

短期講座

倒産企業の会計操作(三)

— 経営者による利益予想の分析 —

須田 一幸
太田 浩司

一 はじめに

財政状態が悪化している企業の経営者は、過度に楽観的な予想利益を公表する、という証拠が数多く提示されている。例えば Frost (1997) は、英国企業八一社をサンプルにして調査を行い、財政状態が悪化した企業の経営者は将来業績について過度に楽観的な予想をしているという証拠を得た。また米国企業について分析した Koch (2001) は、財政状態の悪化した企業の公表する予想利益が、そうでない企業の予想利益よりも過度に楽観的であり、アナリストはそのような予想利益を信用性の低い情報であると見なしていると指摘した。これら二つの先行研究は単変量分析であるが、Tami (2000) は多変量分析を実施している。分析の結果によれば、利益予想に影響を及ぼす他の要因をコントロールした場合でも、予想利益の楽観度と財務困

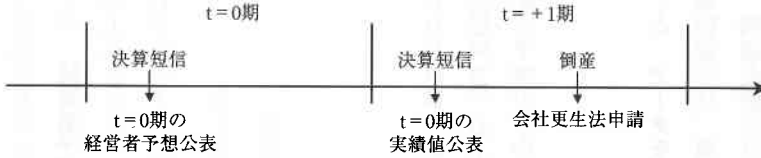
窮度の間に正の相関がある。その他にも Becker, Ferris and Lawless (1999) は、破産法第一条の適用を申請した米国企業を調査し、「破産情報開示書」(Bankruptcy Disclosure Statement) における将来の業績予想に楽観的なバイアスがあることを確認した。そのようなバイアスは、企業の再建を有利に進めたいという意図に起因しているという。

日本企業については、Ota (2003) が経営者予想利益の特性を一〇の要因について調査している。その結果、Ohlson (1980) の倒産確率モデルで推定した財務困窮度と経営者による予想利益の楽観度には、有意な正の相関があるということが分かった。

本号の研究では、財政状態の悪化が最も極端かつ端的な形で表れた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を分析する。わが国では証券取引所が、上場企業に対し、主要な財務数値について次期の予想値を開示することを求めている。その要求に従い上場企業は、決算短信で次期の売上高、経常利益、純利益、一株当り利益、一株当り配当の予想値を、当期の実績値と共に公表している⁽¹⁾。そこで、われわれは、①倒産企業とコントロール企業の売上高と経常利益、純利益および配当の四項目に関する予想値を、倒産直前期から五期前までの期間にわたって収集し、②予想値と実現値を調べることにより予想誤差を測定し、③倒産企業とコントロール企業の予想誤差を比較して倒産企業の経営者が開示した予想情報の特性を分析する。そのうえで、④予想誤差と会計操作がどのように関連しているのかを究明する。

以下では、第二節でサンプルと業績予想誤差の測定方法を説明し、第三節で倒産企業とコントロール企業における予想誤差を比較する。第四節で会計操作と予想誤差の関係を分析する。最後に研究の結果を要約し、われわれの解釈を示す。

第1図 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のは、 $t=0$ 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。

二 サンプルの選択と予想誤差の測定

(1) 倒産企業およびコントロール企業の選択

倒産企業およびコントロール企業の選択基準は、須田・乙政・浅野(二〇〇四)「倒産企業の会計操作(二)——会計手続き選択の分析——」と同じである。したがって、須田・乙政・浅野(二〇〇四)と同様に、一〇一社の倒産企業とコントロール企業が本研究のサンプルとなる。

本号の分析に必要な経営者の業績予想データは、 Compustat を倒産直前期として、 Compustat から Compustat までの六期分を「日本経済新聞」から収集した。ただし、倒産企業の上場時期と決算月の変更などにより、全ての倒産企業について六期分の経営者予想データが得られたわけではない。また経営者による業績予想の開示は本来、任意開示であり、かつては公表しなかった企業もある(三)。その結果、倒産企業については四九〇社一年、コントロール企業については五二五社一年の業績予想データが収集された。最終的な分析には、倒産企業とコントロール企業がともに業績予想データを開示した四七三ペアが使用される。

(2) 事象の発生時系列

倒産企業の経営者による業績予想を分析するとき、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。われわれは、須田・乙政・浅野(二〇〇四)と同様に、会社更生法などの適用申請日を倒

産の時点($t+1$ 連)として捉え、その直近の決算短信で公表された(t 連)実績値と、その前の決算短信で公表された($t-1$ 連)に関する()予想値を比較する。第1図に、その関係を示した。

(3) 経営者予想誤差の測定

売上高(SAL)、経常利益(ECO)、純利益(EAR)、配当(DIV)の四項目に関する経営者予想について、それぞれの予想誤差を倒産企業とコントロール企業で比較する。予想誤差の定義は、次のとおりである。

$$\text{Forecast Error}_{i,t} = \frac{\text{Actual}_{i,t} - \text{Forecast}_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t-1}}$$

ただし、 $\text{Actual}_{i,t}$ = i 企業の t 期における前記4項目の実績値、

$\text{Forecast}_{i,t}$ = i 企業の t 期における前記4項目の予想値(通常 t 期首の10週間以内に

発表される決算短信で公表される)、

$\text{Asset}_{i,t}$ = i 企業の t 期末の総資産額。

われわれは右記の方法により、売上高予想誤差(SALFE)と経常利益予想誤差(ECOFE)、純利益予想誤差(EARFE)および配当予想誤差(DIVFE)の四つの予想誤差を算定する。なお配当については、一株当たり配当予想の平均値に発行済み株式総数を乗じ、配当総額の予想平均値を用いる。

三 倒産企業による業績予想の特性

(1) データをプールした調査

本研究では、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た。まず、倒産企業とコントロール企業の売上高予想誤差と経常利益予想誤差、純利益予想誤差および配当予想誤差の記述統計量を第1表に示す。

第1表 経営者による業績予想誤差の記述統計量

	変数	#obs.	平均	S. D.	最小値	25 th	中央値	75 th	最大値
倒産企業	SAL_FE	473	-0.0639	0.1517	-0.5892	-0.1121	-0.0525	-0.0080	2.2120
	ECO_FE	473	-0.0217	0.0404	-0.2409	-0.0295	-0.0092	-0.0007	0.3283
	EAR_FE	473	-0.0441	0.1110	-1.3698	-0.0489	-0.0097	-0.0005	0.2400
	DIV_FE	473	-0.0006	0.0018	-0.0125	0.0000	0.0000	0.0000	0.0096
コントロール企業	SAL_FE	473	-0.0233	0.1209	-0.4989	-0.0742	-0.0251	0.0202	0.8989
	ECO_FE	473	-0.0047	0.0224	-0.1910	-0.0102	-0.0019	0.0049	0.0567
	EAR_FE	473	-0.0085	0.0320	-0.4317	-0.0073	-0.0016	0.0014	0.0680
	DIV_FE	473	0.0000	0.0017	-0.0115	0.0000	0.0000	0.0000	0.0087

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

$$\text{Forecast Error}_{i,t} = (\text{Actual}_{i,t} - \text{Forecast}_{i,t}) / \text{Asset}_{i,t-1}$$

$\text{Actual}_{i,t}$ は i 企業の t 期における上記4項目の実績値であり、 $\text{Forecast}_{i,t}$ は i 企業の t 期における上記4項目の予想値、 $\text{Asset}_{i,t}$ は i 企業の t 期期末の総資産額である。

第1表を見ると、コントロール企業の配当予想以外は全て、予想誤差の平均値が負の値であることが分かる。そこでわれわれは、これら八つの平均値がゼロと有意に異なるか否かを判断するため、パラメトリック検定たる t 検定を行った。その結果、コントロール企業の配当予想以外は全て1%水準で有意な負の値であることが判明した。また第1表では中央値についても、配当以外の予想誤差が全て負の値になっている。われわれは、八つの中央値についてノンパラメトリックの二項検定を行った。その結果、コントロール企業の配当予想誤差以外は全て1%水準で有意な負の値であることが分かった。

これらの調査結果は、経営者の業績予想が倒産企業と非倒産企業にかかわらず、概して楽観的であるということを示唆している。これは、経営者による予想利益の誤差について大量のデータ(約二八、〇〇〇個)を用いて調査を行った太田(二〇〇二、図4)の結果と整合的である(3)。

次にわれわれは、倒産企業とコントロール企業の予想誤差について有意差を検証するため、対応のある t 検定(パラメトリック検定)とウィルコクソン符号順位和検定(ノンパラメトリック検定)を行った。第2表に、対応のある t 検定の結果を示した。

とウィルコクソン検定を行い、その結果、倒産企業がコントロール企業よりも楽観的な業績予想を公表している、ということをサポートする証拠を得たのである。

(2) 予想誤差の時系列変化

本研究では、第二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た。倒産企業の業績予想が

第2表 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較：
対応のある t 検定

変数	自由度	平均差	S. D.	t 値	p 値
SAL_FE	472	-0.0406	0.1696	-5.206	0.000
ECO_FE	472	-0.0170	0.0411	-8.964	0.000
EAR_FE	472	-0.0356	0.1142	-6.777	0.000
DIV_FE	472	-0.0007	0.0025	-5.793	0.000

注) 変数の定義は第1表を参照。平均差は倒産企業の値からコントロール企業の値を差引いたものである。

第3表 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較：
ウィルコクソン符号順位和検定

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

注) 変数の定義は第1表を参照。平均ランクは倒産企業の値からコントロール企業の値を差引いたものである。

第2表を見れば、全ての予想誤差について、倒産企業の予想誤差はコントロール企業よりも負の値が大きく、平均差はすべて1%水準で有意であることが分かる。第3表に、ウィルコクソン符号順位和検定の結果を要約した。第3表によれば、倒産企業とコントロール企業の予想誤差に有意差があり、倒産企業の予想誤差はコントロール企業よりも負の値が有意に大きい。ノンパラメトリック検定であるウィルコクソン検定の結果は、パラメトリック検定である t 検定の結果と整合している。

以上われわれは、倒産企業とコントロール企業の予想誤差について t 検定

楽観的になる時点を設定したいからである。

最初にわれわれは、売上高予想誤差と経常利益予想誤差、純利益予想誤差および配当予想誤差の平均値（中央値）の時系列変化を調べた。調査対象は、倒産直前の $T-6$ から $T-1$ までの六期間である。

第2図に、倒産企業とコントロール企業に分けて調査結果を示した。次頁の第2図によれば、倒産企業とコントロール企業における利益関連の予想誤差の乖離が、倒産期（ $T=0$ ）に近づくにつれて拡大している。これは、平均値と中央値のいずれについても観察された。

続いてわれわれは、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、統計的に検証した。すなわち、それぞれの期における平均値と中央値の差を、対応のある t 検定（パラメトリック検定）とウィルコクソン符号順位和検定（ノンパラメトリック検定）により検証したのである。その結果が第4表に示されている。

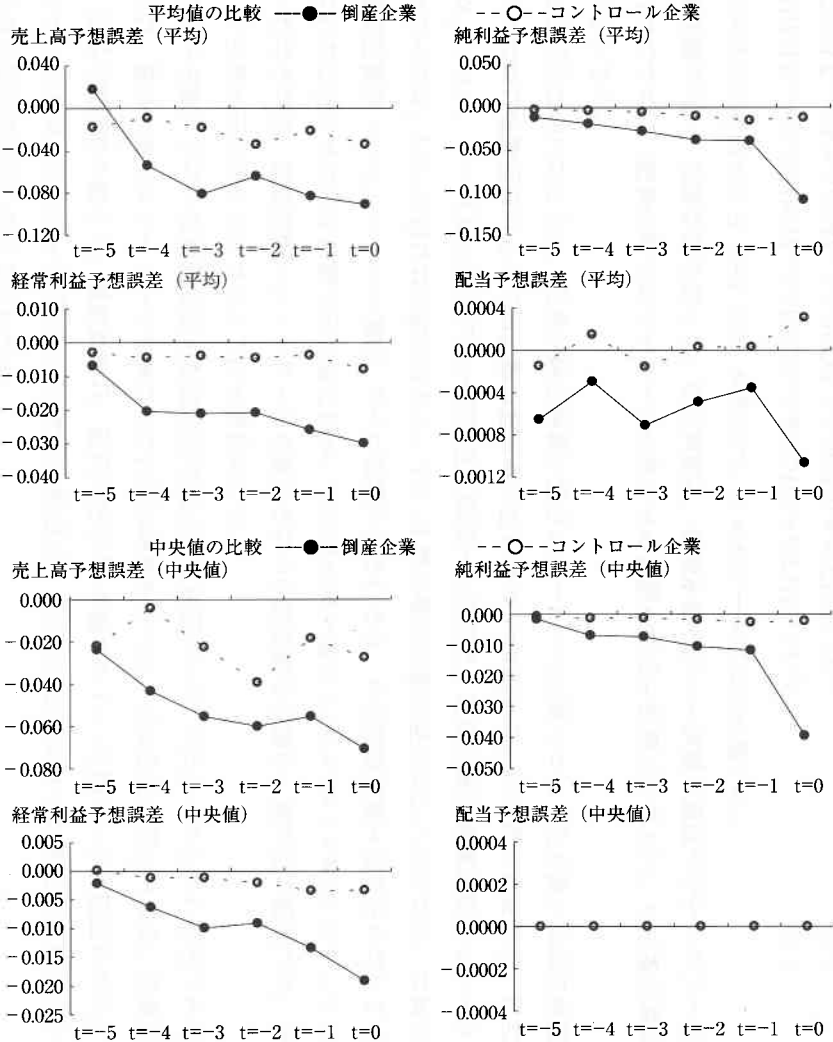
第4表によれば、 $T-1$ までは有意差がなく、 $T-1$ 以降から倒産期に近づくにつれて、有意差が観察される。つまり、 $T-4$ を始点にして倒産期へ接近するに従い、倒産企業の業績予想はコントロール企業よりも有意に楽観的になっている。特に倒産直前期である $T=0$ では、売上高と経常利益、純利益および配当の四項目全てについて、倒産企業の業績予想がコントロール企業よりも1%水準で有意に楽観的な数値になっている。

最後にわれわれは、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差と、その検定統計量 T 値を従属変数にして、回帰分析を行った。独立変数は、業績予想のダミー変数と期間を示すトレンド変数である。以下の固定効果モデル（1）（2）を設定し、パネルデータ分析を実施する。

$$AMEAN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DSAL_{i,t} + \alpha_2 DECO_{i,t} + \alpha_3 DEAR_{i,t} + \alpha_4 TIME_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$TSTAT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BSAL_{i,t} + \beta_2 DECO_{i,t} + \beta_3 DEAR_{i,t} + \beta_4 TIME_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

第2図 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



第4表 倒産企業とコントロール企業の予想誤差比較：時系列による検定

変数	対応のある t 検定						ウィルコクソン符号順位検定					
	$t=-5$	$t=-4$	$t=-3$	$t=-2$	$t=-1$	$t=0$	$t=-5$	$t=-4$	$t=-3$	$t=-2$	$t=-1$	$t=0$
SAL_FE	×	○	◎	○	◎	◎	×	○	◎	○	◎	◎
ECO_FE	×	◎	◎	◎	◎	◎	×	◎	◎	◎	◎	◎
EAR_FE	×	◎	◎	◎	◎	◎	×	◎	◎	◎	◎	◎
DIV_FE	×	△	○	△	×	◎	○	△	○	△	○	◎
ペア数	59	67	81	85	90	91	59	67	81	85	90	91

注) 変数の定義は第1表を参照。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

ただし、 $JMEAN_{a,t}$ ：業績予想 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差、

$TSTAT_{a,t}$ ：業績予想 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差の t 検定統計量、

$DSAL_v$ ：業績予想 v が SAL_FE なら 1、それ以外なら 0、

$DECO_v$ ：業績予想 v が ECO_FE なら 1、それ以外なら 0、

$DEAR_v$ ：業績予想 v が EAR_FE なら 1、それ以外なら 0、

$TIME_t$ ： $t = -5 \sim 0$ 期に応じて $-5 \sim 0$ の値を与える。

われわれの関心事は、トレンド変数 $TIME_t$ の係数 α_t と β_t にある。もしこの係数が有意な負の値であるならば、経営者の予想誤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となる。(1)と(2)式の推定結果が、第5表のパネルAとパネルBに示されている。

第5表によれば、 $TIME_t$ の係数 α_t と β_t はいずれも1%水準で有意である。したがって、倒産企業とコントロール企業による予想誤差の乖離は、倒産が近づくにつれて拡大し、かつ平均差の統計的有意性も高まっていると解釈される。われわれはさらに、経営者予想誤差の中央値の差とその検定統計量 z 値についても同様の回帰分析を行い、第5表と類似した結果を得た(ここでは紙幅の関係で、その結果を表示していない)。

以上を要するに、倒産企業の経営者による業績予想はコントロール企業

第5表 予想誤差平均差とt値を従属変数にした回帰分析

パネルA 従属変数：予想誤差平均差の変化

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

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	adj. R ²	# obs.
回帰係数	-0.020	-0.036	-0.016	-0.032	-0.008		
(t 値)	(-1.85)	(-2.96)**	(-1.28)	(-2.65)*	(-3.03)**	0.415	24

パネルB 従属変数：t 値

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

	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	adj. R ²	# obs.
回帰係数	-3.976	-0.363	-1.434	-0.717	-0.652		
(t 値)	(-7.66)**	(-0.61)	(-2.42)*	(-1.21)	(-5.31)**	0.571	24

注) 変数の定義は本文の(1)(2)式を参照。 **1%水準で有意 *5%水準で有意。

よりも楽観的であり、楽観的な度合いは、 \sim 11期以降、倒産期が近づくとつれて増大することが明らかになったのである。

四 倒産企業の会計操作と予想誤差

本節では、サンプルになった倒産企業を、攻撃的会計操作(aggressive accounting manipulation)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類し、各々のグループにおける業績予想誤差を比較する。須田・首藤(二〇〇一)によれば、経営者は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。とすれば、倒産企業の中でも攻撃的会計操作を行った企業の予想誤差は、その他の企業よりも小さいということが想定される。その適否を以下で確認しよう。

攻撃的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(二〇〇四)に従っている。すなわち、最初に「会計発生高の発生高＝非裁量的利益」と定義し、そして、「純利益(+)」(非裁量的利益(-))＝攻撃的会計操作企業」と識別する。つまり、操作前の利益は赤字であるにもかかわらず

ず、攻撃的会計操作を行った結果、報告利益が黒字に転じたと見なされる企業を、攻撃的会計操作企業と判断するのである。このような識別方法により、倒産企業四三五社一年のうち一一八社一年が攻撃的会計操作を行ったと判定された。

われわれは、攻撃的会計操作企業（二一八社一年）と非攻撃的会計操作企業（三一七社一年）における純利益予想誤差の平均値と中央値を、 $T=15$ まで、 $T=10$ までの各期について算定した。その結果をコントロール企業の数値と対照させて示したのが、次頁の第3図である。

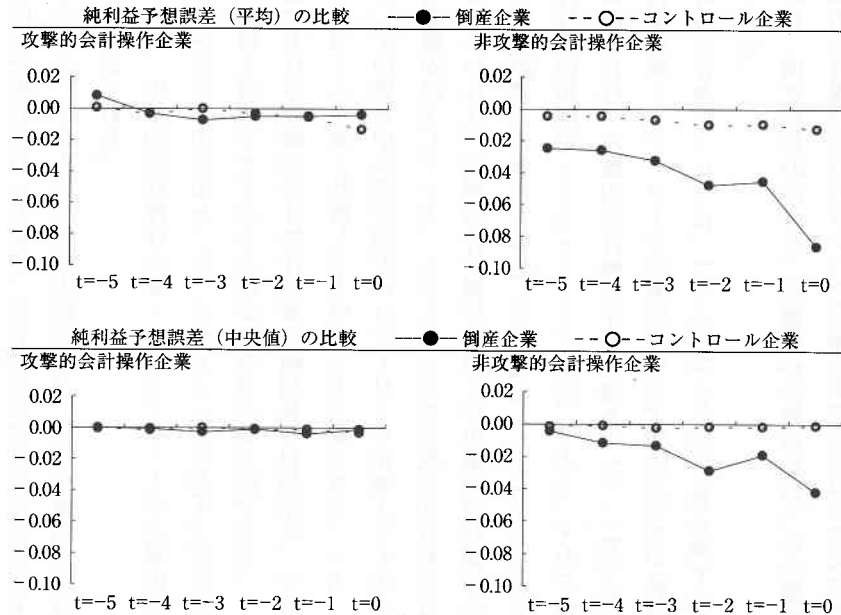
第3図における攻撃的会計操作企業の純利益予想誤差は、平均値と中央値の両方がゼロ付近に集中しており、コントロール企業と比較してもほとんど差異がない。一方、非攻撃的会計操作企業における予想誤差の負の値は、平均値と中央値の両方がコントロール企業よりも大きく、倒産期に近づくにつれてコントロール企業との乖離が拡大している。しかし、その差の統計的有意性は不明である。

そこでわれわれは、攻撃的会計操作企業と非攻撃的会計操作企業に分けて、倒産企業とコントロール企業における予想誤差の有意差を検証した。適用したのは、対応のある t 検定（パラメトリック検定）とウィルコクソン符号順位和検定（ノンパラメトリック検定）である。それぞれの結果が次頁の第6表に示されている。

第6表によれば、攻撃的会計操作企業の場合、 $T=15$ まで若干有意な差が見られるものの、それ以外は全て、倒産企業とコントロール企業における予想誤差の差が統計的に有意でない。これとは対照的に、非攻撃的会計操作企業については、 $T=10$ まで5%の有意水準であり、それ以外の期は全て1%水準で有意差が観察された。

すなわち、倒産企業の中でも、攻撃的会計操作を行った企業の経営者による業績予想誤差は極めて小さく、攻撃的会計操作を行わなかった企業の予想誤差は非常に大きい、ということである。この結果は、攻撃

第3図 攻撃的会計操作企業と非攻撃的会計操作企業による純利益予想誤差の比較



第6表 攻撃的会計操作企業と非攻撃的会計操作企業による予想誤差の有意差検定

変数	攻撃的会計操作企業						非攻撃的会計操作企業					
	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												
t検定	×	×	△	×	×	×	○	◎	○	◎	◎	◎
WC検定	×	×	○	×	×	×	△	◎	◎	◎	◎	◎
ペア数	22	18	26	25	16	11	35	45	48	52	66	71

注) 攻撃的会計操作企業とは、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、攻撃的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見なされる企業のことである。非攻撃的倒産企業とはそれ以外の倒産企業である。具体的な内容は、本文第4節を参照されたい。検定は全て両側検定。

◎ 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

の会計操作を行うことよって市場の期待を達成しようとした倒産企業があった、と解釈される。

経営者の公表する予想がアナリスト予想に大きく影響を与えているという証拠は、Hassell, Jennings and Lasser (1988) や Baginski and Hassell (1990) で示されており、日本企業についても太田 (二〇〇二) が、経営者予想公表直後に公表されるアナリスト予想の八〇%が経営者予想と同一であるという証拠を提示している。つまり経営者予想は、アナリスト予想すなわち市場の期待形成に多大な影響を与えていると考えられる。それゆえに、一部の倒産企業の経営者は、その期待を達成するために、攻撃的会計操作を行ったのであろう。

事実、Bartov, Givoly and Hahn (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、市場から過剰なベナルティーを受けること(大幅な株価下落)を明らかにした。また須田・首藤 (二〇〇二) によれば、日本企業の経営者は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、そのため会計発生高を裁量的に計上するという。これらの実証研究を勘案すれば、倒産企業の行う攻撃的会計操作は、企業の利害関係者を意識した防衛行動であると解釈できよう。

五 おわりに

本号の研究では、倒産企業の公表する業績予想の特性を、コントロール企業と比較することによって明らかにした。最初に全てのデータをプールして分析し、続いて時系列の比較をした。主な発見事項は、①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かなり楽観的である、②倒産企業は、①以降、倒産期に近づくにつれて、より楽観的な業績予想を公表する、ということである。

さらにわれわれは、倒産企業を攻撃的会計操作企業と非攻撃的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。その結果、攻撃的会計操作企業の業績予想には予想誤差がほとんど検出されず、それとは対照的に、非攻撃的会計操作企業の業績予想には非常に大きな予想誤差が観察された。これは、倒産企業の中で、市場の期待を達成するために攻撃的会計操作を行っている企業がある、ということを示唆している。その背景として、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、それが株主、債権者、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。

注

- (1) これらは、通常、一定の金額予想 (point forecast) であるが、配当については範囲の予想 (range forecast) が公表されることがある。詳しくは、後藤 (一九九七) を参照されたい。
- (2) 「日本経済新聞」は、一九七四年三月決算期に関する決算短信から、当期の決算数値と次期の予想値を掲載し始めた。ただし初期の年度においては、経営者の業績予想を公表しない企業も数多く見られた。
- (3) ただしこの解釈には注意が必要である。なぜならコントロール企業 (非倒産企業) は、倒産企業と同業種、同規模という基準で選択されているので、コントロール企業も倒産企業と同様の経済環境にあり、結果として財務的に困窮している可能性が高いからである。

引用文献

- 浅野信博・首藤昭信 (二〇〇四) 「倒産企業の会計操作 (二) — 裁量的発生高の分析 —」『会計』第一六五巻第五号、一三三—一三八頁。
- 太田浩司 (二〇〇二) 「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』第四〇巻第三号、八五—一〇九頁。
- 後藤雅敏 (一九九七) 『会計と予測情報』中央経済社。
- 須田一幸・乙政正太・浅野信博 (二〇〇四) 「倒産企業の会計操作 (二) — 会計手続き選択の分析 —」『会計』第一六五巻第四号、七四—八七頁。
- 須田一幸・首藤昭信 (二〇〇一) 「経営者の利益予測と裁量的会計行動」『産業経理』第六一巻第二号、四六—五六頁。

- 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* 65 (January) : 175-190.
- Barov, E., D. Givoly, and C. Hayn. 2002. The rewards to meeting or beating earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics* 33(June) : 173-204.
- Becker, B., S. Ferris, and M. Lawless. 1999. "Warm with sunny skies": Disclosure statement forecasts. *American Bankruptcy Law Journal* 73 : 809-835.
- Frost, C. 1997. Disclosure policy choices of UK firms receiving modified audit reports. *Journal of Accounting and Economics* 23(July) : 163-187.
- 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* 11 (Winter) : 303-319.
- Irani, A. 2000. Determinants of bias in management earnings forecasts. *Accounting Enquiries* 10(Fall) : 33-86.
- Koch, A. 2001. Financial distress and the credibility of management earnings forecasts. Working paper, Carnegie Mellon University, Pittsburgh, PA.
- Ohlson, J. 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18 (Spring) : 109-131.
- Ota, K. 2003. Does the stock market know the systematic bias in management earnings forecasts? : Empirical evidence from Japan. Working paper, Musashi University, downloadable from SSRN.
- 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* 7 (June/September) : 289-312.

(須田・早稲田大学教授)
(太田・武蔵大学専任講師)