

倒産企業の財務ディスクロージャーの特徴 —経営者予想の特性とアナリストの反応—

太田 浩司*

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、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要請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。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、期首と期中の二回定期的に公表している⁽¹⁾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的開示であるので、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ム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

* 兵庫県立大学経営学部 〒 651-2197 兵庫県神戸市西区学園西町 8-2-1 E-mail: koji_ota@nifty.ne.jp
本研究は、(財) 全国銀行学術研究振興財団 2007 年度助成金 (0708) の援助を受けて行ったものである。

(1) 東京証券取引所は、平成 14 年 6 月に「四半期財務情報の開示に関するアクション・プログラム」を発表し、上場企業はそれに基づいて、平成 15 年 4 月より開始する事業年度から、第 1 および第 3 四半期について「四半期業績の概況」を公表している。しかしながら「四半期業績の概況」は、あくまで本格的な四半期開示制度導入のための経過措置であり、売上高に関する開示が義務付けられているに過ぎなかった。その後、平成 16 年 4 月より開始する事業年度からは、開示内容をより充実させた「四半期財務・業績の概況」、平成 20 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」が公表されるに至っている。

以上のように、現在では四半期開示制度は定着しているが、本研究の調査期間は 1991 年 1 月～2004 年 9 月であり、ほとんどの企業は四半期開示を行っておらず、経営者予想も公表していなかった。そこで本研究では、経営者予想の定期公表を本決算と中間決算の年二回であるとし、それ以外の公表は、たとえそれが四半期開示に基づく定期的な公表であっても、不定期公表として処理している。

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。

本論文の目的は、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、これら倒産企業の公表する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。本論文では第一に、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、本論文では経営者予想の定期公表のみならず期中の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。

第二に、倒産企業の公表する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について分析している。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。そこで本論文では、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。

なお本論文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、第三節ではデータと変数の説明を行う。第四節では分析結果を示し、最終節では本論文を総括する。

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）⁽²⁾。

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、証券取引所の指導に基づく自発の開示であるが、ほとんど全ての企業がその要請に応じている⁽³⁾。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、一株当たり利益、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。また、中間決算発表においても、期末時の売上高、経常利益、純利益、一株当たり利益、一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、⁽⁴⁾ 通年の業績予想値を、期首と期中の二回定期的に公表しているのである。

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目安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 1 日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、両者の内容も酷似しており、⁽⁵⁾ 実際的には制度開示といえる。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

-
- (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。この辺りの微妙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）。現在では、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、平成 18 年時点で経営者予想を公表しなかった企業は、全上場企業でわずか 41 社である。
 - (4) 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。また、平成 18 年 4 月より開始する事業年度からは、営業利益の予想も開示されている。四半期報告制度の導入に伴う経営者予想の開示については、注（1）を参照されたい。
 - (5) 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。また平成 18 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 [1997] を参照されたい。

る業績予想は証券取引所の要請に基づく企業の自発的開示であるが、その公表された予想の修正は金融商品取引法等に基づく制度開示なのである。

さらに、東京証券取引所が平成 11 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。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、現在では事実上の制度開示といえるであろう。⁽⁶⁾

2.2 先行研究のサーベイ

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ている。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⁽⁷⁾と報告している。

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

(6) 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。

(7) 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/ Ferris/ Lawless [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。

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提示している。

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⁽⁸⁾。

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 [2005] 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と報告している。またOta [2006] では、1979～1999年の期間に公表された29,177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提示している。

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] 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ている。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と指摘している。

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と報告している。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予想の三予想の精度を比較し、三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

(8) 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。

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いう結果を示している。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結論付けている。

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、経営者予想には楽観的バイアスが存在するということ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⁽⁹⁾。

3. データと変数の定義

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) ~ (7) 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）。
- (3) 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）。
- (4) 裁判所に破産を申請する（破産手続開始の申立て）。
- (5) 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）。
- (6) 内整理する。
- (7) 二回目の不渡りを出し銀行取引停止処分を受ける。

なお 2000 年 4 月 1 日までは、和議法の適用申請による倒産が存在したが、同日付の民事再生法の施行に伴って廃止されている。

次に、本研究ではこの定義を用いて、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) わが国の八証券市場に上場もしくは店頭市場に登録している⁽¹⁰⁾。

(9) 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] 倒産予知モデルで推定された値をそれぞれ用いている。

(10) 八証券市場とは、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。

(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、本論文末の附表に記載している。

表 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
東証一部	45	36.6%	名証二部	1	0.8%
東証二部	15	12.2%	地方市場	3	2.4%
大証一部	7	5.7%	店頭市場	34	27.6%
大証二部	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 B 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 4 月 1 日までで、民事再生法はそれ以降である。

表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年の四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、表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一部企業が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、東証一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二部市場や店頭市場に偏っていると思われがちだが、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三倍近くも異なる。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、表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%が多いことがわかる。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。

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、純利益の三項目である⁽¹¹⁾。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。

(11) 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、一株当たり利益、一株当たり配当の五項目であるが、純利益と一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、配当の四項目である。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、純利益の三項目のみを分析対象にしている。

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」の単体一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。

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) の三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。

4. 実証結果

4.1 経営者予想公表回数と修正予想公表頻度

表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回数を表している。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。

表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いえる。

表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。* は 5% 水準で有意、** は 1% 水準で有意。

4.2 経営者予想の時系列による変化

表 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。なお予想修正が、上半期や下半期中に複数回公表された場合には、最後に出された予想修正を用いている。

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。年度内での予想誤差平均値および中央値の変化を、表 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

表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	中間決算
						— 上半期修正	— 中間決算	— 下半期修正
全年度	SLFE	0.0825 (0.0572)	0.0580 (0.0366)	0.0387 (0.0252)	0.0066 (-0.0003)	10.83** (11.27)**	5.84** (8.04)**	14.46** (15.05)**
	OIFE	0.0210 (0.0093)	0.0138 (0.0057)	0.0109 (0.0035)	0.0013 (0.0000)	9.75** (11.97)**	4.53** (7.49)**	11.76** (13.76)**
	NIFE	0.0518 (0.0121)	0.0416 (0.0092)	0.0325 (0.0062)	0.0072 (0.0000)	9.08** (12.06)**	5.08** (8.78)**	10.08** (15.22)**
t = 0	SLFE	0.1146 (0.0756)	0.0779 (0.0426)	0.0509 (0.0343)	0.0097 (-0.0005)	5.79** (6.29)**	2.48* (3.64)**	8.28** (7.54)**
	OIFE	0.0311 (0.0198)	0.0198 (0.0112)	0.0174 (0.0106)	0.0033 (0.0000)	5.31** (6.13)**	2.85** (3.38)**	7.07** (7.04)**
	NIFE	0.1281 (0.0489)	0.1093 (0.0357)	0.0878 (0.0263)	0.0263 (0.0001)	4.81** (6.36)**	2.37* (4.86)**	5.65** (7.57)**
t = -1	SLFE	0.0910 (0.0556)	0.0613 (0.0366)	0.0377 (0.0285)	0.0027 (-0.0006)	5.54** (5.36)**	2.18* (2.55)*	6.38** (6.83)**
	OIFE	0.0219 (0.0129)	0.0142 (0.0079)	0.0121 (0.0035)	0.0004 (0.0000)	4.32** (5.29)**	1.65 (2.86)**	5.67** (5.91)**
	NIFE	0.0624 (0.0177)	0.0486 (0.0122)	0.0431 (0.0112)	0.0116 (0.0000)	4.23** (5.35)**	2.28* (3.92)**	6.18** (7.02)**
t = -2	SLFE	0.0769 (0.0579)	0.0518 (0.0402)	0.0374 (0.0316)	0.0049 (-0.0001)	4.44** (4.87)**	3.87** (3.42)**	5.73** (6.48)**
	OIFE	0.0210 (0.0090)	0.0129 (0.0048)	0.0101 (0.0039)	0.0010 (0.0000)	3.88** (5.32)**	2.44* (3.07)**	4.95** (5.87)**
	NIFE	0.0365 (0.0112)	0.0272 (0.0105)	0.0192 (0.0060)	0.0013 (0.0000)	4.39** (5.42)**	3.30** (3.70)**	5.72** (6.69)**
t = -3	SLFE	0.0943 (0.0636)	0.0689 (0.0419)	0.0404 (0.0221)	0.0097 (-0.0003)	4.48** (4.40)**	4.00** (5.00)**	5.25** (5.43)**
	OIFE	0.0177 (0.0081)	0.0121 (0.0057)	0.0073 (0.0027)	0.0010 (-0.0000)	3.34** (4.06)**	3.09** (4.77)**	3.74** (4.51)**
	NIFE	0.0261 (0.0074)	0.0195 (0.0062)	0.0087 (0.0035)	-0.0015 (0.0000)	3.27** (3.94)**	3.19** (4.60)**	2.87** (4.89)**
t = -4	SLFE	0.0669 (0.0492)	0.0520 (0.0327)	0.0379 (0.0246)	0.0119 (-0.0002)	3.37** (3.29)**	2.27* (3.05)**	5.05** (5.47)**
	OIFE	0.0211 (0.0093)	0.0154 (0.0033)	0.0120 (0.0025)	0.0028 (0.0000)	3.77** (4.95)**	2.68** (2.32)*	3.82** (5.87)**
	NIFE	0.0275 (0.0090)	0.0220 (0.0063)	0.0179 (0.0034)	0.0030 (0.0000)	2.90** (4.19)**	2.22* (2.73)**	3.57** (5.83)**
t = -5	SLFE	0.0402 (0.0313)	0.0294 (0.0236)	0.0249 (0.0141)	0.0005 (-0.0000)	2.37* (2.69)**	0.72 (1.36)	4.76** (4.69)**
	OIFE	0.0107 (0.0034)	0.0067 (0.0021)	0.0053 (0.0012)	-0.0013 (-0.0000)	3.43** (3.41)**	0.41 (1.80)	3.45** (4.12)**
	NIFE	0.0157 (0.0037)	0.0103 (0.0034)	0.0110 (0.0027)	0.0002 (0.0000)	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。* は 5% 水準で有意, ** は 1% 水準で有意。

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。表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。⁽¹²⁾ 年度内における予想誤差は，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表3下段の *t* = -5 ~ 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，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。

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

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

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

ただし，*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 ~ 0 に応じてそれぞれ -5 ~ 0 の値をとる。

表 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	#obs.
<i>MF_SLFE</i>	0.1216 (18.65)**	-0.0246 (-14.64)**	0.0057 (5.13)**	0.083	2,695
<i>MF_OIFE</i>	0.0315 (18.23)**	-0.0062 (-12.59)**	0.0018 (5.21)**	0.068	2,695
<i>MF_NIFE</i>	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。

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

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

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

ただし，*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 ~ 0 に応じてそれぞれ -5 ~ 0 の値をとる。*MF_s* 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表3を参照されたい。

括弧内は White の標準誤差に基づく *t* 値である。* は 5% 水準で有意，** は 1% 水準で有意。

(12) Wilcoxon signed rank sum test は，対応のある二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一つである。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，二群間の中央値，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，たとえ二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，二群間の分布は，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。

表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づくほど予想誤差が大きくなることを意味している。

表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	<i>SLFE</i>	0.0805 (0.0545)	0.0720 (0.0481)	0.0359 (0.0251)	0.0217 (0.0102)	6.01** (7.96)**	9.92** (13.28)**	7.88** (10.93)**
	<i>OIFE</i>	0.0193 (0.0088)	0.0182 (0.0083)	0.0102 (0.0035)	0.0066 (0.0014)	3.59** (7.18)**	9.59** (12.72)**	7.49** (11.00)**
	<i>NIFE</i>	0.0503 (0.0120)	0.0497 (0.0112)	0.0296 (0.0064)	0.0242 (0.0034)	2.43* (6.58)**	8.87** (13.40)**	4.20** (10.35)**
<i>t</i> = 0	<i>SLFE</i>	0.1102 (0.0736)	0.1032 (0.0613)	0.0474 (0.0293)	0.0347 (0.0120)	2.76** (4.02)**	4.56** (6.88)**	4.23** (4.50)**
	<i>OIFE</i>	0.0295 (0.0198)	0.0273 (0.0181)	0.0167 (0.0103)	0.0112 (0.0052)	2.94** (4.05)**	5.17** (5.47)**	4.08** (5.37)**
	<i>NIFE</i>	0.1267 (0.0489)	0.1251 (0.0470)	0.0868 (0.0258)	0.0641 (0.0167)	1.89 (3.40)**	4.21** (6.09)**	2.79** (5.13)**
<i>t</i> = -1	<i>SLFE</i>	0.0918 (0.0529)	0.0810 (0.0482)	0.0359 (0.0278)	0.0233 (0.0122)	2.24* (3.42)**	4.12** (5.54)**	3.48** (4.37)**
	<i>OIFE</i>	0.0200 (0.0113)	0.0191 (0.0107)	0.0110 (0.0035)	0.0082 (0.0006)	1.73 (2.89)**	4.23** (4.72)**	3.01** (4.52)**
	<i>NIFE</i>	0.0610 (0.0145)	0.0614 (0.0173)	0.0314 (0.0088)	0.0378 (0.0073)	0.15 (2.65)**	4.98** (6.35)**	3.17** (4.68)**
<i>t</i> = -2	<i>SLFE</i>	0.0744 (0.0572)	0.0684 (0.0514)	0.0361 (0.0314)	0.0184 (0.0171)	3.37** (3.95)**	5.94** (5.86)**	2.73** (4.91)**
	<i>OIFE</i>	0.0196 (0.0089)	0.0191 (0.0071)	0.0094 (0.0040)	0.0068 (0.0014)	2.23* (3.49)**	5.18** (6.44)**	2.30* (3.68)**
	<i>NIFE</i>	0.0351 (0.0112)	0.0345 (0.0110)	0.0185 (0.0075)	0.0136 (0.0034)	2.21* (3.12)**	5.54** (6.66)**	2.92** (4.05)**
<i>t</i> = -3	<i>SLFE</i>	0.0917 (0.0632)	0.0804 (0.0527)	0.0339 (0.0221)	0.0202 (0.0103)	3.69** (4.12)**	5.18** (5.92)**	4.32** (4.45)**
	<i>OIFE</i>	0.0170 (0.0075)	0.0155 (0.0077)	0.0063 (0.0026)	0.0041 (0.0008)	2.46* (3.01)**	5.12** (6.09)**	2.16* (4.34)**
	<i>NIFE</i>	0.0253 (0.0072)	0.0237 (0.0070)	0.0094 (0.0035)	0.0084 (0.0023)	2.57* (3.18)**	4.47** (5.89)**	0.19 (4.03)**
<i>t</i> = -4	<i>SLFE</i>	0.0650 (0.0477)	0.0511 (0.0382)	0.0359 (0.0238)	0.0174 (0.0072)	3.80** (3.90)**	2.77** (4.24)**	3.97** (4.87)**
	<i>OIFE</i>	0.0195 (0.0073)	0.0175 (0.0061)	0.0114 (0.0026)	0.0074 (0.0012)	1.51 (2.90)**	4.63** (4.98)**	3.89** (4.53)**
	<i>NIFE</i>	0.0260 (0.0084)	0.0243 (0.0071)	0.0142 (0.0038)	0.0114 (0.0017)	1.37 (2.65)**	2.28* (3.94)**	1.97* (3.19)**
<i>t</i> = -5	<i>SLFE</i>	0.0386 (0.0313)	0.0377 (0.0348)	0.0238 (0.0157)	0.0152 (0.0044)	0.24 (0.07)	3.03** (3.53)**	2.21* (3.67)**
	<i>OIFE</i>	0.0078 (0.0034)	0.0081 (0.0034)	0.0054 (0.0014)	0.0009 (0.0001)	-0.16 (1.16)	0.93 (3.12)**	2.97** (4.43)**
	<i>NIFE</i>	0.0131 (0.0037)	0.0142 (0.0037)	0.0112 (0.0026)	0.0063 (0.0011)	-0.63 (0.93)	1.09 (3.14)**	2.91** (4.26)**

(注) 変数の定義については表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はそれ以後三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。*は5%水準で有意、**は1%水準で有意。

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、以後三ヶ月毎の予想をそれぞれAFII, AFIII, AFIVと表記している。表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表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。表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表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、年度内および年度間での予想誤差の時系列変化を、4.2節と同様に、以下のモデルを用いて同時に検定している。

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

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

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

ただし、 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。

表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	#obs.
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。

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

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

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

ただし、 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表3を参照されたい。

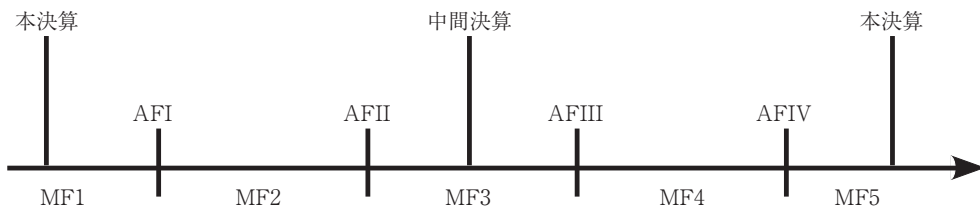
括弧内はWhiteの標準誤差に基づくt値である。*は5%水準で有意、**は1%水準で有意。

表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、 $AFI \sim AFIV$ 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。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。

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。

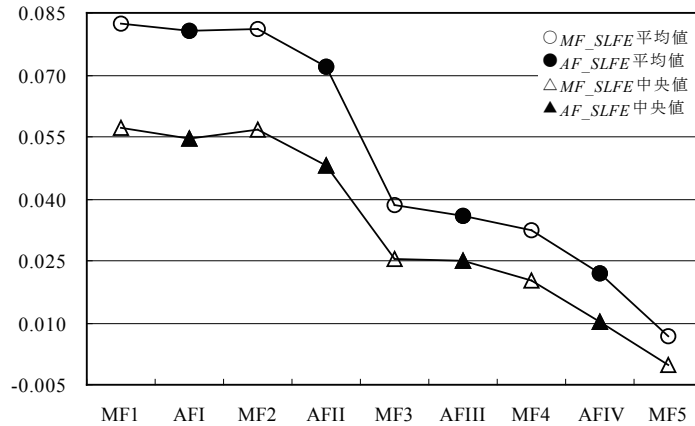


$AFI \sim AFIV$ は先の定義と同じであり、経営者予想をその公表日によって $AFI \sim AFIV$ の間に組み入れて、それぞれ $MF1 \sim MF5$ と定義している。なお経営者予想が、 $MF1 \sim MF5$ の各期間内に複数回公表された場合には、最後に出された経営者予想を用いている。図1(a)、(b)、(c)は、それぞれ経営者とアナリスト予想の $SLFE$ 、 $OIFE$ 、 $NIFE$ の推移を、グラフで表したものである。

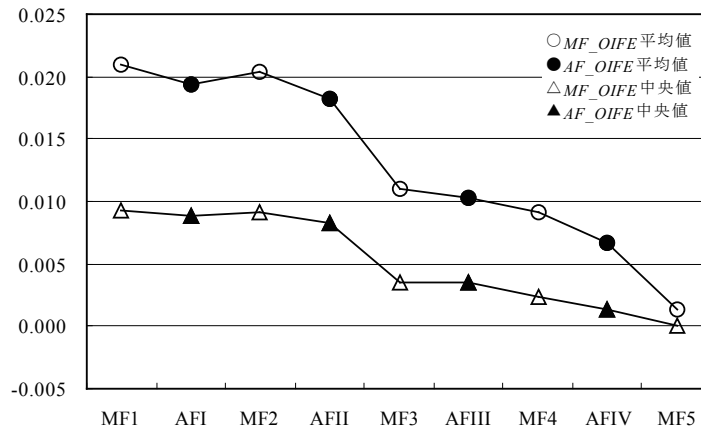
図1からは、経営者とアナリストの予想誤差が、 AFI と $MF2$ の間で若干誤差が大きくなっている以外は、平均値・中央値ともにほとんど全て右肩下がりになっており、期末に向かってほぼ一様に予想誤差が小さくなっていることがわかる。とりわけ $AFII$ と $MF3$ の間で大きく誤差が減少しているが、これは $MF3$ が中間決算時の定期の経営者予想を含んでおり、サンプル企業が中間決算時の経営者予想公表で、期首の予想を大きく下方修正していることによるものと思われる。

図1 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

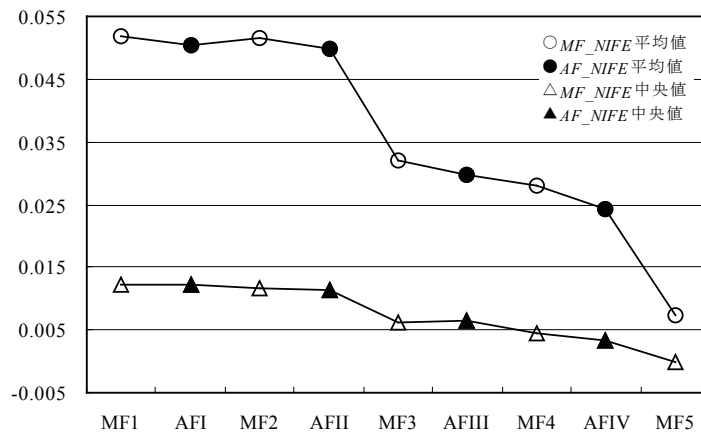


表7 経営者とアナリストの予想誤差の平均（中央）値差検定：全年度

	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 (5.72)**	0.01531 (7.16)**
	中央値差 (<i>z</i> 値)	0.00262 (4.65)**	-0.00207 (-2.57)*	0.00856 (9.09)**	0.02281 (12.43)**	0.00010 (4.94)**	0.00508 (2.40)*	0.00981 (10.31)**	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表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。

*は5%水準で有意、**は1%水準で有意。

次に表7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の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、またほとんどの場合において有意である。このことは、アナリスト予想がその後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把握できていないことを意味している。

表8は、表7の分析を年度毎に分けて行った結果を示している。表7と同様に、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、*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、経営者予想をかなり割引いた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列はAFとその直後のMFとの誤差の差を検定しているが、

表 8 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 - AFI2	AFI2 - MF3	MF3 - AFI3	AFI3 - MF4	MF4 - AFI4	AFI4 - MF5
	平均値差 (中央値差)	平均値差 (中央値差)	平均値差 (中央値差)	平均値差 (中央値差)	平均値差 (中央値差)	平均値差 (中央値差)	平均値差 (中央値差)	平均値差 (中央値差)
	t 値 (z 値)	t 値 (z 値)	t 値 (z 値)	t 値 (z 値)	t 値 (z 値)	t 値 (z 値)	t 値 (z 値)	t 値 (z 値)
<i>SLFE</i>	0.00433 (0.00202)	1.58 (3.17)**	-0.00147 (-0.00025)	2.82 (4.45)**	0.00948 (0.01253)	2.82 (4.45)**	0.00948 (0.01253)	2.82 (4.45)**
<i>OIFE</i>	0.00160 (0.00000)	2.24 (4.10)**	-0.00107 (-0.00000)	4.03 (3.10)**	0.01041 (0.00744)	5.03 (5.23)**	0.00337 (0.00340)	2.84 (1.79)
<i>NIFE</i>	0.00141 (0.00000)	2.72 (3.00)**	-0.00093 (-0.00000)	1.67 (-1.57)	0.00354 (0.00196)	4.24 (3.89)**	0.00038 (0.00052)	2.75 (4.43)**
<i>SLFE</i>	-0.00075 (0.00267)	-0.20 (2.10)*	0.00191 (-0.00267)	1.49 (-1.27)	0.00901 (0.00736)	3.24 (3.97)**	0.04307 (0.01972)	4.01 (5.36)**
<i>OIFE</i>	0.00182 (0.00160)	2.18 (3.78)**	-0.00158 (-0.00139)	1.81 (-2.78)**	0.00286 (0.00198)	2.89 (4.59)**	0.00678 (0.00220)	3.28 (4.05)**
<i>NIFE</i>	0.00143 (0.00320)	2.19 (3.14)**	-0.00200 (-0.00358)	1.59 (-2.26)*	0.00223 (0.00078)	2.40 (3.90)**	0.00758 (0.00608)	4.62 (6.12)**
<i>SLFE</i>	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)**
<i>OIFE</i>	0.00089 (0.00005)	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)**
<i>NIFE</i>	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)**
<i>SLFE</i>	0.00266 (0.00041)	1.17 (0.77)	-0.00061 (-0.00012)	-0.23 (-0.05)	0.01210 (0.01038)	3.91 (4.45)**	0.03975 (0.03059)	4.85 (5.30)**
<i>OIFE</i>	0.00076 (0.00058)	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)**
<i>NIFE</i>	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)**
<i>SLFE</i>	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)**
<i>OIFE</i>	0.00156 (0.00209)	1.94 (1.58)	0.00035 (-0.00205)	0.25 (-0.50)	0.00167 (0.00323)	3.02 (3.88)**	0.00621 (0.00361)	3.70 (4.06)**
<i>NIFE</i>	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)**
<i>SLFE</i>	0.00151 (-0.00046)	0.93 (1.96)	-0.00201 (-0.00000)	-1.10 (-1.50)	0.00286 (-0.00347)	0.79 (1.62)	0.01157 (0.02070)	2.15 (3.25)**
<i>OIFE</i>	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)**
<i>NIFE</i>	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)**

(注) 変数の定義については表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。*は5%水準で有意、**は1%水準で有意。

こちらも全体的に、 $t = -5$ 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、その後に公表される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ということは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り返すのである。

5. おわりに

本論文では、倒産企業の公表する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、(ii) 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、(iii) 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、それら企業の公表する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。そのことを考慮すると、アナリストが倒産企業の予想バイアスを十分に認識できていないという本研究の結果は、わが国のアナリストの予想能力には、未だ改

善の余地が残っていることを示唆しているといえよう。

引用文献

- 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 [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 [2008], 「経営者とアナリストの業績予想」, 『現代のディスクロージャー』第26章, 柴健次・須田一幸・薄井彰編著, 中央経済社, 530-564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。
- 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。
- 後藤雅敏 [1997], 『会計と予測情報』中央経済社。
- 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。
- 須田一幸・太田浩司 [2005], 「倒産企業の会計操作 (三) - 経営者による利益予想の分析 -」, 『会計』第165巻第6号, 913-927頁。
- 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頁。
- 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』第13章, 同文館, 152-158頁。
- 西信洋・金田直之 [2005], 「経営者予想の信頼性」, 『筑波大学社会学系ディスカッション・ペーパー・シリーズ』No. 1110。
- 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。
- 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。
- Betker, B., S. Ferris and M. Lawless [1999], “‘Warm with Sunny Skies’: Disclosure Statement Forecasts,” *American Bankruptcy Law Journal* 73, pp. 809-835.
- Frost, C. [1997], “Disclosure Policy Choices of UK Firms Receiving Modified Audit Reports,” *Journal of Accounting and Economics* 23 (2), pp. 163-187.
- Irani, A. [2000], “Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts,” *Accounting Enquiries* 10 (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.
- Keller, G. and B. Warrack [2000], *Statistics for Management and Economics 5th ed.*, Duxbury Thomson Learning.
- Koch, A. [2002], “Financial Distress and the Credibility of Management Earnings Forecasts,” Working Paper, Carnegie Mellon University.
- Mercer, M. [2004], “How Do Investors Assess the Credibility of Management Disclosures?” *Accounting Horizons* 18 (3), pp. 185-196.
- Ohlson, J. [1980], “Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy,” *Journal of Accounting Research* 18 (1), pp. 109-131.
- Ota, K. [2006], “Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan,” in *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*,

edited by G. N. Gregoriou and M. Gaber, Elsevier Press, pp. 267-294.

Rogers, J. and P. Stocken [2005], "Credibility of Management Forecasts," *The Accounting Review* 80 (4), pp. 1233-1260.

附表 倒産企業サンプル 123 社 (1991 年 1 月～2004 年 9 月)

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	日本データー機器	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	北海道炭炭汽船	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	オリエンタル写真工業	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	オリンピックスポーツ	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	アイジーエス	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	ヤオハンジャパン	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	ニッセキハウス工業	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	テスコン	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	コムソン社	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

倒産企業の財務ディスクロージャーの特徴 —経営者予想の特性とアナリストの反応—

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	ヘラクレス	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	ムービーテレビジョン	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	フラットトラックインターナショナル	大2	小売業	民事再生法	20040426	ジェネラスコーポレーション	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					