

# 経営者予想の信頼性

西 信洋<sup>†</sup>、金田 直之<sup>‡</sup>

本研究は、日本企業の経営者による予想利益の信頼性を財務の困窮度の観点から分析を行ったものである。市場(アナリスト)は、楽観的な傾向のある財務が困窮する企業の経営者予想に、過度に依存しており、信頼のおける予想であると認識している可能性がある。

## 1、はじめに

わが国では、経営者による予想利益を公表する制度が存在している。これは、わが国独自の制度であり、ディスクロージャーの先進国と称される米国にも存在しない。

このように、わが国と米国では経営者予想に関する制度の違いがあるものの、経営者による予想利益の楽観度が財務の困窮度と正の相関があるという傾向は、両国ともに報告されている。(Irani (2000), Koch (1999), Ota (2006), 須田・太田(2004))

さらに、Koch (1999)によると、米国では、このように楽観的な傾向のある、財務が困窮している企業の経営者予想を、アナリストは信頼性の低い情報であると見なしていることを報告している。

そこで、本研究では、Koch (1999)で行われたモデルを適用して、日本企業の経営者による予想利益の信頼性と財務困窮度との関係を分析する。

論文の構成は、まず、第2章で、研究の背景である経営者による予想利益の公表制度について言及する。つづいて、第3章では、先行研究から問題を提起し、仮説を設定する。第4章で、変数とサンプルについて述べ、第5章で分析方法と実証結果を示す。最後に第6章で、本研究の結語と今後の課題を述べる。

## 2、経営者による予想利益の公表制度

わが国では、証券取引所の要請により、経営者による予想利益を公表する制度が定着してい

---

† 元筑波大学大学院

‡ 学習院大学

る。これは、わが国独自の制度であり、ディスクロージャーの先進国と称すべき米国にすら存在しない制度である。

米国では、伝統的にSECが経営者による予想利益の公表を禁止してきたが、1971年11月のSECの委員長であるWilliam Caseyによってなされた、予想利益の情報は投資価値を決定するに際して有用であるというスピーチを契機に、1970年代に制度の再検討が行われた。その結果、経営者による予想利益の公表は任意となり現在に至っている<sup>1</sup>。しかしながら、浦崎(1995)によるアンケート調査によると、米国では、12%の企業しか予想利益を公表していると答えていない<sup>2</sup>。つまり、米国における経営者による予想利益は、自発的ディスクロージャーといえる。

これに対しわが国では、経営者による予想利益は、証券取引所が適時開示と称する決算短信と業績予想の修正において発表している。適時開示とは、証券取引所の規則に基づく情報提供であり、上場会社・店頭公開会社に対して義務付けられるものである(久保(2004))。

決算短信は、連結決算、単独決算に別れ、それぞれ、年次決算短信、中間決算短信の2度にわたり公表されている<sup>3</sup>。年次決算短信では、売上高、経常利益、当期利益、一株あたり当期利益、一株あたり年間配当金の項目に対する当期の予想値とともに、売上高、営業利益、経常利益、当期利益、一株あたり当期利益などの前期の実績値がともに開示される。中間決算短信では、同項目に対する当期の予想値とともに、同項目に対する前半期の実績値が開示される。

業績予想の修正は、証券取引法の規定に基づいて開示されるものである。証券取引法の第166条は会社関係者等の有価証券等の取引規制に関するもので、第一項で、規制を受ける者および場合が規定され、第二項で、上場会社等の業務に関する重要事実が例示されている。経営者による予想利益に関する規定は第二項三号で定義され、売上高等について、公表がされた直近の予想値に比較して当該上場会社が新たに算出した予想値または、その事業年度の決算での差異は、投資者の投資判断に及ぼす影響が重要なものである場合、重要事実であることが記述されている。重要事実である基準は、内閣府令で定められ、要約すると

- ・売上高については、直近の予想値が、改訂後の予想値もしくは実績値と10%以上もしくは10%以下の相違がある場合
  - ・経常利益は、直近の予想値が、改訂後の予想値もしくは実績値と30%以上もしくは30%以下の相違があり、かつ、この相違が純資産の5%以上であること
  - ・直近の予想値が、改訂後の予想値もしくは実績値と30%以上もしくは30%以下の相違があり、かつ、この相違が純資産の2.5%以上であること
- となる<sup>4</sup>。

この規定により、重要事実である基準を超える場合、経営者は業績予想の修正を発表しなければならない。

---

1 孔(2002)、後藤(1997)に制度の変遷がまとめられている。

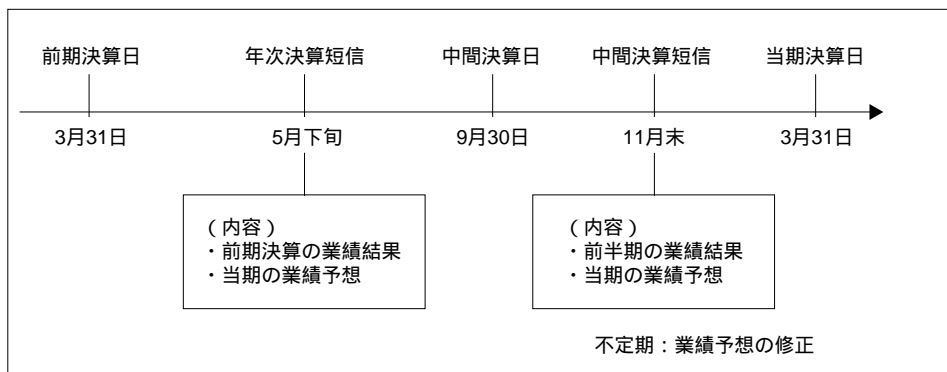
2 日本では、90.3%が決算短信により予想利益を公表していると答えている。しかしながら、決算短信を公表していないと答えた企業でも会社名が明示された企業を確認したところ、実際には、予想利益が公表されている。(浦崎(1995))日本では、ほとんど全ての企業が予想利益を公表していると考えてよいであろう。

3 分析対象とした2002年度当時の制度について記述を行った。

4 詳細は、堀口(2003)参照のこと

つまり、わが国は、決算短信により定期的に2回の経営者予想と、不定期に業績予想の修正を発表しているのである。

図1 連結決算短信（3月決算）の例



また、これらの情報は、翌日の日本経済新聞で報道される。図2は、ダイエーの例である。過去2年間の実績値とともに予想値が掲載される。また、利益が負の場合、一株益は表示されない。

図2 年次決算による決算短信の例（ダイエー）

<数表> 連結決算（決算数字）2001/04/25, 日本経済新聞

決算期	売上高 （億円）	経常益 （百万円）	利益 （百万円）	1株益 （円）	同単独 （円）
ダイエー	(8263)				
00.2	28471	33163	21944		1.6
01.2	29141	1043	45894	81.1	
02.2予	26000	16000	19000	26.6	8.4

このようにして、わが国では、事実上すべての上場企業の経営者による予想利益を入手することができる。

これらの事情を踏まえ、経営者による予想利益に関して、わが国と米国で比較検証する場合には、次の2点を考慮する必要がある。ひとつは、わが国と米国では、経営者による予想利益の公表の制度が異なり、わが国では、経営者による予想利益は、制度上のディスクロージャーであるが、米国では自発的なディスクロージャーである。そのため、米国では、公表するという行為自体が一種の情報となりうることである（Patell (1976)）。2点目は、わが国では、経営者による予想利益は、単独では公表されず、実績値と共に公表されることである。

### 3、問題提起と仮説設定

経営者は、不正なディスクロージャーに対して、インサイダー取引などによる訴訟のみなら

ず、重要事実不公表による訴訟、また、訴訟にいたらなくとも、経営者としての名声の損失や、解雇など、数多くのペナルティーにさらされている。

先行研究によると、一般的に、このようなペナルティーにより、経営者は故意に歪んだ予想を発表しないことがわかっている (McNichol (1989))。しかしながら、このようなペナルティーが効果を発揮するには、投資家や金融機関が、不正なディスクロージャーを発表した経営者を、将来、罰することができるという前提が必要となってくる。財務困窮度が高い企業の経営者の場合、故意に歪んだディスクロージャーを発表するペナルティーは弱くなると考えられる。なぜなら、これらの企業の経営者は、これらの罰が働くまで、その地位にいない可能性が高いからである。Gilson (1989) によると、会長、CEO、社長は、債務不履行、倒産、リストラクチャリングに直面する企業では、年間で52%の者が交代しており、財務が困窮してはいるが、それによる債務不履行、倒産、リストラクチャリングが表面化していない企業では、年間で19%が交代している。対照的に、Warner, Watts and Wruck (1988) によると、財務が困窮していない企業では、年間で11.5%しか交代していないことが報告されている。

一方で、経営者は不正なディスクロージャーに対するインセンティブも併せ持っている。なぜなら、ディスクロージャーの内容は、株価に影響を与えるからである。例えば、経営者による予想利益情報は、株価に影響を与えることが報告されている。後藤 (1993) では、市場モデルにより、実績利益情報と予測利益情報の間で、株価変動との関連性を実証的に比較している。この分析により、実績利益情報と予測利益情報のそれぞれが、他方を所与としてもなお株価変動を追加的に説明する能力を有していることが発見されている。また、太田 (2002) では、Ohlson (1995, 2001) による Ohlson/RIV モデルにより、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分析している。この分析により、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有意に大きいことを発見している。

さらには、経営者による予想利益は、その後に発表されるアナリスト予想利益に影響を与えていることも報告されている。

國村 (1980) によると、経常利益に関して、経営者予想とその直後のアナリスト予想とは、70.9%が同じ予想値であり、証券アナリストは、経営者予想を基礎として最初の予想を立てているとし、また、太田 (2002) は、当期利益に関して、経営者予想とその直後のアナリスト予想のうち、81.5%が同じ予想値であり、それらのピアソン相関係数は、0.995であることを発見している。

さらに、Jennings (1987) は、経営者予想が、それが発表される以前のアナリスト予想より大きい場合、経営者予想が発表された直後のアナリスト予想によって、追加的に株価は反応することが説明されている。つまり、アナリストによる経営者予想の信頼性の保証により、株価は反応するのである。

また、仮に、投資家やアナリストに、ディスクロージャーの不正を見破られたとしても、経営者は不正なディスクロージャーを発表するインセンティブがあると考えられる。なぜなら、誤ったままの情報を受けてもらいたいの、顧客、供給者あるいは他の企業の外部者かもしれないからである (McNichol (1989))。

これらのインセンティブは、財務困窮度に関係なく、働いていると考えられる。

総合して考えると、不正なディスクロージャーをするペナルティーは、財務が困窮している企業の経営者ほど小さく、インセンティブは一定であることから、財務が困窮している企業の

経営者ほど、不正なディスクロージャーを行っている可能性が高いといえる。事実、財務が悪化している企業の経営者は、過度に楽観的な予想を発表するという証拠が数多くなされている。

Frost (1997) は、1982年から1990年の第一修正監査報告書（first-time modified audit reports）を受け取った英国企業81社を対象に分析を行い、財務が困窮し、かつ“positive”なディスクロージャーを発表する企業の経営者は、実績値に対して楽観的な予想をしているという証拠を得ている。また、そのようなディスクロージャーは、株価を押し下げる働きがあることも発見している。これは、そのような予想が市場に信頼されていないことを示している。

Koch (1999) は、米国企業について分析し、財務が困窮している企業の公表する経営者予想利益が、そうでない企業に比べて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頼性が低い情報であるとみなしていることを発見している。

また、Irani (2000) は、予想利益に影響を及ぼすほかの要因をコントロールしたとしても、財務困窮が高い企業の予想利益は楽観的であるという相関があることを発見している。

経営者予想に関するディスクロージャーの制度の違う日本企業についても、Ota (2003) は財務困窮度と経営者による予想利益の楽観度は有意な正の相関があることを発見している。また、須田・太田 (2004) は、倒産企業では、倒産する直前の決算において、コントロール企業よりも、経営者予想の楽観度が高いことを発見している。

しかしながら、前述にあるFrost (1997)、Koch (1999) でも確認されたように、英国や米国では、過度に楽観的な傾向のある、財務が困窮している企業のディスクロージャーは、市場からは評価されていない。たとえ、経営者予想を公表する制度が整った日本市場であったとしても、英国、米国同様、財務が困窮する企業の経営者ほど楽観的な予想をするという傾向があることから、これらの国と同様に財務が困窮している企業の経営者予想は市場から信頼されていないことが予想される。

そこで、本研究では、経営者予想を公表する制度が整った日本市場で、財務が困窮している企業の経営者が作成する予想利益は、市場に信頼されているのかを解明することを目的とする。分析は、Koch (1999) の方法を用いて行う。以下が検証する仮説である。

- ・仮説1 財務が困窮する企業ほど、経営者による予想は楽観的である。
- ・仮説2 経営者予想がそれ以前のアナリスト予想よりも高い場合、それ以後のアナリスト予想は、財務が健全である企業に比べ、財務が困窮する企業の予想に対して強く反応しない。
- ・仮説3 経営者予想がそれ以前のアナリスト予想よりも低い場合、それ以後のアナリスト予想は、財務が健全である企業より財務が困窮する企業の予想に対して強く反応する。

仮説1、経営者が不正なディスクロージャーを発表することに対するペナルティーとインセンティブに関する仮説である。財務が困窮する企業の経営者ほど、楽観的な予想を発表することに対するペナルティーが低いと考えられるため、経営者予想は楽観的であると考えられる。

仮説2、仮説3は、経営者予想に対する市場の評価に関する仮説である。これらの仮説は、仮説1が観測される状況でのみ構築される。なお、本研究では、市場の評価を株価形成過程で

はなく、アナリスト予想改訂<sup>5</sup>によって測っている。なぜなら、財務が困窮する企業の予想利益に対する株価の反応には、利益以外にも、企業が倒産するリスクも含まれるため、財務が困窮する企業の予想利益とそうでない企業のそれとでは、同様の反応が起こらないと考えられるためである。

仮説2は、財務が困窮する企業の経営者が楽観的な予想をすることを市場（アナリスト）は見通しており、財務が困窮する企業の経営者が発表する好材料な情報を信頼しないため、あまり反応しないと考えられることによる。仮説3は、財務が困窮する企業の経営者が悪材料な情報を発信した場合、経営者は、楽観的な予想を発表するインセンティブを凌駕するほどの何らかの情報を抱えていると市場（アナリスト）は判断することによるものである。

なお、本研究では、分析対象を連結決算とする。

## 4、変数とサンプル

### (1) 変数

#### 1. 基本変数

##### ・経営者予想 (*MF*)

2章で述べたように、経営者による予想連結利益の公表は、最低2回は行われる。本研究では、当期で最初に行われる予想利益である年次決算短信で公表される一株益を分析対象とした。これは、2度目の経営者予想を分析対象とした場合、アナリスト予想は最初と2度目の両方の経営者予想の影響を受けると考えられ、また、2度目の経営者予想は、最初の経営者予想の影響を受けると考えられるためである。

##### ・アナリスト予想 (*PFAF*, *SFAF*, *FAF01*)

事前アナリスト予想 (*SFAF*) は、決算短信が発表される90日前から発表の前日までに発表されたアナリスト予想一株益のコンセンサス<sup>6</sup>（中央値）である。

事後アナリスト予想 (*SFAF*) は、決算短信が発表された翌日から30日後までに発表されたアナリスト予想のコンセンサス（中央値）である。

決算短信が発表された当日のアナリスト予想は、経営者予想を参考にしたものか判定がつかないため、サンプルから除外した。

また、前期業績に対するアナリスト予想 (*FAF01*) は、当期業績に対するアナリスト予想である事前アナリスト予想と同じ期間に発表された前年度アナリスト予想のコンセンサス（中央

---

5 アナリスト予想の合理性自体は、実証研究の対象となるものである。先行研究においては、アナリスト予想にシステマティックな誤差が存在することが確認されている。一方、そういった予想誤差に関して、合理的な説明をしようとする試みも行われている (Francis (1997), Gu and Wu (2003))。本研究においては、先行研究にない、アナリスト予想が合理的であるという仮定の下に実証分析を行った。

6 コンセンサスとして、平均値ではなく中央値を採用したのは、特殊な値に左右されない分析ができると考えられるためである。しかしながら、先行研究 (國村 (1980), 太田 (2002)) によると、経営者予想と同じ値をとる事後アナリスト予想が数多く存在することが確認されているため、中央値では、経営者予想と事後アナリスト予想の差を実態ほど観測できないと考えられる。そのため、平均値を採用した分析も行ったが、中央値を用いた分析結果と差異はなかった。

値)である。

## 2. 経営者予想誤差

経営者予想誤差 ( $MFE$ ) を以下のように定義する。予想誤差は、当期利益の予想値と実績値との乖離で表現される。値が負であるとき、経営者予想は楽観的であると解釈できる。

$$MFE_i = \frac{EPS_{i,t}^{02} - MF_i}{P_i} \quad (1)$$

ただし、

$MF_i$  ; 企業  $i$  の 2002 年度一株益の経営者予想

$EPS_{i,t}^{02}$  ; 企業  $i$  の 2002 年決算期の一株益

$P_i$  ; 企業  $i$  の 2002 年決算期において、初めて取引された日における株価の終値

とする。

## 3. 期待外利益

期待外利益 ( $UE$ ) と期待外利益ダミー ( $AGN$ ) を以下のように定義する。期待外利益は、前期の実績値と前期業績に対するアナリスト予想との乖離で表現される。これは、市場の期待に対して、企業の実績値はどの程度大きかったのかを示す。

$$UE_i = \frac{EPS_{i,t}^{01} - FAF01_i}{P_i} \quad (2)$$

$$AGN_i = \begin{cases} = 1 & (UE_i > 0) \\ = 0 & (UE_i \leq 0) \end{cases} \quad (3)$$

ただし、

$FAF01_i$  ; 企業  $i$  の 2001 年一株益のアナリスト予想値

$EPS_{i,t}^{01}$  ; 企業  $i$  の 2001 年決算期の一株益

$P_i$  ; 企業  $i$  の 2002 年決算期において、初めて取引された日における株価の終値

とする。

## 4. 予想偏差

予想偏差 ( $FD$ ) と予想偏差ダミー ( $GN$ ) を以下のように定義する。予想偏差は、経営者予想と事前アナリスト予想の当期利益の乖離で表現される。これは、市場の期待に対して、経営者予想がどのような情報であったかを示す。予想偏差が正であるとき、市場の期待に対して、経営者予想は good news であったことを示し、負であるとき、bad news であったことを示している。

$$FD_i = \frac{MF_i - PFAF_i}{P_i} \quad (4)$$

$$GN_i = \begin{cases} =1 (FD_i > 0) \\ =0 (FD_i \leq 0) \end{cases} \quad (5)$$

ただし、

$MF_i$  ; 企業*i*の2002年度一株益の経営者予想

$PF_{AF}_i$  ; 企業*i*の2002年度一株益の事前アナリスト予想

$P_i$  ; 企業*i*の2002年決算期において、初めて取引された日における株価の終値

とする。

## 5. アナリスト予想改訂

アナリスト予想改訂 ( $AFR$ ) を以下のように定義する。アナリスト予想改訂は、事前アナリスト予想と事後アナリスト予想の当期利益の乖離で表現される。これは、経営者予想の発表により、市場の期待がどのように変化したかを示す。

$$AFR_i = \frac{SF_{AF}_i - PF_{AF}_i}{P_i} \quad (6)$$

ただし、

$SF_{AF}_i$  ; 企業*i*の2002年度一株益の事後アナリスト予想

$PF_{AF}_i$  ; 企業*i*の2002年度一株益の事前アナリスト予想

$P_i$  ; 企業*i*の2002年決算期において、初めて取引された日における株価の終値

とする。

## 6. 財務困窮度

本研究では、財務の困窮度を示す指標として、白田 (2003A) による倒産予知モデルの指標である  $SAF$  2002 を使用した。 $SAF$  2002 は、次年度の倒産発生と財務指数との関係を求めた多変量判別関数である。 $SAF$  2002 は、以下のように定義される。

$$SAF = 0.01036X_1 + 0.02682X_2 - 0.06610X_3 - 0.02368X_4 + 0.770773 \quad (7)$$

ただし

$X_1$  ; (期首・期末平均留保利益 / 期首・期末平均負債・資本合計) × 100

$X_2$  ; (税引き前当期利益 / 期首・期末平均負債・資本合計) × 100

$X_3$  ; (期首・期末平均棚卸資産 × 12) / 売上高

$X_4$  ; (支払利息割引料 / 売上高) × 100

留保利益 = 資本 - (資本金 + 資本剰余金)

である。

$SAF$  2002 は財務が困窮するほど減少する。また、倒産、非倒産の判別点は0.68であり、 $SAF$  2002の値がこの判別点より小さい場合は財務困窮企業 (倒産危機企業)、大きい場合は財務健全企業 (非倒産危機企業) と判定される。

倒産予知モデル (白田 (2003A)) は、資本金 3000 万円以上の企業であれば、銀行業、証券



業、保険業、建設業を除く、全ての企業において適応可能ではある。しかしながら、中小企業向けのモデルというわけではない。本研究のサンプルの99.3%を占める総資産規模100億円以上の企業に対して、倒産群で83.74%、非倒産群で76.44%、平均で80.09%の判別力がある。倒産予知モデルとして著名なAltmanの1986年モデルでさえ、Moyer（1997）の研究では倒産企業群で61%、非倒産企業群で88%、平均でも74.5%の判別力しか表さなかったという結果がある。また、Altmanの同モデルを1985年以降にわが国で倒産した上場企業に適応した結果は、71.4%の判別力しか表さなかったことも白田（1996）で報告されている。つまり、倒産予知モデル（白田（2003A））は、資産規模の大きな企業に対して、非常に高い判別力があるといえる。

また、SAF2002は、一部の公共性の高い企業を除き、S&Pによる長期発行体格付けと近い値を示している（白田（2003B））。つまり、SAF2002による財務困窮度は、市場が認識している財務困窮度と変わりはないといえる。

しかしながら、白田（2003A）による判別点（0.68）に関しては、変更を行った。白田（2003A）では、上場企業のみならず、非上場企業も分析対象としている。一方、本研究の分析対象は、全国5市場で上場している企業である。そのため、白田（2003A）による判別点の数値は、本研究の分析対象を判別するには、大きすぎると考えられるからである。そこで、新たに、本研究に適した判別点（0.59）を算出した。算出方法については、巻末の補論で記述している。このとき、判別力は倒産群で100%、非倒産群で77.83%、平均で88.02%と高い値となる。また、本研究において、この判別点により、財務困窮企業に分類されるサンプルは全サンプルの10.6%である。

## （2）サンプル

### 1. サンプル要件・収集先

分析対象は、2002年度の連結業績に対する予想を行っている企業である。サンプルの要件は以下の通りである。

- （1）過去2年間の実績値とともに、経営者による2002年度の連結業績予想が公表されていること。<sup>7</sup>
- （2）事前、事後のアナリスト予想が存在すること
- （3）業種が、銀行業、証券・商品先物業、保険業、建設業でないこと。<sup>8</sup>
- （4）「日経NEEDS」により、2000年、2001年度の連結財務データが入手可能であること
- （5）全国5市場で上場していること<sup>9</sup>
- （6）時価総額を上回る損失を出していないこと<sup>10</sup>。（ $EPS_t^{adj} / P_t < -1$ ）

7 過去2年間の実績値が公表されていない企業は、新規上場企業であるため、過去2年間の財務データを入手できない。また、未上場企業であっても、予想を公表している企業もある。

8 銀行業、証券・商品先物業、保険業については、業務の特殊性から、財務数値の比較可能性が低いと考えられる。建設業については、売上高の計上方法に選択適応が認められるため、同じ建設業同士であっても財務数値の比較可能性が低く、利益調整が容易に行いやすいと考えられる。以上の理由による分析対象が排除した。

9 東証1部、東証2部、大証1部、大証2部、名証1部、名証2部、札幌、福岡を示す。

経営者予想は、2001年1月1日より2002年12月31日までの「日本経済新聞」より収集、アナリスト予想は「I/B/E/S DETAIL HISTORY」<sup>11</sup>より収集、株価は、「株価CD-ROM2003」、「日本経済新聞」より収集、業種区分は「株価CD-ROM2003」、「会社年鑑2003」より収集<sup>12</sup>、財務データは「日経NEEDS」より収集した。

最終的に、586社のサンプルを得た。

## 2. サンプル情報

サンプル要件によるサンプル選択企業数は、表1の通りである。要件2により、多くの企業がサンプルに含まれないことがわかる。アナリストに注目される、比較的有名な企業しかサンプルに含まれていないと考えられる。

表1 サンプル選択

(要件1) 経営者予想がある企業	2723
(要件2) 条件を満たすアナリスト予想が無い企業	(2022)
(要件3) 銀行業、証券・商品先物業、保険業、建設業である企業	(48)
(要件4) 日経NEEDSに連結財務データが無い企業	(62)
(要件5) 全国5市場に上場していない企業	(4)
(要件6) はずれ値	(1)
全サンプル数	<u>586</u>

サンプル企業の財務状態別上場場所は、表2の通りである。サンプル企業は、東証一部に集中していることがわかる。

表2 財務状況別上場場所

上場場所	財務健全企業	財務困窮企業	合計
東証一部	486	58	544
東証二部	24	3	27
大阪一部	2	0	2
大阪二部	8	0	8
名古屋一部	1	0	1
名古屋二部	3	1	4
合計	524	62	586

10 株式会社ダイエー（8263）1社が排除の対象となった。ダイエーグループはこの年、「新3カ年計画」の下、リストラクチャリングを行い、特別損失を415,878（百万円）計上している。結果、一株損失540.22円に対し、株価は185円であった。

11 「I/B/E/S DETAIL HISTORY」では、2003年9月時点で上場廃止になっている企業のデータは入手できない。

12 一部の企業は2003年度末時点で、上場廃止になっており「株価CD-ROM2003」からは株価、業種区分が入手できない。そのため、一部の企業について、株価は、「日本経済新聞」、業種区分は「会社年鑑2003」より入手した。

サンプル企業の財務状態別業種は、表3の通りである。サンプルは、ほぼ全ての業種に存在し、業種によるバイアスは無いと考えられる。

表3 財務状態別業種

業種コード	業種分類	財務健全企業	財務困窮企業	合計
0050	水産・農林業	1	0	1
1050	鉱業	0	0	0
2050	建設業	-	-	-
3050	食料品	35	2	37
3100	繊維製品	11	1	12
3150	パルプ・紙	6	0	6
3200	科学	47	5	52
3250	医薬品	23	2	25
3300	石油・石炭製品	5	0	5
3350	ゴム製品	5	0	5
3400	ガラス・土石製品	11	1	12
3450	鉄鋼	7	5	12
3500	非鉄金属	9	2	11
3550	化学製品	9	0	9
3600	機械	46	9	55
3650	電気機器	75	7	82
3700	輸送用機器	24	6	30
3750	精密機器	10	2	12
3800	その他製品	17	3	20
4050	電気・ガス業	10	2	12
5050	陸運業	14	3	17
5100	海運業	3	1	4
5150	空運業	2	0	2
5200	倉庫・運輸関連業	1	0	1
5250	通信業	36	2	38
6050	卸売業	36	2	38
6100	小売業	38	0	38
7050	銀行業	-	-	-
7100	証券、商品先物業	-	-	-
7150	保険業	-	-	-
7200	その他金融業	17	0	17
8050	不動産業	5	6	11
9050	サービス業	22	0	22
	合計	525	61	586

表4は、資産規模、負債比率、財務困窮企業の割合を研究対象のサンプルと（要件1）、（要件4）を満たすサンプルとを比較したものである。研究対象のサンプルは、経営者予想を公表する企業の全サンプルに比べ、資産規模が大きく、財務が健全である企業の比率が高いことがわかる。

表4 研究対象サンプル

		研究対象サンプル	サンプル(要件1・要件4)
企業数	度数	586	1699
資産規模	平均値	628041	282790
	中央値	187123	59766
負債比率	平均値	54.5%	60.0%
	中央値	54.6%	61.4%
財務困窮企業	度数	61	344
	割合	10.4%	20.2%

以上より、本研究のサンプルは、業種に偏りは見られないものの、東証一部に上場し、資産規模が大きく、財務が健全である企業が多いことがわかる。

しかしながら、後述の分析により、本研究のサンプルは、財務が困窮する企業ほど、経営者による予想は楽観的であるという仮説1を支持している。そのため、サンプル企業においても財務困窮企業の経営者予想の信頼性を分析することは可能である。

## 5、実証分析

### (1) 財務困窮度と経営者予想の楽観度

この節の目的は、財務の困窮度と経営者予想の楽観度の関係を分析することにある。仮説1を検定するため、次の回帰式を推定した。

$$MFE_i = \alpha_0 + \alpha_1 SAF2002_i + \eta_i \quad (8)$$

ただし、

$$\begin{aligned} MFE_i &= \text{企業 } i \text{ の経営者予想誤差} \\ SAF2002_i &= \text{企業 } i \text{ の財務困窮度} \\ \eta_i &= \text{誤差項} \end{aligned}$$

である。

SAF2002は値が小さくなるほど財務が困窮していることを示し、MFEは値が小さくなるほど、経営者予想が楽観的であることを示している。分析の結果、 $\alpha_0$ の推定量は-0.105、t値は-4.47(5%水準で有意)、 $\alpha_1$ の推定量は0.064、t値は4.60(1%で有意)であり、財務が困窮するほど経営者予想が楽観的であるという仮説1を支持する。

なお、(8)式は、White(1980)による不均一分散検定の結果(8)式の均一分散の仮定は棄却された。そのため、推定値のt値は、ホワイトの標準誤差を用いて計算されている。

表5 財務困窮度と経営者予想の楽観度

$$MFE_i = \alpha_0 + \alpha_1 SAF2002_i + \eta_i$$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	Adj.R <sup>2</sup>	サンプル数
回帰係数	-0.105	0.064	0.066	586
t 値	(-4.47) <sup>*</sup>	(4.60) <sup>**</sup>		

t 値は、ホワイトの標準誤差に基づく

\*\* 1%水準で有意 \* 5%水準で有意

つづいて、次の回帰式により、カテゴリーをわけて、より詳細な分析を行う。

$$MFE_i = \beta_0 + \beta_1 GN_i + \beta_2 DIST_i + \beta_3 GN_i \times DIST_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$MFE_i = \beta'_0 + \beta'_1 GN_i + \beta'_2 SAF2002_i + \beta'_3 GN_i \times SAF2002_i + \varepsilon'_i \quad (10)$$

ただし、

$MFE_i$  = 企業*i*の経営者予想エラー

$GN_i$  = 1 ( $FD_i > 0$ ) / 0 ( $FD_i \leq 0$ )

$DIST_i$  = 1 ( $SAF2002_i < 0.59$ ) / 0 ( $SAF2002_i \geq 0.59$ )

$SAF2002_i$  = 企業*i*の財務困窮度

$\varepsilon_i, \varepsilon'_i$  = 誤差項

とする。

(9)式は、ダミー変数によって、財務困窮企業と財務健全企業の平均経営者予想エラーの違いを、経営者予想が、good newsであった企業と、bad newsであった企業によって分けて分析することができる。経営者予想がbad newsであった企業の中で、財務健全企業の平均経営者予想エラーに対して、財務困窮企業のそれがどれほど大きいかを表す係数は、 $\beta_3$ である。仮説1に従い、財務が困窮する企業ほど、経営者による予想が楽観的であるならば、 $\beta_3$ は有意に負の値をとるであろう。経営者予想がgood newsであった企業の中で、財務健全企業の平均経営者予想エラーに対して、財務困窮企業のそれがどれほど大きいかを表す係数は、 $\beta_0 + \beta_1$ である。先ほどと同様、仮説1に従うとすれば、 $\beta_0 + \beta_1$ も有意に負の値をとると考えられる。

(10)式は質的変数であるDISTのかわりに、量的変数であるSAF2002を加えたものである。経営者予想がbad newsであった企業の中で、財務困窮度と平均経営者予想エラーとの関係を表す係数は、 $\beta'_2$ である。仮説1に従えば、SAF2002は財務困窮度が高いほど小さな値をとるため(9)式とは逆に、 $\beta'_2$ は有意に正の値をとるだろう。経営者予想がgood newsであった企業の中で、財務困窮度と平均経営者予想エラーとの関係を表す係数は、 $\beta'_0 + \beta'_1$ である。仮説1に従うとすれば、 $\beta'_0 + \beta'_1$ も有意に正の値をとると考えられる。

なお、(9)式と(10)式において、多重共線性は重大な問題とならないと考えられる。確かに、表6で見られるように、説明変数間で高い相関が観察されているものもある。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。そこで、(9)式と(10)式の説明変数間の共線性の程度を調べるために、Variance-Inflation

Factor (VIF) を計算している。

(9) 式の説明変数の VIF は、 $VIF(GN) = 1.14$ 、 $VIF(DIST) = 2.11$ 、 $VIF(GN \times DIST) = 2.33$  であり、(10) 式の説明変数の VIF は、 $VIF(GN) = 9.02$ 、 $VIF(SAF2002) = 1.53$ 、 $VIF(GN \times SAF2002) = 8.86$  である。VIF は 10 を超えるとき、多重共線性が問題となると判断される。得られた値は、この基準より小さい。したがって、多重共線性は、モデルの推定において重大な問題とはならないといえる。

表6 説明変数間の相関係数

$$MFE_{it} = \beta_0 + \beta_1 GN_{it} + \beta_2 DIST_{it} + \beta_3 GN_{it} \times DIST_{it} + \varepsilon_{it}$$

ピアソン相関係数			
変数	GN	DIST	GN × DIST
GN	1		
DIST	0.137	1	
GN × DIST	0.333	0.717	1

$$MFE_{it} = \beta'_0 + \beta'_1 GN_{it} + \beta'_2 SAF2002_{it} + \beta'_3 GN_{it} \times SAF2002_{it} + \varepsilon'_{it}$$

ピアソン相関係数			
変数	GN	SAF2002	GN × SAF2002
GN	1		
SAF2002	-0.083	1	
GN × SAF2002	0.912	0.015	1

ただし、White (1980) による不均一分散検定の結果 (9) 式、(10) 式共に、均一分散の仮定は棄却されている。そのため、推定値の t 値は、ホワイトの標準誤差を用いて計算している。

(9) 式の推定結果は表7の通りである。 $\beta_2 + \beta_3$  の推定量は -0.079、t 値は -2.20 (5%水準で有意) である。経営者予想が good news であった企業の中で、財務が困窮している企業の経営者予想は、財務が健全である企業の経営者予想に比べ楽観的であることを示している。一方、 $\beta_3$  の推定量は -0.019、t 値は -1.17 (5%水準で有意でない) である。経営者予想が bad news であった企業の中で、財務が困窮している企業の経営者予想は、財務が健全である企業の経営者予想に比べ楽観的ではないという帰無仮説は棄却できない。

(10) 式では、 $\beta'_2 + \beta'_3$  の推定量は 0.095、t 値は 2.83 (1%水準で有意) である。経営者予想が good news であった企業は、財務が困窮している企業ほど楽観的であることを示している。さらに、 $\beta'_3$  の推定量は 0.045、t 値は 4.51 (1%水準で有意) である。つまり、経営者予想が bad news であった企業においても、財務が困窮している企業ほど楽観的であることを示している。

(9) 式と (10) 式の結果から、経営者予想は、財務が困窮する企業ほど楽観的であり、特に、経営者予想が事前のアナリスト予想よりも大きいとき (good news であるとき)、その傾向は強くなるといえる。

表7 財務困窮度と経営者予想の楽観度

$$MFE_i = \beta_0 + \beta_1 GN_i + \beta_2 DIST_i + \beta_3 GN_i \times DIST_i + \varepsilon_i$$

	0	1	2	3	2+3	Adj.R <sup>2</sup>	サンプル数
回帰係数	-0.037	-0.003	-0.019	-0.06	-0.079	0.047	586
t 値	(-10.21)**	(-0.51)	(-1.17)	(-1.53)	(-2.20)*		

$$MFE_i = \beta'_0 + \beta'_1 GN_i + \beta'_2 SAF2002_i + \beta'_3 GN_i \times SAF2002_i + \varepsilon'_i$$

	'0	'1	'2	'3	'2+'3	Adj.R <sup>2</sup>	サンプル数
回帰係数	-0.084	-0.054	0.045	0.050	0.095	0.073	586
t 値	(-6.52)**	(-1.41)	(4.51)**	(1.42)	(2.83)**		

t 値は、ホワイトの標準誤差に基づく

\*\* 1%水準で有意 \* 5%水準で有意

## (2) 財務困窮度とアナリスト予想改訂

この節では、経営者予想がアナリスト予想に与える影響と企業の財務困窮度との関係を分析することにある。しかしながら、第2章で、日本市場では、経営者予想と同時に、前年度の実績値も公表されることを指摘した。アナリスト予想に与える影響は、経営者予想以外にも前年度の実績値の結果によるところもあると考えられる。そのため、前年度の実績値に対する期待外利益が、今年度の予想に与える影響を次の回帰式で検証した。

$$AFR_i = \rho_0 + \rho_1 UE_i + \rho_2 UE_i \times AGN_i + \psi_i \quad (11)$$

ただし、

$AFR_i$  = 企業*i*のアナリスト予想改訂

$UE_i$  = 企業*i*の期待外利益

$AGN_i$  = 1 ( $UE_i > 0$ ) / 0 ( $UE_i \leq 0$ )

とする。

$\rho_2$  もしくは、 $\rho_1 + \rho_2$  に有意な値が確認されるとき、期待外利益が当期のアナリスト予想改訂に影響を与えられられる。

(11) 式の推定の結果、 $\rho_2$  の推定量は-0.082、t値は-1.25（5%水準で有意でない）、 $\rho_1 + \rho_2$  の推定量は-0.095、t値は-1.50（5%水準で有意でない）となり、期待外利益が当期のアナリスト予想改訂に影響を与えとはいえない。

なお、White (1980) による不均一分散テストによって、(11) 式の均一分散の仮定は棄却されなかった。

表8 期待外利益とアナリスト予想改訂

$$AFR_i = \beta_0 + \beta_1 UE_i + \beta_2 UE_i \times AGN_i + \epsilon_i$$

	0	1	2	1+2	Adj.R <sup>2</sup>	サンプル数
回帰係数	-0.006	-0.012	-0.082	-0.095	0.002	586
t 値	(-4.47)**	(-0.87)	(-1.25)	(-1.50)		

\*\* 1%水準で有意 \* 5%水準で有意

つづいて、経営者予想がアナリスト予想に与える影響と財務困窮度との関係を検証する。経営者予想が good news であるとき、財務が健全である企業に比べ、財務が困窮する企業の経営者予想に対して、アナリスト予想改訂は強く反応しないと考えられる。一方、経営者予想が bad news であるとき、財務が健全である企業に比べ、財務が困窮する企業の経営者予想に対して、アナリスト予想改訂は強く反応すると考えられる。前者が仮説2であり、後者が仮説3である。

これらの仮説の検定は、次の回帰式を推定した。

$$AFR_i = \gamma_0 + \gamma_1 FD_i + \gamma_2 FD_i \times GN_i + \gamma_3 FD_i \times DIST_i + \gamma_4 FD_i \times GN_i \times DIST_i + \omega_i \quad (12)$$

$$AFR_i = \gamma'_0 + \gamma'_1 FD_i + \gamma'_2 FD_i \times GN_i + \gamma'_3 FD_i \times SAF2002_i + \gamma'_4 FD_i \times GN_i \times SAF2002_i + \omega'_i \quad (13)$$

ただし、

$AFR_i$  = 企業*i*のアナリスト予想改訂

$FD_i$  = 企業*i*の予想偏差

$GN_i$  = 1 ( $FD_i > 0$ ) / 0 ( $FD_i \leq 0$ )

$DIST_i$  = 1 ( $SAF2002_i < 0.59$ ) / 0 ( $SAF2002_i \geq 0.59$ )

$SAF2002_i$  = 企業*i*の財務困窮度

$\omega_i, \omega'_i$  = 誤差項

とする。

國村(1980)、太田(2002)で観察されたように、経営者予想はアナリスト予想改訂に影響を与えていると考えられる。このとき、 $\gamma_1$ と $\gamma'_1$ は有意に正の値をとる。また、仮説2に従い、経営者予想が good news であるとき、財務が健全である企業に比べ、財務が困窮する企業の経営者予想に対して、アナリスト予想改訂は強く反応しないならば、 $\gamma_3 + \gamma_4$ は負、 $\gamma'_3 + \gamma'_4$ は正の値をとるであろう。一方、経営者予想が bad news であるとき、仮説3に従い、財務が健全である企業に比べ、財務が困窮する企業の経営者予想に対して、アナリスト予想改訂は強く反応するならば、 $\gamma_3$ は正、 $\gamma'_3$ は負の値をとるであろう。

なお、(12)式と(13)式において、多重共線性は重大な問題とならないと考えられる。表9によると、確かに、説明変数間で高い相関が観察されているものもある。しかしながら、(12)式の説明変数のVIFは、 $VIF(FD) = 1.84$ 、 $VIF(FD \times GN) = 2.16$ 、 $VIF(FD \times DIST) = 1.81$ 、 $VIF(FD \times GN \times DIST) = 2.11$ 、であり、(13)式の説明変数のVIFは、 $VIF(FD) = 3.75$ 、 $VIF(FD \times GN) = 4.28$ 、 $VIF(FD \times SAF2002) = 3.32$ 、 $VIF(FD \times GN \times$



SAF2002) = 3.97, であることから, 多重共線性は, モデルの推定において重大な問題とならないといえる。

表9 説明変数間の相関係数

$$\Delta FR_t = \gamma_0 + \gamma_1 FD_t + \gamma_2 FD_t \times GN_t + \gamma_3 FD_t \times DIST_t + \gamma_4 FD_t \times GN_t \times DIST_t + \omega_t$$

ピアソン相関係数				
変数	FD	FD × GN	FD × DIST	FD × GN × DIST
FD	1			
FD × GN	0.506	1		
FD × DIST	0.547	0.336	1	
FD × GN × DIST	0.296	0.635	0.492	1

$$\Delta FR_t = \gamma'_0 + \gamma'_1 FD_t + \gamma'_2 FD_t \times GN_t + \gamma'_3 FD_t \times SAF2002_t + \gamma'_4 FD_t \times GN_t \times SAF2002_t + \omega'_t$$

ピアソン相関係数				
変数	FD	FD × GN	FD × SAF2002	FD × GN × SAF2002
FD	1			
FD × GN	0.506	1		
FD × SAF2002	0.818	0.355	1	
FD × GN × SAF2002	0.453	0.852	0.403	1

ただし, White (1980) による不均一分散テストによって, (12) 式, (13) 式共に, 均一分散の仮定は棄却された。そこで, 推定値のt値は, ホワイトの標準誤差を用いて計算されている。

(12) 式の推定結果は表10の通りである。 $\gamma_1$ の推定量は1.006, t値は68.87 (1%水準で有意) であることから, 予想偏差はアナリスト予想改訂にかなり影響を与えているといえる。いいかえれば, 経営者予想は, 事後のアナリスト予想に強い影響を与えているといえる。 $\gamma_2 + \gamma_3$ は予想に反し, 推定量は0.219, t値は4.26 (1%水準で有意) である。さらに,  $\gamma_3$ も予想に反し, 推定量は-0.045, t値は-0.91 (5%水準で有意) である<sup>13</sup>。(13) 式の推定結果については,  $\gamma'_1$ の推定量は0.985, t値は33.38 (1%水準で有意) であり (12) 式の推定結果同様, 経営者予想は事後のアナリスト予想に強い影響を与えていることが観測できる。 $\gamma'_2 + \gamma'_3$ の推定量は-0.219, t値は-1.94 (5%水準で有意でない) であり,  $\gamma'_3$ の推定量は0.009, t値は0.35 (5%水準で有意ではない) である。(12) 式と同じく符号は, 予想と逆であったが, 有意に観測はされなかった<sup>14</sup>。

このことから, 経営者予想が good news であるとき, 財務が健全である企業に比べ, 財務が困窮する企業の経営者予想に対して, アナリスト予想改訂は強く反応しないという仮説2, さ

13 経営者予想が good news であるか bad news であるか, 財務困窮企業が, 財務健全企業かによって分けられた4つのカテゴリー全てにおいて, アナリスト予想改訂と予想偏差との傾きが1に近い結果は, 太田 (2002) の分析結果と差異はない。

14 実証結果に強く影響を与えていると考えられる業種, 標準化誤差が2.5以上のサンプルを除いても, 結果に差異はなかった。また, 財務困窮度の指標を負債比率に変更しても, 結果に差異はなかった。

らに、経営者予想が bad news であるとき、財務が健全である企業に比べ、財務が困窮する企業の経営者予想に対して、アナリスト予想改訂は強く反応するという仮説3は支持されない。つまり、財務が困窮である企業の経営者予想は、財務が健全である企業のそれより、市場（アナリスト）から信頼されていないということでは無いことが実証結果からわかる<sup>15</sup>。

表10 財務困窮度とアナリスト予想改訂

$$AFR_t = \gamma_0 + \gamma_1 FD_t + \gamma_2 FD_t \times GN_t + \gamma_3 FD_t \times DIST_t + \gamma_4 FD_t \times GN_t \times DIST_t + \omega_t$$

	0	1	2	3	4	3+ 4	Adj.R <sup>2</sup>	サンプル数
回帰係数	0.000	1.006	-0.258	-0.045	0.264	0.219	0.968	586
t 値	(1.06)	(68.87)**	(-5.60)**	(-0.91)*	(3.70)**	(4.26)**		

$$AFR_t = \gamma'_0 + \gamma'_1 FD_t + \gamma'_2 FD_t \times GN_t + \gamma'_3 FD_t \times SAF2002_t + \gamma'_4 FD_t \times GN_t \times SAF2002_t + \omega'_t$$

	'0	'1	'2	'3	'4	'3+ '4	Adj.R <sup>2</sup>	サンプル数
回帰係数	0.000	0.985	-0.005	0.009	-0.227	-0.219	0.967	586
t 値	(0.60)	(33.38)**	(-0.07)	(0.35)	(-1.97)*	(-1.95)		

t 値は、ホワイトの標準誤差に基づく

\*\* 1%水準で有意 \* 5%水準で有意

### (3) 結果の解釈

5.2の分析結果の回帰係数の符号は、仮説と違うものであった。この結果により、経営者予想の信頼性は、財務が困窮している企業のほうが高いと解釈するのは合理的ではない。アナリストが持つ情報量が、財務が困窮している企業と健全である企業とで違うことにより、仮説と違う分析結果が得られた可能性がある。

表11は、サンプルを、経営者予想が good news であるか bad news であるか、財務困窮企業か、財務健全企業かによって4つカテゴリーにおける経営者予想誤差の平均値を示したものである。

表11 カテゴリー別の経営者予想誤差

	good news	bad news
財務健全企業	-0.040	-0.037
財務困窮企業	-0.119	-0.056

4つのカテゴリー全てにおいて経営者予想は楽観的であることが観測される。このことから、アナリストは、どのカテゴリーにおいても、経営者予想より低い予想値を出すことが正しい判断であるといえる。

本研究の(12)式の実証結果は、経営者予想が good news であるときも bad news であるとき

15 この分析結果は、財務が困窮する企業ほど、経営者予想は楽観的であることが観測されていることを考慮すると、経営者予想に対するアナリストの行動は合理的とはいえないことも示している。

も、アナリストは、財務困窮企業に比べ、財務健全企業の経営者予想に対しては、経営者による予想値ほど当期の業績は良くないと予想していると解釈できる。

つまり、財務困窮企業の経営者予想より財務健全企業の経営者予想に対して、アナリストは正しい判断ができているともいえる。

アナリストは、様々な情報をもとに予想をしていると考えられる。その情報のひとつが、経営者予想である。このことから、経営者予想以外の情報を多く有するとき、アナリストは経営者予想とは違う予想をし、経営者予想に対する依存度が大きいとき、アナリストは経営者予想と同じ値を予想する可能性がある。

表12パネルAは、事後アナリスト予想値の中央値と経営者予想値の関係を示したものである。また、表12パネルBは、全ての事後アナリスト予想値と経営者予想値との関係を示したものである。

経営者予想とアナリスト予想の中央値を比較した表12パネルAから、経営者予想がgood newsであるとき、財務健全企業において、経営者予想と事後アナリスト予想が等しい割合は、28.5%に対して、財務困窮企業でのその比率は、45.5%であり、財務困窮企業での比率の方が高いことがわかる。この傾向は、経営者予想がbad newsであるときも観測される。また、経営者予想と全てのアナリスト予想と比較した表12パネルBからも、財務困窮企業は財務健全企業より、経営者予想値と事後アナリスト予想値が等しい割合が高いことが観測される<sup>16</sup>。

このことから、アナリストは財務困窮企業に対して、財務健全企業ほど、経営者予想以外の情報をあまり有してないと考えられる。そのため、本研究の実証結果のように、アナリストは、財務困窮企業に対して、経営者予想とほぼ同じ値を予想するのに対して、財務健全企業では、経営者予想以外の情報を多く有するため、正しい判断ができたのだと考えられる。これが、5.2の分析結果の回帰係数の符号が、仮説と違う理由であると考えられる。

この分析の結果は、アナリストが財務困窮企業の情報が少ない中、経営者予想が楽観的であるという情報を利用せずに、経営者予想に依存した予想を行っている可能性を示している。すなわち、経営者予想の信頼性に関して、アナリストは合理的でない判断を行っている可能性がある。

16 経営者予想とその後のアナリスト予想が等しい比率が、太田（2002）では、81.5%、國村（1980）では、70.9%であり、本研究の比率より高い。これは、データの収集先の違いによるものと考えられる。本研究では、「I/B/E/S DETAIL HISTORY」から収集し、複数のアナリストによる予想を利用しているが、太田（2002）では、「会社四季報夏号」（1979-1999年、東洋経済新報社）から、國村（1980）では、「週刊東洋経済」（昭51.6.26、昭52.6.25、昭53.6.24の各号）の予想記事から収集し、共に1社のアナリストによる予想を利用している。

表12 事後アナリスト予想値と経営者予想値

パネルA 事後アナリスト予想の中央値と経営者予想との一致と差異の比率

経営者予想	財務困窮度	事後アナリスト予想値 - 経営者予想値	度数	比率
good news	健全	正	44	25.6%
		等しい	49	28.5%
		負	79	45.9%
bad news	健全	正	142	40.2%
		等しい	96	27.2%
		負	115	32.6%
good news	困窮	正	6	18.2%
		等しい	15	45.5%
		負	12	36.4%
bad news	困窮	正	11	39.3%
		等しい	12	42.9%
		負	5	17.9%

パネルB 事後アナリスト予想と経営者予想との一致と差異の比率

経営者予想	財務困窮度	事後アナリスト予想値 - 経営者予想値	度数	比率
good news	健全	正	270	31.8%
		等しい	179	21.1%
		負	399	47.1%
bad news	健全	正	814	45.6%
		等しい	379	21.2%
		負	621	34.8%
good news	困窮	正	55	42.0%
		等しい	37	28.2%
		負	39	29.8%
bad news	困窮	正	33	28.2%
		等しい	46	39.3%
		負	38	32.5%

## 6、結語と今後の課題

### (1) 結語

本研究では、始めに、財務の困窮度と経営者予想の楽観度との関係の検証を試みた。分析の結果、財務の困窮度と経営者予想の楽観度は、正の相関があり、財務が困窮するほど、経営者予想は楽観的であることが確認された。さらに、この傾向は、経営者予想が、事前のアナリスト予想よりも大きな値であるとき、よりいっそう顕著となることも発見された。

次に、財務の困窮度と経営者予想が後のアナリスト予想に与える影響について検証した。分析の結果、経営者予想が、事前のアナリスト予想よりも大きな値であるとき、財務が困窮している企業の経営者予想は財務が健全である企業のそれよりも、後のアナリスト予想に与える影

響が小さいとはいえ、むしろ、大きいということが観測された。また、経営者予想が、事前のアナリスト予想よりも小さい値であるときも、財務が困窮している企業は財務が健全である企業よりも、経営者予想が後のアナリスト予想に与える影響は大きいとはいえ、むしろ、小さいということが観測された。

しかし、この実証結果は、財務が困窮である企業の経営者予想が、財務が健全である企業の経営者予想に比べ、信頼されているということではなく、アナリストが予想に利用している経営者予想以外の情報が、財務が健全である企業に比べ財務が困窮している企業では、少なく、アナリストが財務困窮企業の経営者予想に過度に依存している可能性があることを示している。

わが国では、アナリストは、楽観的な傾向のある、財務が困窮している企業の経営者予想をも、信頼のおける情報であると認識している可能性があることを示唆している。

## （２）今後の課題

本研究では、仮説と違う結果が得られた理由を厳密には特定できなかった。サンプルが2002年度に限られ、この年度の経済の特殊性によるのかもしれない。連結財務諸表制度の導入が2000年3月期決算以降であることと所有するデータにより、本研究では2002年度に分析対象を絞ったのである。年度にまたがるデータの利用による分析は今後の課題である。

結果の解釈に関しても更なる検討が必要である。本研究では、財務困窮度と財務健全度の情報量の違いによる説明を行ったが、情報量の違いが何によるものかは分析できていない。ディスクロージャーの定性情報の分析により、情報量の違いを検証することも課題である。

## 補論 判別点の算出方法

### 1、判別点変更の理由

白田（2003A）で用いられている判別点（0.68）は、上場企業・非上場企業ともにふくむサンプルによって算出されている。より詳細に明記すると、サンプル要件は、倒産企業の場合、1993年1月から2001年12月の期間に倒産していること、負債総額が1000万円以上、資本金3000万円以上であること、業種が建設業、銀行業、証券・商品先物業、保険業でないこと、倒産直前の財務諸表が2期連続で入手できることであり、非倒産企業の場合、1993年1月から2001年12月に継続していること、資本金が3000万円以上であること、直前の財務諸表が2期連続で入手できることである。一方、本研究のサンプル要件は、業種の条件は同じであるが、過去2年間の実績値とともに経営者予想を公表していること、全国5市場で上場していることである。よって、本研究のサンプルの方が、財務が悪化していても倒産しにくいと考えられる。そこで、新たに、本研究に適した判別点をもとめることにした。

### 2、判別点の決定

#### （１）サンプル

倒産企業は、2002年1月から2003年3月の期間に倒産していること、全国5市場に上場していること、業種が、建設業、銀行業、証券・商品先物業、保険業でないこと、「日経NEEDS」

か「EDINET」で連結財務データが入手可能、もしくは、白田（2003B）により、SAF2002の値を特定できることを条件として抽出した24社をサンプルとした。非倒産企業は、2002年度もしくは、2003年度に継続しており、全国5市場に上場し、業種が、建設業、銀行業、証券・商品先物業、保険業でなく、「日経NEEDS」より財務データが入手可能であった企業、3347社をサンプルとした。

表13 サンプル情報

	2002年度	2003年度	合計
倒産企業	14	10	24
非倒産企業	1701	1646	3347

## (2) 算出方法と測定結果

判別点は、第一種過誤（倒産企業を倒産しないと誤判別すること）と第二種過誤（非倒産企業を倒産すると誤判別すること）の誤判別率の平均が最小となる点によって求められる。

表13は、第一種過誤、第二種過誤における誤判別率である。表13より、判別点が0.59のとき、平均の誤判別率が最小の11.08%となっていることがわかる。このとき、倒産群は、100%、非倒産群は77.83%、平均で88.92%の判別力がある。

表14 第一種過誤、第二種過誤の誤判別率一覧表

判別点	第一種過誤	第二種過誤	平均
0.49	12.50%	14.04%	13.27%
0.51	12.50%	15.45%	13.97%
0.53	8.33%	17.00%	12.67%
0.55	4.17%	18.85%	11.51%
0.57	4.17%	20.47%	12.32%
0.59	0.00%	22.17%	11.08%
0.61	0.00%	24.26%	12.13%
0.68	0.00%	32.21%	16.10%

## 参考文献

- Francis, J. (1997), "Discussion of Self-Selection and Analyst Coverage," *Journal of Accounting Research*, (Supplement), pp201-208.
- Frost, C.(1997), "Disclosure policy Choices of UK firms receiving modified audit reports," *Journal of Accounting and Economics* (July), pp163-187.
- Gilson, S.(1989), "Management turnover and financial distress," *Journal of financial Economics* (December), pp241-262.
- Gu, Z. and J.S. Wu(2003), "Earnings skewness and analyst forecast bias," *Journal of Accounting and Economics* 35,(Spring), pp5-29.
- Irani, A.(2000), "Determinants of bias in management earnings forecasts," *Accounting Enquiries* 10 (Fall), pp33-86.
- Jennings, R.(1987), "Unsystematic security price movements, management earnings forecasts, and revisions in consensus analyst earnings forecasts," *Journal of Accounting Research* 25 (Spring), pp90-110.
- Koch, A.S.(1999), "Financial distress and the credibility of management earnings forecasts," Unpublished working paper, University of Texas at Austin.
- McNichols, M.(1989), "Evidence of informational asymmetries from management earnings forecasts and stock returns," *Accounting Review* (January), pp1-27.
- Moyer, C.(1977), "Forecasting Financial Failure : A Re-examination," *Financial Management* (Spring), pp11-17.
- Ohlson, J.(1995), "Earnings, book values and dividends in equity valuation," *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring), pp661-687.
- Ohlson, J.(2001), "Earnings, book values and dividends in equity valuation : An empirical perspective," *Contemporary Accounting Research* 18 (Spring), pp107-120.
- Ota, K. (2006) Determinants of Bias in Management Earnings Forecasts: Empirical Evidence from Japan, in Gregoriou, G. and Gaber, N.(ed.) *International Accounting: Standards, Regulations, and Financial Reporting*, Elsevier, pp. 267-294.
- Patell, J.(1976) "Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior," *Journal of Accounting Research* (Autumn), pp246-276.
- Warner, J. ,R. Watts, and K. Wruck(1988), "Stock prices and top management changes," *Journal of Financial Economics* (Jan/March 1988), pp461-492.
- 浦崎直浩（1995）「予測財務情報の実態分析」古賀智敏（編者）『予測財務情報論』同文館，169-186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。
- 國村道雄（1980）「利益予測と会計情報 経営者予想の正確性に関する実証」『企業会計』，Vol.32，No.4，38-44頁。
- 久保幸年（2004）『適時開示ハンドブック』中央経済社，2004年。

- 孔炳龍（2002）「アメリカ経営者利益予測情報の有用性 強制開示に向けて」『産業経理』Vol.62, No.2, 54-71項。
- 後藤雅敏（1993）「経営者が公表する予測情報の有用性に関する実証研究」『会計』第144巻第2号, 81-91項。
- 後藤雅敏（1997）『会計と予測情報』中央経済社。
- 白田佳子（1996）「多変量判別関数を用いた倒産予測モデルの適用可能性に関する研究」『危険と管理』25, 101-110項。
- 白田佳子（2003A）『企業倒産予知モデル』中央経済社。
- 白田佳子（2003B）『倒産予知の実務』日本経済新聞社。
- 須田一幸・太田浩司（2004）「倒産企業の会計操作（三） 経営者による利益予想の分析」『会計』第165巻第6号, 111-125項。
- 堀口亘（2003）『新訂第四版 最新証券取引法』商事法務研究会。