期の売上高、営業利益、経常利益、当期純利益、一株当たり当期純利益、配当総額、一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<sup>4)</sup>。また、2008年4月より開始する事業年度からは、金融商品取引法に基づく四半期報告制度の導入を踏まえて「四半期決算短信」が公表されており、各四半期決算発表においても、期末時の売上高、経常利益、営業利益、当期純利益、一株当たり当期純利益、一株当たり配当の予想値を、各四半期の累計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、四半期毎に年に四回定期的に公表しているのである<sup>5)</sup>。

図1は、本決算発表における「決算短信」の一例を示している。最下部の表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。なお、決算短信および四半期決算短信で必ず開示しなければならない予想は、連結の通期業績予想だけであり、それ以外の、個別業績予想や第2四半期累計期間（中間期）の業績予想の開示は省略可能である。

これらの定期公表に加えて、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基準は以下のようなものである。

- (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) 経常利益と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%以上変動している、
- (iii) 配当については、予想値に変更があった全ての場合。

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、直近予想値がゼロの場合には新規予想値は全て開示しなければならない。

この業績予想の修正に関する証券取引所の規則は、もともと平成元年4月に施行されたインサイダー取引規制に対応して定められたもので、制度開示の側面を有している<sup>6)</sup>。しかしながらその内容は、金融商品取引法等におけるインサイダー取引規制よりも、開示要件が若干厳しくなっている<sup>7)</sup>。

さらに、東京証券取引所が1999年9月1日に制定した「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」には、業績予想を含むタイムリー・ディスクロージャーを適正に行わなかった企業に対して、罰則的効果を伴う規定が盛り込まれている<sup>8)</sup>。これらのことから総合的に判断すると、わが国における経営者予想の開示は、現在では事実上の制度開示であるといえる<sup>9)</sup>。

## 2.2 先行研究のサーベイ

諸外国における先行研究では、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。最初に、英国企業については、Frost (1997) が、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ている。さらにFrost (1997) 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報告している。

図1 決算短信の様式



平成24年3月期 決算短信〔日本基準〕(連結)

平成24年4月25日  
上場取引所 東

上場会社名 KDDI株式会社  
 コード番号 9433 URL <http://www.kddi.com>  
 代表者 (役職名) 代表取締役社長 (氏名) 田中 孝司  
 問合せ先責任者 (役職名) コーポレート統括本部 (氏名) 高木 憲一郎  
 経営管理本部長 TEL 03-6678-0712  
 定時株主総会開催予定日 平成24年6月20日 配当支払開始予定日 平成24年6月21日  
 有価証券報告書提出予定日 平成24年6月21日  
 決算補足説明資料作成の有無 : 有  
 決算説明会開催の有無 : 有 (機関投資家・アナリスト向け)

(百万円未満切捨て)

1. 平成24年3月期の連結業績(平成23年4月1日～平成24年3月31日)

(1) 連結経営成績

(%表示は対前期増減率)

	営業収益		営業利益		経常利益		当期純利益	
	百万円	%	百万円	%	百万円	%	百万円	%
24年3月期	3,572,098	4.0	477,647	1.2	451,178	2.4	238,604	△6.5
23年3月期	3,434,545	△0.2	471,911	6.3	440,676	4.2	255,122	19.9

(注) 包括利益 24年3月期 249,510百万円 (△0.5%) 23年3月期 250,829百万円 (6.1%)

	1株当たり当期純利益	潜在株式調整後1株当たり 当期純利益	自己資本当期純利益 率	総資産経常利益率	営業収益営業利益率
	円銭	円銭	%	%	%
24年3月期	58,115.98	56,668.91	11.5	11.6	13.4
23年3月期	58,149.78	—	12.4	11.6	13.7

(参考) 持分法投資損益 24年3月期 △18,297百万円 23年3月期 △19,948百万円

(2) 連結財政状態

	総資産	純資産	自己資本比率	1株当たり純資産
	百万円	百万円	%	円銭
24年3月期	4,004,009	2,128,624	51.5	539,206.73
23年3月期	3,778,918	2,171,839	55.7	495,386.23

(参考) 自己資本 24年3月期 2,060,746百万円 23年3月期 2,103,331百万円

(3) 連結キャッシュ・フローの状況

	営業活動によるキャッシュ・フロー	投資活動によるキャッシュ・フロー	財務活動によるキャッシュ・フロー	現金及び現金同等物期末残高
	百万円	百万円	百万円	百万円
24年3月期	725,886	△484,507	△225,931	174,191
23年3月期	717,353	△440,545	△279,998	159,869

2. 配当の状況

	年間配当金					配当金総額 (合計)	配当性向 (連結)	純資産配当 率(連結)
	第1四半期末	第2四半期末	第3四半期末	期末	合計			
	円銭	円銭	円銭	円銭	円銭	百万円	%	%
23年3月期	—	6,500.00	—	7,500.00	14,000.00	60,795	24.1	3.0
24年3月期	—	7,500.00	—	8,500.00	16,000.00	64,329	27.5	3.1
25年3月期(予想)	—	8,500.00	—	8,500.00	17,000.00	—	26.0	—

(注) 25年3月期(予想)の1株当たり配当については、株式分割を考慮しない額を記載しております。  
 詳細は、「業績予想の適切な利用に関する説明、その他特記事項」をご覧ください。

3. 平成25年3月期の連結業績予想(平成24年4月1日～平成25年3月31日)

(%表示は、通期は対前期、四半期は対前年同四半期増減率)

	営業収益		営業利益		経常利益		当期純利益		1株当たり当期 純利益
	百万円	%	百万円	%	百万円	%	百万円	%	円銭
第2四半期(累計)	—	—	—	—	—	—	—	—	—
通期	3,580,000	0.2	500,000	4.7	490,000	8.6	250,000	4.8	65,414.00

(注1) 平成25年3月期の第2四半期(累計)連結業績予想は行っておりません。  
 (注2) 平成25年3月期の連結業績予想における1株当たり当期純利益については、株式分割を考慮しない額を記載しております。  
 詳細は、「業績予想の適切な利用に関する説明、その他特記事項」をご覧ください。

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/listing/disclosure/>)

次に、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ている。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予想利益を信頼性の低い情報であるとみなしているという証拠を示している。

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 (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、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提示している。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いう結果を報告している。

その他にも、Betker, Ferris and Lawless (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。

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複数提示されている。最初に、企業の財務的困窮が最も顕著に発露している倒産企業の公表する経営者予想を調査対象とする研究としては、須田・太田 (2004) および太田 (2009) がある。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比べて楽観的であり、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という結果を示している。

また、太田 (2009) では、1991～2004年の期間に倒産した123社をサンプルとして、それら倒産企業が期中に公表した全ての経営者予想を用いて、その予想誤差を期中の時系列で比較している。そして、倒産企業の経営者予想は期首において最も楽観的であり、その楽観的バイアスは、期末にかけて修正予想を頻繁に公表することによって縮小されるものの、期末直前の予想でも依然として有意に楽観的であるという結果を報告している。また、アナリストは、倒産企業の経営者が公表する予想の楽観的バイアスが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という証拠を提示している。

次に、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 (2006) 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も、有意に正の相関があるという証拠を示している。

その他にも、西・金田 (2009) 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 (2009) は、白田 (2003) の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ている。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の結果は、財務的困窮企業や、その最も極端な事例である倒産企業が公表する将来の業績予想には、楽観的なバイアスが存在しているということを強く示唆しているといえる<sup>10)</sup>。

### 3. リサーチデザインとサンプル選択

#### 3.1 リサーチの概要

本稿では、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する業績予想の特性の分析を行っている<sup>11)</sup>。現在、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、営業利益、経常利益、当期純利益、一株当たり当期純利益、配当総額、一株当たり配当の7項目であるが、当期純利益と一株当たり当期

純利益、配当総額と一株当たり配当は同じなので、実質的には5項目である。しかしながら、注4で述べたように、営業利益予想が開示されるようになったのは、2007年3月期決算の決算短信からであるので、本稿の検証期間からは十分な数の予想値が確保できない。また、倒産企業の配当予想は、その大多数が無配予想であるので、予想誤差の適正な測定が困難である。

そこで、本稿では、倒産企業の売上高、経常利益、純利益の3項目に関する予想値を、倒産直前期 ( $t=0$ ) から6期前 ( $t=-5$ ) までの6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している。なお、経営者予想には、個別予想と連結予想の2種類があるが、本稿では、原則的に連結予想を使用し、連結決算を行っていない等の理由で連結予想が入手不可能な場合にのみ、個別予想を用いている。

本稿では、第一に、倒産企業の経営者予想は楽観的であるか否かの一標本による検定を行っている。その理論的背景は、もし倒産企業の経営者予想に楽観的のバイアスが存在しないならば、その予想誤差の平均値 ( $\mu_s$ ) は、ゼロとは大きく異ならないというものである。従って、この場合の帰無仮説と対立仮説は、

$$\text{帰無仮説 } H_{N_i} : \mu_s = 0$$

$$\text{対立仮説 } H_{A_i} : \mu_s < 0$$

である。

帰無仮説  $H_{N_i}$  が棄却され対立仮説  $H_{A_i}$  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している。しかしながら、倒産企業に限らず全ての企業の経営者予想が一般的に楽観的であるかもしれないので、このことだけからでは、倒産企業の経営者予想だけが過度に楽観的であるとは言い切れない。

そこで第二に、倒産企業 (サンプル企業) の公表する経営者予想が、同規模同業種の非倒産企業

（コントロール企業）の公表する経営者予想と比較して楽観的であるか否かという、対応のある二標本間の検定を行っている。その理論的背景は、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（ $\mu_s$ ）は、倒産企業と類似した経済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（ $\mu_c$ ）と大きく異なるというものである。従って、この場合の帰無仮説と対立仮説は、

$$\text{帰無仮説 } H_{Nii} : \mu_s = \mu_c$$

$$\text{対立仮説 } H_{Aii} : \mu_s < \mu_c$$

である。

帰無仮説  $H_{Nii}$  が棄却され対立仮説  $H_{Aii}$  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、類似した経済環境にある非倒産企業の経営者予想と比べてもなお過度に楽観的であるということの意味している。

第三に、倒産企業を会計操作企業と非会計操作企業に分割し、同じ倒産企業の中でも、会計操作を行った企業と行わなかった企業との間で公表する経営者予想の特性に差があるか否かを、二番目の検証方法と同様に、コントロール企業を用いた対応のある二標本間の検定によって検証を行っている。

### 3.2 経営者予想誤差の測定

最初に、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しなければならない。本稿では、民事再生法等の適用申請日を倒産の時点（ $t = +1$  期）として捉え、その直前の決算短信で公表された（ $t = 0$  期の）実績値と、その前年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。なお、図2は、その関係を図示したものである。

次に、本稿では、売上高（SAL）、経常利益（ECO）、純利益（EAR）の3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している。その際に用いる予想誤差（ $\_FE$ ）の定義は、次のとおりである。

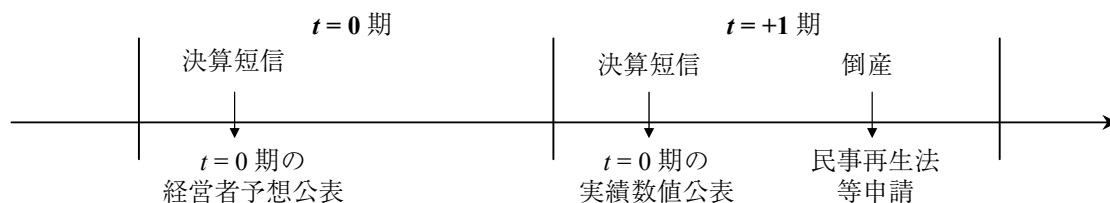
$$\text{SAL\_FE} = (\text{実際の売上高} - \text{経営者予想売上高}) / \text{期首の総資産額},$$

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

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

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）は、何れも、実績値から予想値を差し引いて求められているので、予想誤差が負であるということは、経営者予想が楽観的であったということの意味し

図2 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。

ている。

### 3.4 サンプルの選択

本稿の分析で用いている、倒産企業およびそのコントロール企業の選択基準は、以下の通りである

#### 倒産企業選択基準

- (i) 上場企業で、倒産イベント日（民事再生法等申請日）の発生が2000年4月～2011年3月の期間にある（163社）、
- (ii) 一般事業会社である（銀行、証券、保険業を除く）（160社）。

#### コントロール企業選択基準

- (i) 倒産企業と日経小分類（131業種）で同じ業種に属している、
- (ii) 倒産イベント日（民事再生法等申請日）の直前の決算を倒産企業の最終決算日として、その最終決算日から前後6ヶ月以内に決算日がある、
- (iii) 倒産企業と連結総資産の差額の絶対値が最も小さい、
- (iv) コントロール企業が倒産企業であってはならない、
- (v) 同一企業が複数の倒産企業のコントロール企業であってはならない、
- (vi) 決算日の2期前から変則決算を行っていない。

これらの選択基準によって、倒産企業160社と、そのコントロール企業160社が選択されている。さらに、本稿では、これらの企業の公表する業績予想データについて、 $t=0$ を倒産直前期として、 $t=-5$ までの6期分を収集しているが、(i) 経営者予想が非開示である、(ii) 上場してからの期間が短い、(iii) 途中で決算月の変更があった等の理由によって、全ての倒産企業およびコントロール企業について、6期分の経営者予想データを

入手できていない。

その結果、最終的に、倒産企業およびコントロール企業それぞれ156社、延べ752社年のペアの業績予想を用いて分析を行っている。なお、実績値に関しては全て『NEEDS-FinancialQUEST』から、予想値については『NEEDS-FinancialQUEST』および『日本経済新聞』から収集している。

## 4. 倒産企業による業績予想の特性

### 4.1 データをプールした調査

本稿では、第一に、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、経常利益予想誤差および純利益予想誤差の記述統計量が表1に示されている。

表1を見ると、倒産企業とコントロール企業の、予想誤差の平均値および中央値が、全て負の値であることが分かる。これは、実現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ったということの意味している。そこで、これら6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ウィルコクソンの順位和検定を行っている。その結果が、それぞれ表2、表3に示されている。

表2および表3の右端の $p$ 値の列を見ると、予想誤差の平均値、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、これらの経営者予想が楽観的であったことが、統計的にも支持される。この結果は、経営者の業績予想が倒産企業と非倒産企業（コントロール企業）にかかわらず、概して楽観的であるということを示唆している。しかしながら、本研究では、コントロール企業を、倒産企業と同業種、同規模という基準で選択して



表1 経営者予想誤差の記述統計量

	変数	N	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
倒産企業	SAL_FE	752	-0.0829	0.2667	-2.9946	-0.1296	-0.0474	0.0018	1.5626
	ECO_FE	752	-0.0302	0.0641	-0.4608	-0.0369	-0.0111	-0.0003	0.1211
	EAR_FE	752	-0.0550	0.1085	-0.9865	-0.0650	-0.0148	-0.0012	0.1220
コントロール企業	SAL_FE	752	-0.0336	0.1514	-0.8854	-0.0757	-0.0216	0.0149	1.8888
	ECO_FE	752	-0.0088	0.0471	-0.4261	-0.0170	-0.0026	0.0044	0.5233
	EAR_FE	752	-0.0188	0.0735	-0.7597	-0.0177	-0.0037	0.0018	0.2885

注) SAL\_FE、ECO\_FE、EAR\_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

表2 経営者予想誤差の楽観性（平均値）：母平均のt検定

	変数	N	平均値	t値	p値
倒産企業	SAL_FE	752	-0.0829	-8.5196	0.0000
	ECO_FE	752	-0.0302	-12.9192	0.0000
	EAR_FE	752	-0.0550	-13.8873	0.0000
コントロール企業	SAL_FE	752	-0.0336	-6.0778	0.0000
	ECO_FE	752	-0.0088	-5.1342	0.0000
	EAR_FE	752	-0.0188	-7.0363	0.0000

注) 変数の定義は表1を参照。平均値のコラムは、予想誤差の平均値を載せている。

表3 経営者予想誤差の楽観性（中央値）：ウィルコクソンの順位和検定

	変数	中央値	N	z値	p値
倒産企業	SAL_FE	正	201	-14.13	0.0000
		負	551		
	ECO_FE	正	180	-16.172	0.0000
		負	572		
	EAR_FE	正	153	-18.331	0.0000
		負	599		
コントロール企業	SAL_FE	正	274	-10.146	0.0000
		負	478		
	ECO_FE	正	316	-7.059	0.0000
		負	436		
	EAR_FE	正	260	-10.843	0.0000
		負	492		

注) 変数の定義は表1を参照。中央値とNのコラムは、予想誤差の正負の個数を載せている。

いるので、コントロール企業も倒産企業と同様の経済環境にあり、財務的に困窮しているために、結果として予想が楽観的となっている可能性がある。

そこで、倒産企業の経営者予想が、同様の経済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ウィルコクソンの符号付順位和検定を用いて検証を行っている。その結果がそれぞれ表4、表5に示されている。

表4 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較（平均値差）：対応のあるt検定

変数	平均値差	t値	p値
SAL_FE	-0.0493	-4.5603	0.0000
ECO_FE	-0.0214	-7.8805	0.0000
EAR_FE	-0.0361	-8.2016	0.0000

注) 変数の定義は表1を参照。平均値差の列は、倒産企業の予想誤差からコントロール企業の予想誤差を差引いたものの平均値を載せている。

表5 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較（中央値差）：ウィルコクソンの符号付順位和検定

変数	中央値差	N	z値	p値
SAL_FE	正	287	-6.508	0.0000
	負	465		
ECO_FE	正	269	-9.335	0.0000
	負	483		
EAR_FE	正	253	-10.694	0.0000
	負	499		

注) 変数の定義は表1を参照。中央値差とNの列は、倒産企業の予想誤差からコントロール企業の予想誤差を差引いたものの正負の個数を載せている。

表4および表5の右端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。

以上の経営者予想誤差の分析結果から、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える。

## 4.2 予想誤差の時系列変化

第二に、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、経常利益予想誤差および純利益予想誤差の平均値および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3

にその結果をグラフで表示している。

図3のグラフからは、売上高、経常利益、純利益の全ての予想項目について、倒産企業とコントロール企業の予想誤差の乖離が、倒産直前期( $t = 0$ )に近づくに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に近づくに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、倒産期に近づくにつれて急速に高まっているということを意味している。そしてこの傾向は、平均値と中央値のいずれについても観察されている。

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を、統計的に検証するために、各期における倒産企業とコントロール企業の予想誤差の平均値差および中央値差を、それぞれ、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ウィルコクソンの符号付順位和検定を用いて検証を行っている。その結果が表6に示されている。

図3 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

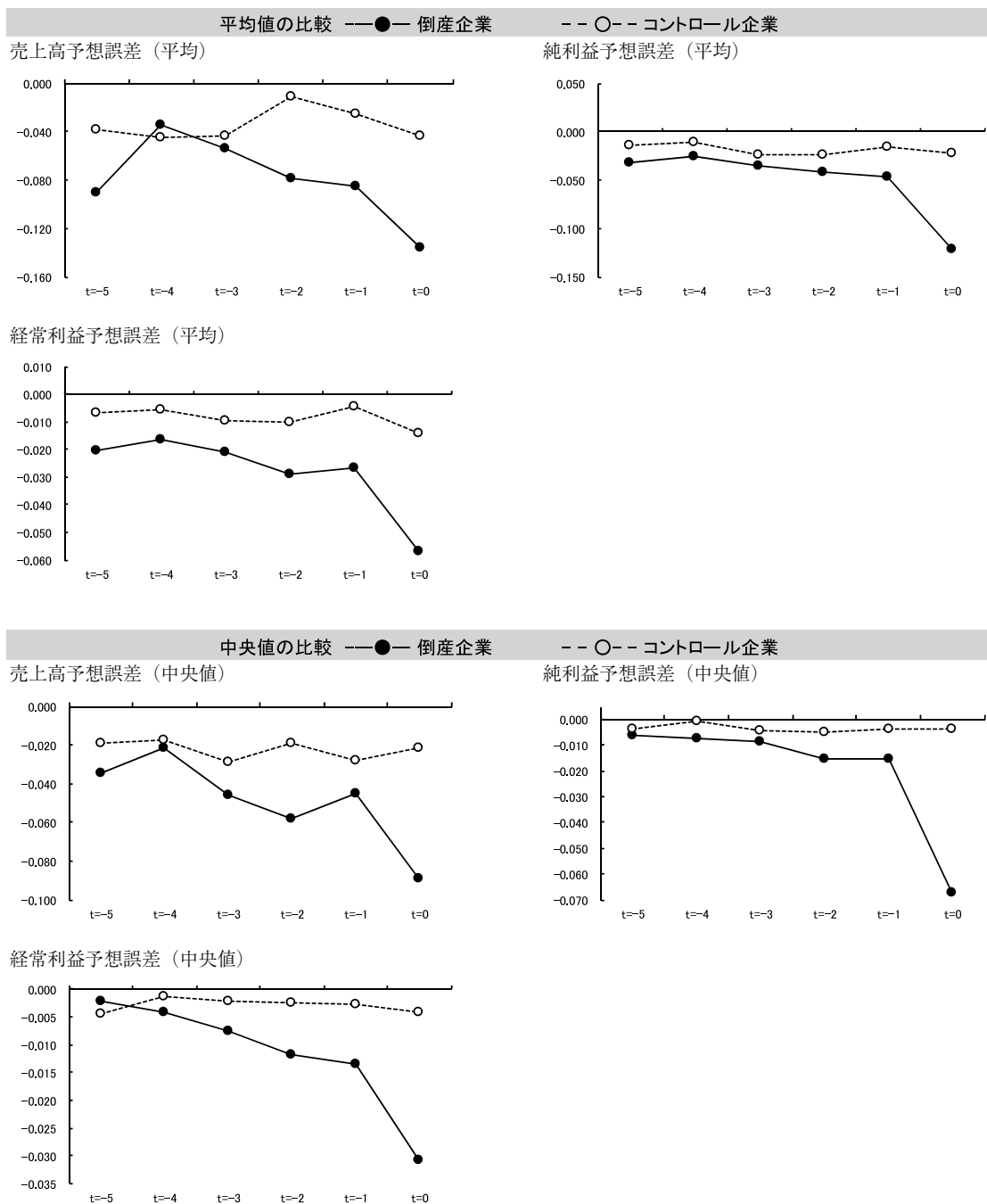


表6 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較：時系列による検定

変数	対応ある $t$ 検定						ウィルコクソンの符号付順位和検定					
	$t = -5$	$t = -4$	$t = -3$	$t = -2$	$t = -1$	$t = 0$	$t = -5$	$t = -4$	$t = -3$	$t = -2$	$t = -1$	$t = 0$
SAL_FE	×	×	×	○	△	◎	×	×	△	◎	◎	◎
ECO_FE	○	○	×	◎	◎	◎	×	◎	◎	◎	◎	◎
EAR_FE	○	○	×	○	◎	◎	×	◎	○	◎	◎	◎
$N$	87	107	120	135	147	156	87	107	120	135	147	156

注) 変数の定義は表1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

表6からは、倒産6～4期前である  $t = -5 \sim -3$  期に関しては、倒産企業とコントロール企業の予想誤差の差は、予想項目や、平均値差か中央値差かということによって、有意であったりなくなったりと、結果にバラつきがあることがわかる。一方、倒産3期前である  $t = -2$  期以降に関しては、全ての予想項目について、平均値差と中央値差の両方で、倒産企業とコントロール企業の予想誤差には、有意な差が観察されている。とりわけ、倒産直前期である  $t = 0$  期では、売上高、経常利益、純利益の3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予想になっている。

最後に、本稿の先行研究である須田・太田(2004)に倣って、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、予想誤差中央値差とその検定統計量  $z$  値を従属変数にして、以下の(1)～(4)式の回帰モデルを推定している。

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

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

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

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

ただし、

$\Delta MEAN_{v,t}$ : 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の値をとる、

$DECO_v$ : 業績予想項目  $v$  が ECO\_FE なら1、それ以外なら0の値をとる、

$DEAR_v$ : 業績予想項目  $v$  が EAR\_FE なら1、それ以外なら0の値をとる、

$TIME_t$ :  $t = -5 \sim 0$  期に応じて  $-5 \sim 0$  の値をとる。

なお、(1)～(4)式の回帰モデルは、 $DSAL_v$ 、 $DECO_v$ 、 $DEAR_v$  が全てダミー変数であり、これらを合計すると定数項と等しくなってしまう。従って、定数項を除いたモデルとなっている。また、これらのモデルにおける関心事は、トレンド変数  $TIME_t$  の係数  $\alpha_4$ 、 $\beta_4$ 、 $\gamma_4$ 、 $\delta_4$  である。なぜなら、もしこれら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、表7のPanel AとPanel Bに示されている。

表7によれば、 $TIME_t$ の係数 $a_4$ と $\beta_4$ は、それぞれ-0.0106と-0.7237で、いずれも1%水準で

有意である。従って、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、表8のPanel AとPanel 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 $\gamma_4$ と $\delta_4$ は、それぞれ-0.0077と-0.9403で、いずれも1

表7 予想誤差平均値差とt値を従属変数にした回帰分析

Panel A 従属変数：予想誤差平均値差					
モデル (1) : $\Delta MEAN_{v,t} = a_1 DSAL_v + a_2 DECO_v + a_3 DEAR_v + a_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$					
	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$N$
回帰係数	-0.0719	-0.0464	-0.0588	-0.0106	18
(t値)	(-5.73)**	(-3.70)**	(-4.69)**	(-3.27)**	
Panel B 従属変数：t値					
モデル (2) : $TSTAT_{v,t} = \beta_1 DSAL_v + \beta_2 DECO_v + \beta_3 DEAR_v + \beta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$					
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$N$
回帰係数	-3.4292	-4.9416	-4.8782	-0.7237	18
(t値)	(-4.87)**	(-7.02)**	(-6.93)**	(-3.98)**	

注) 変数の定義は以下のである。

- $\Delta MEAN_{v,t}$  : 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 の値をとる、
  - $DECO_v$  : 業績予想項目  $v$  が  $ECO\_FE$  なら 1、それ以外なら 0 の値をとる、
  - $DEAR_v$  : 業績予想項目  $v$  が  $EAR\_FE$  なら 1、それ以外なら 0 の値をとる、
  - $TIME_t$  :  $t = -5 \sim 0$  期に応じて  $-5 \sim 0$  の値をとる。
- 検定は両側検定である。\* 5%水準で有意 \*\* 1%水準で有意

表8 予想誤差中央値差とz値を従属変数にした回帰分析

Panel A 従属変数：予想誤差中央値差					
モデル (3) : $\Delta MEDN_{v,t} = \gamma_1 DSAL_v + \gamma_2 DECO_v + \gamma_3 DEAR_v + \gamma_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$					
	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$N$
回帰係数	-0.04612	-0.0283	-0.0358	-0.0077	18
(t値)	(-6.35)**	(-3.89)**	(-4.94)**	(-4.15)**	
Panel B 従属変数：z値					
モデル (4) : $ZSTAT_{v,t} = \delta_1 DSAL_v + \delta_2 DECO_v + \delta_3 DEAR_v + \delta_4 TIME_t + \varepsilon_{v,t}$					
	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$	$N$
回帰係数	-4.8044	-5.9087	-6.4107	-0.9403	18
(t値)	(-9.02)**	(-11.09)**	(-12.03)**	(-6.83)**	

注) 変数の定義は以下のである。

- $\Delta MEDN_{v,t}$  : 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、
- 他の変数の定義は表7を参照。検定は両側検定である。\* 5%水準で有意 \*\* 1%水準で有意

%水準で有意である。従って、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。

以上の結果から、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ものの、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り、また、この楽観性バイアスは、倒産3期前以降から倒産期に近づくにつれて急激に大きくなるといえる。

## 5. 倒産企業の会計操作と予想誤差

須田・首藤(2001)では、経営者は自らが公表した業績予想値に近づけるように利益操作をする傾向があり、そのために会計発生高を裁量的に計上するという証拠が示されている。その証拠に基づいて、須田・太田(2004)は、倒産企業を、会計操作を行った可能性が高い企業グループと、そうでない企業グループに分割し、それぞれのグループにおける業績予想誤差を調査し、会計操作を行った企業の楽観的バイアスは、会計操作を行わなかった企業の楽観的バイアスよりも小さいという結果を得ている。

そこで本稿でも、須田・太田(2004)に倣って、倒産企業サンプルを、会計操作を行った可能性が高いグループと、そうでないグループに分類して、それぞれのグループの経営者予想誤差を調査している。最初に、会計操作を行った可能性が高い企業およびその時点の識別は、浅野・首藤(2007)および榎本・首藤(2013)に従っている。すなわち、「純利益-裁量的発生高=非裁量的純利益」と定義し、「純利益(+) $\cap$ 非裁量的純利益(-)=会計操作企業」と識別している。つまり、操作前の純利益は赤字であるにもかかわらず、会計操

作を行った結果、報告純利益が黒字に転じたとみなされる企業を、会計操作企業と判断しているのである。この識別方法により、倒産企業752社年のうち180社年が会計操作を行ったと判定された。

次に、この判定に基づいて、倒産企業サンプルを、会計操作企業(180社年)と非会計操作企業(572社年)のサブサンプルに分割し、それぞれの純利益予想誤差の平均値と中央値を、 $t = -5$ 期から $t = 0$ 期までの期間について算定している。図4は、その結果を、コントロール企業の数値と対照させて、グラフで図示したものである。

図4からは、倒産企業の中でも会計操作を行ったと推定される会計操作企業の純利益予想誤差は、平均値と中央値の両方でゼロ付近に集中しており、コントロール企業と比較してもあまり差異がないことが観察される。一方、倒産企業の中でも会計操作を行わなかったと推定される非会計操作企業の予想誤差は、平均値と中央値の両方でコントロール企業よりも大きな負の値をとっており、さらに倒産期に近づくにつれて、コントロール企業との乖離が拡大していることが見て取れる。そこで、その乖離の統計的有意性を、会計操作企業と非会計操作企業に分けて、それぞれのコントロール企業と対比させて検証している。なお、前節同様に、平均値差の検定にはパラメトリックな対応のある $t$ 検定、中央値差の検定にはノンパラメトリックなウィルコクソンの符号付順位和検定を用いている。その結果が、表9に示されている。

表9からは、会計操作企業の場合、 $t = -3$ 期で若干有意な差が見られるものの、それ以外の期では、倒産企業とコントロール企業の間で、業績予想の予想誤差には、あまり統計的に有意な差がないことがわかる。それとは対照的に、非会計操作企業の場合には、倒産企業とコントロール企業

図4 会計操作企業と非会計操作企業による純利益予想誤差の比較

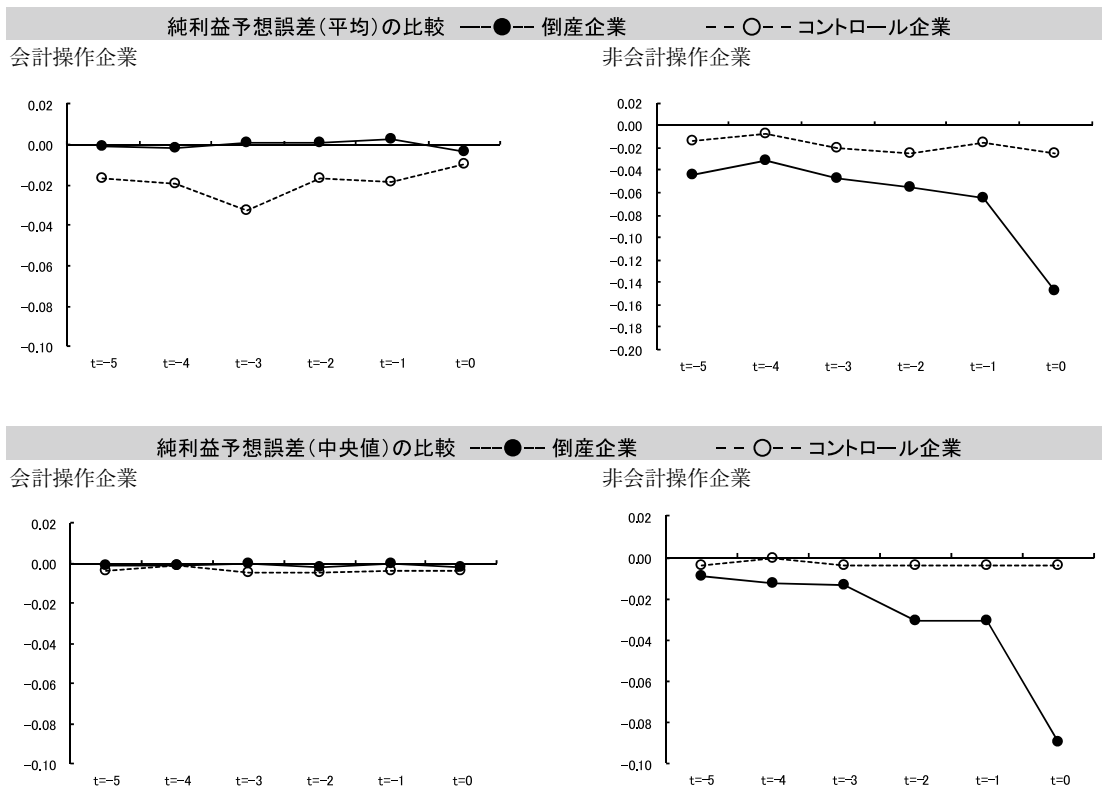


表9 会計操作企業と非会計操作企業の純利益予想誤差比較：時系列による検定

変数	会計操作企業						非会計操作企業					
	t = -5	t = -4	t = -3	t = -2	t = -1	t = 0	t = -5	t = -4	t = -3	t = -2	t = -1	t = 0
EAR_FE	○	×	△	×	△	×	◎	◎	○	◎	◎	◎
ウィルコクソンの符号付順位和検定	×	×	◎	○	×	×	◎	◎	◎	◎	◎	◎
N	24	24	30	33	40	29	63	83	90	102	107	127

注) 会計操作企業とは、倒産企業の中で、操作前の利益は赤字であるにもかかわらず、会計操作を行った結果として報告利益が黒字に転じたとみなされる企業のことである。一方、非会計操作企業とは、それ以外の倒産企業である。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

の予想誤差の差は、 $t = -5 \sim 0$ の全ての期において、概ね1%水準で有意である。

これらの結果は、倒産企業の中でも、会計操作を行った企業の業績予想は予想誤差が極めて小さいのに対し、会計操作を行わなかった企業の業績予想は楽観的な方向に予想誤差が非常に大きいと

いうことを意味している。つまり、会計操作は、予想誤差の縮小に利用されていた可能性があるのである。

最後に、会計操作を行う動機について考察すると、経営者の公表する業績予想が、その後に公表されるアナリスト予想に大きな影響を与えている

という証拠が、米国企業については、Hassell, Jennings and Lasser (1988)、Baginski and Hassell (1990)、Williams (1996) 等で示されており、日本企業についても、太田(2007)や太田・近藤(2011)で同様の結果が報告されている。つまり、経営者予想は、アナリスト予想あるいは市場の期待形成に多大な影響を与えているのである。そして、Bartov, Givoly and Hayn (2002) や Skinner and Sloan (2002) は、企業が市場の期待を達成できなかった場合、市場から過剰なペナルティーを受けること(大幅な株価下落)を明らかにしている。これらの先行研究の結果を勘案すると、一部の倒産企業の経営者は、会計操作を行うことによって、市場の期待を達成しようと試みたものと考えられる。

## 6. むすび

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経営者予想には、システムティックなバイアスが存在することが知られており、その代表的なもののひとつが、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バイアスが存在するというものである。例えば、須田・太田(2004)や太田(2009)では、企業の財務的困窮が最も顕著に発露している倒産企業が公表する業績予想を調査対象とし、それら倒産企業の公表する業績予想は楽観的であり、またその楽観的バイアスは倒産年度に近づくにつれてより強くなるという結果を報告している。

しかしながら、これらの先行研究では、2008年に発生した世界金融危機によって倒産した多数の企業がサンプルに含まれておらず、また、現在財務開示の中心となっている連結ではなく、個別の経営者予想が分析対象として用いられている。そこで、本稿では、2000~2011年の期間に倒産

した企業をサンプルとして、それらの企業が倒産6期前から倒産直前期までの期間に公表した、連結の業績予想に関する予想バイアスについて検証を行っている。結果は、須田・太田(2004)や太田(2009)と類似しており、倒産企業の公表する業績予想の楽観性を強く支持するものであった。

最初に、全てのサンプルをプールした分析からは、倒産企業とそのコントロール企業の公表する経営者予想は、ともに楽観的であるが、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結果が得られた。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調査するために、サンプルを、倒産6期前から倒産直前期までの6期間で分割して検証したところ、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、倒産3期前頃から統計的に有意に楽観的になり、またその楽観的バイアスは、倒産期に近づくにつれてより大きくなっていった。

最後に、サンプルである倒産企業を、会計操作を行ったと推測される企業(会計操作企業)と、それ以外の企業(非会計操作企業)に分類し、それぞれの業績予想の特性を検証している。結果は、倒産企業の中でも、会計操作企業の経営者予想には予想誤差がほとんど見出されなかった一方で、非会計操作企業の経営者予想には楽観的な方向で非常に大きな予想誤差が観察された。経営者予想の公表は市場の期待形成に大きな影響を与えることが知られているので、この結果は、一部の経営者が、市場の期待を達成するために、会計操作を行っている可能性があることを示唆するものと考えられる。



## 《注》

- 1) 帝国データバンクの集計によると、2008年度の上場企業の倒産件数は45件で、戦後最多の件数であった(日本経済新聞2009年4月2日付朝刊)。
- 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、この辺りの詳細な経緯については明らかでない。
- 3) 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経営者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)。近年では、金融機関を含むほとんどの企業が予想の公表を行っており、会社四季報2007年第4号別冊付録によれば、2006年11月～2007年10月の1年間に本決算発表を行った全上場企業で、経営者予想を公表しなかった企業は、わずか41社であった。
- 4) 売上高、経常利益、当期純利益および配当に関する予想は古くから開示されているが、営業利益予想が開示項目に追加されたのは、2007年3月期決算の決算短信からである。
- 5) 予想は、通常、点予想(point forecast)であるが、一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。
- 6) 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。その後、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。また2006年6月に、証券取引法は金融商品取引法に改正・改題されている。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・川村(1997)を参照されたい。
- 7) インサイダー取引規制(「会社関係者等の株券等の取引規制に関する内閣府令」第3条第1項)では、(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、と規定されている。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、直近予想値が

- ゼロの場合には新規予想値は全て開示しなければならない。
- 8) 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)
  - 9) わが国企業の経営者予想の開示が、自発的開示であるか、それとも制度開示であるかに関する議論については、太田(2008)を参照されたい。
  - 10) 経営者予想に関する国内外の研究のサーベイは、太田(2006; 2008)を参照されたい。
  - 11) 倒産企業の財政状態に関しては、木村・山本・辻川(2007)および木村・山本(2013)を参照されたい。

## 《引用文献》

- 浅野信博・首藤昭信, 2007. 「会計操作の検出方法」, 須田一幸・山本達司・乙政正太編著『会計操作』, ダイヤモンド社, 86-108.
- Baginski, S. and J. Hassell, 1990. The market interpretation of management earnings forecasts as a predictor of subsequent financial analyst forecasts revision. *The Accounting Review*, Vol. 65, No. 1, 175-190.
- Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn, 2002. The rewards to meeting or beating earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 33, No. 2, 173-204.
- Betker, B., S. Ferris, and M. Lawless, 1999. "Warm with sunny skies": Disclosure statement forecasts. *American Bankruptcy Law Journal*, Vol. 73, 809-835.
- 榎本正博・首藤昭信, 2013. 「倒産企業における会計操作の検出」, 『現代ディスクロージャー研究』本号に掲載.
- Frost, C., 1997. Disclosure policy choices of UK firms receiving modified audit reports. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 23, No. 2, 163-187.
- 後藤雅敏, 1997. 『会計と予測情報』, 中央経済社.
- Hassell, J., R. Jennings, and D. Lasser, 1988. Management earnings forecasts: Their usefulness as a source of firm-specific information to security analysts. *The Journal of Financial Research*, Vol. 11, No. 4, 303-319.
- 堀本修, 1989. 「インサイダー取引規制関係省令の制定について」『企業会計』第41巻第5号, 31-37頁.
- Irani, A., 2000. Determinants of bias in management earnings forecasts. *Accounting Enquiries*, Vol. 10, No. 1, 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.
- 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・川村和夫, 1997. 『注解証券取引法』, 有斐閣.
- 木村史彦・山本達司, 2013. 「倒産企業の資金調達と会計操作」, 『現代ディスクロージャー研究』本号に掲載.
- 木村史彦・山本達司・辻川尚起, 2007. 「企業の資金調達と会計操作」, 須田一幸・山本達司・乙政正太編著『会計操作』, ダイヤモンド社, 109-146.
- Koch, A., 2002. Financial distress and the credibility of management earnings forecasts. Working Paper, Carnegie Mellon University.
- 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.
- 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.
- 西信洋・金田直之, 2009. 「経営者予想の信頼性」『学習院大学経済論集』第45巻第4号, 269-292.
- Ohlson, J., 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, 109-131.
- Ota, K., 2006. Determinants of bias in management earnings forecasts: Empirical evidence from Japan in *International accounting: Standards, regulation, and financial reporting*, edited by Gregoriou, G.N. and M. Gaber, 267-294, Elsevier Press, Burlington, MA.
- 太田浩司, 2006. 「経営者予想に関する日米の研究: 文献サーベイ」『武蔵大学論集』第54巻第1号, 53-94.
- 太田浩司, 2007. 「業績予想における経営者予想とアナリスト予想の役割」『証券アナリストジャーナル』第45巻第8号, 54-66.
- 太田浩司, 2008. 「経営者とアナリストの業績予想」, 柴健次・薄井彰・須田一幸編著『現代のディスクロージャー』, 中央経済社, 530-564.
- 太田浩司, 2009. 「倒産企業の財務ディスクロージャーの特徴ー経営者予想の特性とアナリストの反応ー」『商大論集』第61巻第1号, 43-64.
- 太田浩司・近藤江美, 2011. 「経営者予想とアナリスト予想の精度とバイアス」『MTECジャーナル』第23号, 33-58.
- Rogers, J. and P. Stocken, 2005. Credibility of management forecasts. *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 4, 1233-1260.
- 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.
- 白田佳子, 2003. 『企業倒産予知モデル』, 中央経済社.
- 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, 289-312.
- 須田一幸・太田浩司, 2004. 「倒産企業の会計操作(三)ー経営者による利益予想の分析ー」『会計』第165巻第6号, 913-927.
- 須田一幸・首藤昭信, 2001. 「経営者の利益予測と裁量的会計行動」『産業経理』第61巻第2号, 46-56.
- 友杉芳正, 1995. 「わが国における予測財務情報の開示」, 古賀智敏編著『予測財務情報論』, 同文館, 152-158.
- 土本清幸・飯沼和雄, 2007. 「東京証券取引所における適時開示政策の変遷」『現代ディスクロージャー研究』第7号, 23-30.
- 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, 103-115.