

# 倒産企業の会計操作と証券市場\*

## *Market Reaction to Accounting Manipulation in Bankrupt Firms*

石川博行(大阪市立大学 教授)  
*Hiroyuki Ishikawa, Osaka City University*  
 音川和久(神戸大学 教授)  
*Kazuhisa Otagawa, Kobe University*

### 要 約

本論文は、2000年以降の倒産企業をサンプルとして、倒産企業による会計操作が株価と大株主の売買行動に与えた影響を実証分析した。分析の結果、第1に、倒産企業のうち会計操作の程度が高い企業の株価は、倒産日の約4～5年前は他の倒産企業より有意に高かったが、倒産日の約2年前に両企業の株価が有意に逆転するという証拠を得た。第2に、倒産企業の大株主は非倒産企業に比べて、倒産前に保有株式を積極的に売却するという証拠を得た。しかし、その傾向は、会計操作を行った倒産企業と会計操作を行わなかった倒産企業の間で有意に異ならなかった。

### Summary

This paper examines the influence of accounting manipulation in bankrupt firms from 2000 to 2010 on stock pricing and large stockholders' trades. Firstly, we find that the stock price of bankrupt firms with relatively large discretionary accruals is significantly higher than that of the other bankrupt firms 4 or 5 years before the bankruptcy, but the position of the stock prices is reversed two years before the bankruptcy. Secondly, we find that large stockholders of bankrupt firms sell off their shareholdings more actively before the bankruptcy, but that there is no significant difference in large stockholders' trading behaviors between aggressive bankrupt firms and non-aggressive firms.

## 1. はじめに

本論文は、2000年以降の倒産企業をサンプルとして、倒産企業による会計操作が証券市場に与えた影響を実証的に調査する。2000年以前の倒産企業サンプルを用いて同様の分析を実施した榎本・石川・音川(2004)および須田・榎本・石川・音川(2004)の結果と整合的な証拠が得られるかどうかを確認することが主たる目的である。

上記の先行研究では、浅野・首藤(2004)が提示した判別ベンチマークによって攻撃的に会計

操作を行った企業を識別し、その会計操作が株価、株式取引高、およびビッド・アスク・スプレッドに与えた影響を分析している。そして、会計操作企業の①決算発表日周辺の3変数の動向、ならびに②倒産日までの3変数の動向を調査し、次のような結論を得ている。①会計操作企業と他企業との間で決算発表に対する市場反応に有意な差がない。②倒産の約6ヶ月前から会計操作企業の株価が顕著に下落している。その一方で、倒産の約30日前から会計操作企業のビッド・アスク・スプレッドが拡大している。以上の結果を踏まえ、須田・榎本・石川・音川(2004), pp. 136-137は、証

\*本論文は、JSPS科研費23730437および23330146による助成を受けた研究成果の一部である。

券市場全体としては攻撃的な会計操作に誤導されていないが、一方で、攻撃的な会計操作によって投資家相互の情報格差が増大した可能性に言及している。

本論文でも、浅野・首藤（2004）の手法を基本的に踏襲した榎本・首藤（2013）の判別ベンチマークによって識別された会計操作企業を分析対象とするが、以下の点で先行研究と相違する。第1に、株価と大株主の売買行動の2つの変数に焦点を当てる。第2に、株価の分析では、②倒産日までの月次ベースの株価動向だけに焦点を当て、かつ上記の先行研究で考慮されていなかった業績をコントロールした分析を実施する。第3に、相対的に洗練された投資家グループとして、一定以上の株式を所有し、金融商品取引法の大量保有報告制度に基づく開示対象となる大株主の売買行動を分析する。

本論文の構成は、次のとおりである。2節と3節は株価の分析である。まず、2節では、倒産に至る過去7年間の株価動向を、倒産企業とそれに対応する非倒産企業（コントロール企業）の間で比較する。3節では、倒産企業を会計操作の程度が高い企業（積極的会計操作企業）とそうでない企業（消極的会計操作企業）に分類し、倒産企業の会計操作が株価形成にどのような影響を与えているのかを分析する。4節は大株主の売買行動の分析である。倒産企業とそれに対応する非倒産企業（コントロール企業）の間、および会計操作を行った倒産企業と会計操作を行わなかった倒産企業の間で、大株主の売買行動を比較する。最後に、5節では、会計操作が証券市場に与えた影響について、得られた実証結果に基づいて要約が行われる。

## 2. 倒産までの累積異常リターンの推移

### 2.1 リサーチ・デザイン

本節では、まず、将来の企業倒産というイベントが株価にどのように織り込まれているのかを確認する。具体的には、倒産企業のイベント日（会社更生法等申請日）の前月（月次-1）を最終月とする過去7年間（84ヶ月）の累積異常リターン（ $CR_{it}$ ）を（1）式に基づいて計測する。同様に、対応する非倒産企業（コントロール企業）の $CR_{it}$ も計算する。

$$CR_{it} = \sum_{j=-84}^t e_{ij} \quad (1)$$

$$e_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} - \frac{P_{mt} - P_{mt-1}}{P_{mt-1}}$$

$P_{it}$ ：銘柄  $i$  の月次  $t$  の株価（終値）。

$P_{mt}$ ：市場全体の月次  $t$  の株価指標（TOPIX）（終値）。

そして、倒産企業と非倒産企業の $CR_{it}$ を月別に比較する。平均値（中央値）の差の検定は、対応サンプルの  $t$  検定（Wilcoxon の符号付き順位検定）を適用する。

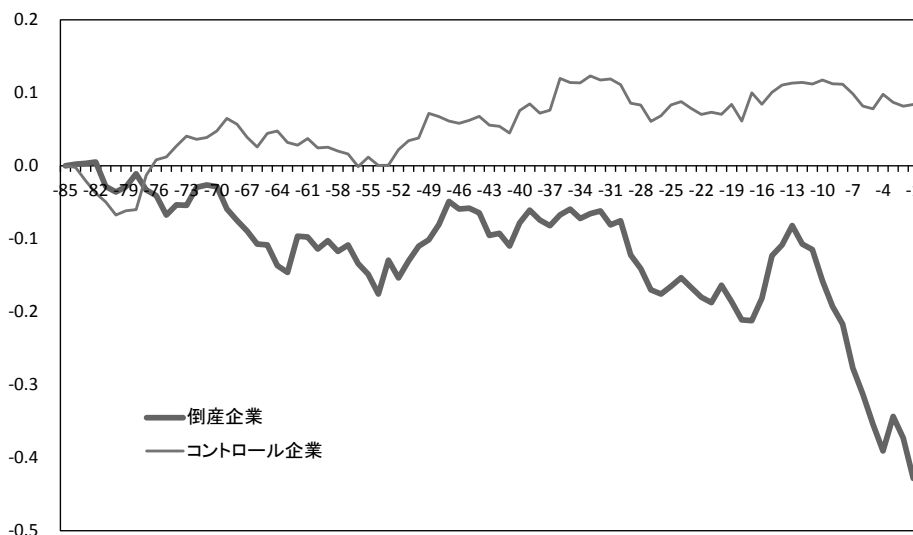
### 2.2 サンプル

本節では、榎本・首藤（2013）のサンプルのうち、月次-84～月次-1の $CR_{it}$ が計測可能な倒産企業86社と、対応する非倒産企業86社を分析対象とする。

### 2.3 分析結果

図1は、倒産日までの株価動向を追跡したものである<sup>1)</sup>。第1に、倒産企業のCRは、月次-81以降、マイナスの推移をたどっている。第2に、

図1 倒産までの累積異常リターンの推移（平均値）



注) サンプルは、倒産企業86社と対応するコントロール企業（非倒産企業）86社である。

月次-77以降、倒産企業のCRは非倒産企業のそれを常に下回っている。統計的には、月次-69～月次-52にかけて、少なくとも両側10%水準で両者のCRに有意な差が認められる。この有意差は、月次-51～月次-28にかけて消滅するが、月次-27以降、再び有意な差が検出される。とりわけ、倒産企業の月次-13以降の株価下落は視覚的にも顕著である。

約2年前～倒産日にかけての有意な差は、来るべき将来の企業倒産が有意差をもって株価に織り込まれる時期が、倒産日の約2年前からであることを示唆している<sup>2)</sup>。この織り込み時期は、1980年～2002年の倒産企業サンプルを用いて同様の分析を実施した須田・榎本・石川・音川(2004), p. 130, 第1図①の証拠とほぼ一致している。

## 2.4 ロバスト・チェック

図1の結果は、直感に反するものではないが、リサーチ・デザイン上、重大な欠陥がある。それは、倒産企業と非倒産企業の業績が考慮されてい

ない点である。そこで、(2) 式の回帰モデルを推定することによって、2.3の証拠のロバスト・チェックを行う。

$$CR_{it} = a_0 + a_1 \cdot UE_{it} + a_2 \cdot TIME + a_3 \cdot D1 \cdot TIME + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$CR_{it}$ ：企業*i*の決算期*t*に関する月次ベースの累積異常リターン。

$UE_{it}$ ：企業*i*の決算期*t*に関する期待外利益率  
 $= (t$ 期の純利益 -  $(t-1)$ 期の純利益)  
 $\div (t-1)$ 期末の総資産。連結データ(なければ単独データ)を使用。

$TIME$ ：倒産企業の倒産日前の最終決算期に6、その1期前の決算期に5、…、5期前の決算期に1が与えられるタイムトレンド変数<sup>3)</sup>。

$D1$ ：倒産企業ならば1、非倒産企業ならば0が与えられるダミー変数。

期待外利益率 (UE) の係数 ( $a_1$ ) の期待符号

はプラスである。TIMEは、倒産企業の株価形成の時系列が下降トレンドを有する点を考慮したタイムトレンド変数である。図1の証拠を所与とすれば、D1\*TIMEの係数 ( $a_3$ ) はマイナスに推定されることが期待される。

表1のPanel Aの(C)は、(2)式の推定結果である<sup>4)</sup>。第1に、期待どおり、 $a_1$ はプラス有意に推定されている。これは、期待外利益率が大きいほど株価変化率も大きいことを意味する。第2に、TIMEとD1\*TIMEの係数 ( $a_2, a_3$ ) がともにマイナス有意に推定されている。TIMEの結果は、

非倒産企業についても、業績をコントロールした上で、株価が追加的に下落トレンドであることを示している<sup>5)</sup>。また、D1\*TIMEの結果は、倒産企業の方が、株価の下落トレンドがさらに顕著であることを示している<sup>6)</sup>。

では、倒産企業の株価下落時期はどの時点であろうか。(2)式のTIMEを倒産前の決算期ごと(TIME2~TIME6)に分割した推定結果が、表1のPanel Aの(E)に提示されている<sup>7)</sup>。追加した独立変数のなかで、D1\*TIME5とD1\*TIME6の係数だけがマイナス有意に推定されていること

表1 回帰モデルの推定結果—倒産企業 vs. 非倒産企業—

Panel A: (2) 式の推定結果

独立変数	係数	(A)		(B)		(C)		(D)		(E)	
		推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
切片	$a_0$	-0.0300	-2.3903	0.0627	2.2218	0.0631	2.2382	0.0103	0.3809	0.0100	0.3691
UE	$a_1$	1.1075	6.5503	1.0958	6.6013	1.0666	6.4515	1.1099	6.6426	1.0675	6.4734
TIME	$a_2$			-0.0250	-3.4817	-0.0164	-2.1633				
D1*TIME	$a_3$					-0.0174	-2.7923				
TIME2	$a_{21}$							-0.0071	-0.3310	-0.0149	-0.5714
TIME3	$a_{22}$							0.0098	0.6906	0.0016	0.0956
TIME4	$a_{23}$							-0.0005	-0.0505	-0.0083	-0.7244
TIME5	$a_{24}$							-0.0284	-3.6417	-0.0121	-1.2357
TIME6	$a_{25}$							-0.0141	-2.0626	0.0002	0.0209
D1*TIME2	$a_{31}$									0.0160	0.4816
D1*TIME3	$a_{32}$									0.0162	0.7460
D1*TIME4	$a_{33}$									0.0159	1.0640
D1*TIME5	$a_{34}$									-0.0326	-2.9473
D1*TIME6	$a_{35}$									-0.0285	-2.8385
adj.R <sup>2</sup>		0.0584		0.0647		0.0689		0.0694		0.0777	

Panel B: Wald test

	$a_{21}+a_{31}$	$a_{22}+a_{32}$	$a_{23}+a_{33}$	$a_{24}+a_{34}$	$a_{25}+a_{35}$
value	0.0012	0.0178	0.0076	-0.0447	-0.0283
F値	0.0017	0.8435	0.3146	23.2941	9.6173
P値	0.9672	0.3586	0.5750	0.0000	0.0020

注1) Panel Aのt値は、White (1980) のHeteroskedasticity-Consistent Standard Errorsに基づくt値である。Panel Bのvalueは、Panel Aの(E)における係数の推定値の合計値(たとえば $a_{21}+a_{31}$ )を表す。F値とP値は、その合計値がゼロに等しいという仮説(たとえば $a_{31}+a_{31}=0$ )を帰無仮説とするWald testの結果である。

注2) サンプルは、1993年12月期~2010年9月期の310社の延べ1,568企業年である。そのうち、倒産企業は155社の延べ790企業年、非倒産企業は155社の延べ778企業年である。

注3) 従属変数は当該決算期の月次ベースの累積異常リターン(CR)であり、CRが±200%を超過する場合、その値にwinsorizeされている。[期待外利益率(UE)=(当期の純利益-前期の純利益)÷前期の総資産]であり(連結ベース、なければ単独データを使用)、UEが±100%を超過する場合、その値にwinsorizeされている。タイムトレンド変数(TIME)は、倒産企業のイベント日(会社更生法等申請日)の直前決算(最終決算)に6、その1期前の決算に5、…、5期前の決算に1があてられている。非倒産企業の[TIME=6]は、倒産企業の最終決算日から前後6ヶ月に終了する決算である。TIME6は、当該決算が最終決算ならば6、そうでなければ0が与えられている。同様に、TIME2は、当該決算が4期前の決算ならば2、そうでなければ0が与えられている。D1は、倒産企業ならば1、コントロール企業(非倒産企業)ならば0が与えられるダミー変数である。

がわかる。また、Panel BのWald testは、その最終決算期とその1期前の決算期についてだけ、倒産企業のタイムトレンド変数の係数がゼロであるという帰無仮説を高い水準で棄却している<sup>8)</sup>。これらの結果は、倒産企業の業績をコントロールしてもなお、「将来の企業倒産が有意差をもって株価に織り込まれる時期が、倒産日の約2年前である」という2.3の結論が妥当性を有することを証拠付けている。

### 3. 倒産企業の会計操作が株価形成に与える影響

#### 3.1 リサーチ・デザイン

倒産企業は、その業績悪化を見破られないように様々な手段を画策する。その有力な手段の1つは会計操作であろう。本節では、倒産企業の会計操作が株価形成にどのように影響を与えているのかを検証する。果たして、市場は、会計操作企業にペナルティーを与えているであろうか。推定した回帰モデルは、(2)式のD1をD2に替えた次の(3)式である<sup>9)</sup>。

$$CR_{it} = a_0 + a_1 \cdot UE_{it} + a_2 \cdot TIME + a_3 \cdot D2^*TIME + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

D2：積極的会計操作企業ならば1、消極的会計操作企業ならば0が与えられるダミー変数。

3.2で述べるように、本節の分析対象サンプルは倒産企業だけである。D2は、その倒産企業のうち、会計操作の程度が高い企業（積極的会計操作企業）に1、そうでない企業（消極的会計操作企業）に0が与えられるダミー変数である。2.4の結果を所与とすれば、タイムトレンド変数（TIME）の係数（ $a_2$ ）の期待符号はマイナスで

ある。そして、かりに市場が6期平均的に倒産企業の会計操作を見破っており、それに追加的なペナルティーを与えているならば、 $D2^*TIME$ の係数（ $a_3$ ）はマイナスに推定されるであろう。

#### 3.2 サンプル

本節では、2.4の分析に使用した倒産企業サンプル（155社の延べ790企業年）をベースとして、最終決算期～その5期前の決算期の過去6決算期のうち[当期利益 $\geq 0$ ]を満たす<sup>10)</sup>、1994年3月期～2010年3月期の倒産企業136社の延べ365企業年が分析対象となる。このうち、[裁量的発生高-当期利益]がプラスであり、かつその（前期末総資産によるデフレート後の）上位1/3に該当する決算年が6期中1期でも存在する倒産企業を「積極的会計操作企業」、それ以外の倒産企業を「消極的会計操作企業」と定義する。積極的会計操作企業は37社の延べ109企業年、消極的会計操作企業は99社の延べ256企業年である。

#### 3.3 分析結果

表2のPanel Aの(C)は、(3)式の推定結果である。 $a_2$ がマイナス有意に推定されている点は予想どおりであるが、 $a_3$ は非有意である。この結果は、少なくとも6期平均的には、業績をコントロールした場合、消極的会計操作企業と積極的会計操作企業のいずれも株価が下落トレンドである、両企業のトレンドに有意差がないことを示している<sup>11)</sup>。

最後に、倒産前の決算期ごとに、倒産企業の会計操作がどのように株価形成に影響を与えているのかを確認しよう。表2のPanel Aの(E)は、(3)式のTIMEを5分割（TIME2～TIME6）した結果である。注目すべきは、 $D2^*TIME2$ と $D2^*TIME3$ の係数がプラス有意に推定されている一方で、 $D2^*TIME5$ の係数が10%水準ではあるが

表2 回帰モデルの推定結果—積極的会計操作企業 vs. 消極的会計操作企業—

Panel A: (3) 式の推定結果

独立変数	係数	(A)		(B)		(C)		(D)		(E)	
		推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
切片	$a_0$	0.0451	1.5340	0.1995	3.2913	0.2034	3.3551	-0.0163	-0.3072	-0.0151	-0.2823
UE	$a_1$	0.5879	2.1331	0.6688	2.3166	0.6930	2.3942	0.7096	2.5434	0.6169	2.2109
TIME	$a_2$			-0.0467	-2.9387	-0.0537	-3.2300				
D2*TIME	$a_3$					0.0171	1.0019				
TIME2	$a_{21}$							0.0720	1.6544	0.0032	0.0764
TIME3	$a_{22}$							0.0810	2.5370	0.0248	0.7216
TIME4	$a_{23}$							0.0561	2.5690	0.0594	2.4039
TIME5	$a_{24}$							-0.0358	-2.5272	-0.0257	-1.5783
TIME6	$a_{25}$							-0.0232	-1.4306	-0.0142	-0.8509
D2*TIME2	$a_{31}$									0.3050	3.6703
D2*TIME3	$a_{32}$									0.1799	3.3102
D2*TIME4	$a_{33}$									-0.0076	-0.2023
D2*TIME5	$a_{34}$									-0.0285	-1.6505
D2*TIME6	$a_{35}$									-0.0236	-0.7623
adj.R <sup>2</sup>		0.0065		0.0238		0.0242		0.0849		0.1598	

Panel B: Wald test

value	$a_{21}+a_{31}$	$a_{22}+a_{32}$	$a_{23}+a_{33}$	$a_{24}+a_{34}$	$a_{25}+a_{35}$
F値	14.4656	17.4755	2.3343	10.8813	1.6896
P値	0.0002	0.0000	0.1274	0.0011	0.1945

注1) Panel Aのt値は、White (1980) のHeteroskedasticity-Consistent Standard Errorsに基づくt値である。Panel Bのvalueは、Panel Aの(E)における係数の推定値の合計値(たとえば $a_{21}+a_{31}$ )を表す。F値とP値は、その合計値がゼロに等しいという仮説(たとえば $a_{21}+a_{31}=0$ )を帰無仮説とするWald testの結果である。

注2) サンプルは、倒産企業のイベント日の直前決算を最終期とする過去6決算期のうち、[当期利益 $\geq 0$ ]かつCRが計算可能である、1994年3月期~2010年3月期の倒産企業136社の延べ365企業年である。[裁量的発生高-当期利益]がプラスであり、かつその上位1/3に該当する決算年が1年でも存在する倒産企業を「積極的会計操作企業」(それ以外の倒産企業は「消極的会計操作企業」)と定義する。積極的会計操作企業は37社の延べ109企業年、消極的会計操作企業は99社の延べ256企業年である。

注3) D2は、積極的会計操作企業ならば1、消極的会計操作企業ならば0が与えられるダミー変数である。他の変数の詳細については、表1を参照されたい。

マイナス有意に推定されている点である。Panel BのWald testもまた、積極的会計操作企業のタイムトレンド変数の係数が、最終決算期の4期前と3期前でプラス有意、1期前でマイナス有意であることを示している。マイナス有意になった時点は、表1と同じ2年前である。

上記の結果を総合的に解釈すると、会計操作によって達成された見せかけの好業績は、当初(倒産日の約4~5年前)、市場を誤導することに成功し、プラス・アルファの株価を享受したが、倒産日の約2年前に、将来の企業倒産、ならびに当該企業の会計操作の程度を認知した投資家によっ

て、積極的会計操作企業は相対的に大きなペナルティーが課せられたと結論付けることができる。「会計操作が倒産企業の株価下落に拍車を掛けた」点は須田・榎本・石川・音川(2004), p.131の結論と同じであるが、倒産日の4年以上前の時点では市場を誤導させることに成功していた可能性がある、また、倒産企業の会計操作を認知した時点が、倒産日の約2年前、すなわち将来の企業倒産を認知した時点と一致する、という証拠は新たな発見事項である<sup>12)</sup>。

## 4. 倒産企業における大株主の売買行動

### 4.1 背景情報

金融商品取引法に基づく大量保有報告制度は、株券等の大量の取得・保有・処分に関する情報を一般の投資家に対して迅速に開示するための制度である<sup>13)</sup>。大量保有報告書の提出には、一般報告と、機関投資家等に対して一定の要件のもとで認められる特例報告の2つの形態がある。

一般報告では、上場会社などが発行する株券等の保有者で、その保有割合が5%を超えた場合には、その日から5営業日以内に、提出者に関する事項・保有目的・保有株券等の内訳およびその合計・最近の取引状況・重要な契約・取得資金などを記載した大量保有報告書を提出しなければならない。また、大量保有報告書を提出すべき者は、大量保有者となった日の後に、保有割合が1%以上増減した場合、または大量保有報告書に記載すべきその他の重要事項に変更が生じた場合、その日から5営業日以内に、その変更内容を記載した変更報告書を提出しなければならない<sup>14)</sup>。

一方、証券会社・銀行・信託会社・保険会社などの機関投資家については、日常の業務として株券等の売買を繰り返し行っており、そのつど詳細な情報開示を求めた場合には、事務負担が過大になる。そのため、大量保有報告書・変更報告書の提出頻度や期限について特例が認められている。特例報告の対象となるのは、報告の基準日について届出をした機関投資家などで、その保有割合が5%超10%以下のケースである。基準日は、毎月2回以上設けられる日の組合せの中から、①第2月曜日と第4月曜日の組合せ、または②毎月の15日と月末日の組合せのいずれかを選択することができる。このような基準日ベースで新たに5%超の株券等を保有することになった場合には大量保有報告書、以後基準日ベースで保有割合が1%以

上増減した場合には変更報告書の提出義務がそれぞれ生じる。こうした提出義務が発生すると、その基準日から5営業日以内に報告書を提出しなければならない。

大量保有報告制度のもとで大量保有報告書または変更報告書を提出しなければならない投資家は、一定水準の株式を保有し、相当程度の金額を投資している。このことから、当該企業の業績動向に強い関心を持ち、積極的なモニタリングを果たすことが期待される。また、他の投資家グループに比べて、企業内部の情報に精通している、あるいはアクセスしやすい立場にあるので、相対的に情報優位にあると考えられる。したがって、企業倒産という事態に対して、こうした投資家グループがどのように行動しているのかを実証的に調査することは非常に興味深い<sup>15)</sup>。

### 4.2 リサーチ・デザイン

本節の分析で使用される大量保有報告書および変更報告書に関するデータは、IRジャパン社の「大量保有報告書検索システム」から入手した。このデータベースの検索を通じて、2001年7月から2010年12月までの期間に提出された大量保有報告書および変更報告書の報告義務発生日・提出日・発行企業名とその証券コード・提出者名・保有株数・保有割合・保有割合変動幅といった項目を入手した。

株式の売買に伴う大量保有報告書または変更報告書の報告義務発生日は日次ベースで特定することができる。しかし、その発生頻度が低いこと、および特例報告が認められていることを考慮すれば、日次ベースの分析は必ずしも適当ではない。本節では、倒産企業のイベント日（会社更生法等申請日）の前月（月次-1）を最終月とする過去2年（24ヶ月）間を分析対象期間として選択する。本節では、使用するデータベースの制約から、イ

イベント日から遠い期間にまで遡ることはできない。前節の株価の分析において、証券市場は企業倒産の約2年前に、将来の企業倒産や倒産企業による会計操作を認知していることが明らかにされているので、本節の分析対象期間は、少なくともその期間の大株主の売買行動を明らかにすることができるように選択された。さらに、一定の発生頻度を確保するために、分析対象期間(24ヶ月間)を3ヶ月(四半期)×8の部分期間に分割した。以下では、イベント日直前の月次-1から-3までの3ヶ月間を四半期-1、月次-22から-24までの3ヶ月間を四半期-8などと表記する。

次に、大株主の売買行動を把握するために、大量保有報告書または保有割合変動幅がプラスである変更報告書が提出された件数を四半期別にカウントし、それを買い件数( $BUY_{iq}$ )として定義する。一方、保有割合変動幅がマイナスである変更報告書が提出された件数を売り件数( $SELL_{iq}$ )として定義する。そして、企業*i*の四半期 $q$  ( $q = -8, \dots, -1$ )のオーダー・インバランス( $OIB_{iq}$ )変数を、(4)式のように定義する。

$$OIB_{iq} = \frac{\sum_{t=-8}^q BUY_{it} - \sum_{t=-8}^q SELL_{it}}{\sum_{t=-8}^{-1} BUY_{it} + \sum_{t=-8}^{-1} SELL_{it}} \quad (4)$$

オーダー・インバランス変数の分子は、月次-24から当四半期末までの買い件数(累計)から同じ期間の売り件数(累計)を引き算したものである。したがって、プラスの値は、当該期間において取引を行った大株主の多くが株式を買い増したことを意味し、マイナスの値は、大株主の多くが株式を売却したことを意味する。なお、大株主の売買行動の頻度は企業間で異なるから、その影響をコ

ントロールするために、8四半期という分析対象期間全体において大量保有報告書または変更報告書が提出された合計件数でデフレートしている<sup>16)</sup>。

### 4.3 サンプル

本節では、榎本・首藤(2013)のサンプルのうち、イベント日が2003年7月から2010年12月までの期間に企業倒産という事態が発生するとともに、倒産企業と非倒産企業の両方において、少なくとも1件の大量保有報告書または変更報告書が分析対象期間に提出されたケースを抽出した<sup>17)</sup>。その結果、本節のサンプルは、倒産企業63社と、それに対応する非倒産企業63社から構成されることになった。倒産企業のうち51社は会計操作を行った企業であり、12社は会計操作を行わなかった企業である<sup>18)</sup>。

### 4.4 倒産企業と非倒産企業の比較

表3は、倒産に至る2年間を8つの四半期に分割した上で、倒産企業と非倒産企業についてOIBの記述統計量をそれぞれ報告している<sup>19)</sup>。倒産企業のOIBの平均値は四半期-8から、中央値は四半期-5から倒産に至るまで首尾一貫してマイナスである。それに対して、非倒産企業のOIBの平均値はすべての四半期においてマイナスであるが、中央値はゼロである。倒産企業のOIBは非倒産企業に比べて、倒産に至る4四半期前または3四半期前から有意に小さい。こうした結果は、倒産企業の大株主が非倒産企業の大株主に比べて、保有株式を積極的に売却する傾向があることを示唆している。

### 4.5 会計操作企業と非会計操作企業の比較

表4は、会計操作を行った倒産企業と会計操作を行わなかった倒産企業についてOIBの記述統計量をそれぞれ報告している<sup>20)</sup>。会計操作企業お



表3 大株主の売買行動

四半期	(A) 倒産企業			(B) 非倒産企業			(A) - (B)	
	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値
-8	-0.0430	0.0000	0.2033	-0.0235	0.0000	0.1867	-0.0195	0.0000
-7	-0.0781	0.0000	0.2727	-0.0781	0.0000	0.2583	0.0000	0.0000
-6	-0.1088	0.0000	0.3372	-0.0588	0.0000	0.3270	-0.0500	0.0000
-5	-0.1493	-0.0769	0.3735	-0.0630	0.0000	0.4033	-0.0863	0.0000
-4	-0.1767	-0.1250	0.4207	-0.0301	0.0000	0.4473	-0.1466	*
-3	-0.2351	-0.1304	0.4270	-0.0412	0.0000	0.4646	-0.1939	**
-2	-0.2836	-0.1739	0.4396	-0.0172	0.0000	0.5104	-0.2664	***
-1	-0.2915	-0.2000	0.4678	-0.0072	0.0000	0.5600	-0.2842	***

注) サンプルは、倒産企業63社と、それに対応する非倒産企業（コントロール企業）63社である。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で、それぞれ統計的にゼロと有意に異なることを示す（両側検定）。

表4 倒産企業の会計操作と大株主の売買行動

四半期	(A) 会計操作企業			(B) 非会計操作企業			(A) - (B)	
	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値	標準偏差	平均値	中央値
-8	-0.0499	0.0000	0.2235	-0.0138	0.0000	0.0692	-0.0361	0.0000
-7	-0.0885	0.0000	0.2987	-0.0341	0.0000	0.1052	-0.0544	0.0000
-6	-0.1330	-0.0588	0.3623	-0.0059	0.0000	0.1737	-0.1271	-0.0588
-5	-0.1777	-0.1071	0.3925	-0.0286	0.0000	0.2581	-0.1491	-0.1071
-4	-0.1788	-0.1304	0.4352	-0.1679	-0.0435	0.3696	-0.0109	-0.0870
-3	-0.2283	-0.1304	0.4385	-0.2642	-0.1304	0.3905	0.0359	0.0000
-2	-0.2795	-0.1739	0.4597	-0.3010	-0.1314	0.3583	0.0216	-0.0425
-1	-0.2938	-0.2000	0.4924	-0.2815	-0.0672	0.3622	-0.0123	-0.1328

注) サンプルは、会計操作を行った倒産企業51社と、会計操作を行わなかった倒産企業12社である。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で、それぞれ統計的にゼロと有意に異なることを示す（両側検定）。

よび非会計操作企業のOIBの平均値はともに、四半期-8から倒産に至るまで首尾一貫してマイナスである。OIBの中央値は、会計操作企業が倒産に至る6四半期前から、非会計操作企業が倒産に至る4四半期前からマイナスである。会計操作企業のOIBは非会計操作企業に比べて相対的に早い段階からマイナスになる傾向があるが、その差異はいずれの四半期も統計的に有意ではなかった。

## 5. 発見事項の要約

本論文では、株価と大株主の売買行動の時系列推移を調査することによって、倒産企業による会計操作が証券市場に与えた影響を実証分析した。

株価の分析からは、第1に、倒産企業の業績を

コントロールした場合でも、将来の企業倒産が有意差をもって株価に織り込まれる時期が、倒産日の約2年前であるという証拠を得た。この株価への織り込み時期は、須田・榎本・石川・音川（2004）の証拠と一致する。

第2に、倒産企業のうち会計操作の程度が高い企業の株価は、倒産日の約4～5年前の時点では他企業より有意に高かったが、倒産日の約2年前の時点で両企業の株価が有意に逆転するという証拠を得た。リサーチ・デザインとサンプルが異なるものの、証券市場が会計操作に誤導されていた可能性があるという証拠は、須田・榎本・石川・音川（2004）では得られていない新たな証拠である。また、将来の企業倒産を認知した時点と、当該企業の会計操作の程度を認知した時点が、倒産日の約2年前で一致するという証拠も新たな発

見事項である。

大株主の売買行動の分析からは、第1に、倒産企業の大株主が非倒産企業に比べて、倒産前に保有株式を積極的に売却するという証拠を得た。第2に、倒産企業のうち会計操作を行った企業の大株主は、会計操作を行わなかった企業の大株主に比べて相対的に早い段階から保有株式を売却する傾向が見られたが、その差異は統計的に有意ではなかった。

《注》

- 1) 図1は、 $CR_{it}$ の平均値の結果である。中央値の結果も基本的に同様である。
- 2) 業績等がコントロールされていない本節のリサーチ・デザインでは、6年前～4年前の有意な差の原因は特定できない。
- 3) たとえば、倒産日が2010年12月28日のシルバー精工のケースでは、倒産前の最終決算期である2010年3月期に6、その1期前の2009年3月期に5、…、5期前の2005年3月期に1が与えられ、倒産前の計6決算期が分析対象となる。非倒産企業の[TIME=6]は、倒産企業の最終決算日から前後6ヶ月に終了する決算であり、倒産企業と同様に計6決算期が分析対象となる。なお、たとえば、2010年3月期のサンプルについては、2010年3月期の $UE_{it}$ (= (2010年3月期の純利益-2009年3月期の純利益)÷2009年3月期末の総資産)が、2009年4月～2010年3月の月次リターンを用いて計測された $CR_{it}$ (1式参照)と対応付けられる。 $CR_{it}$ ( $UE_{it}$ )は、±200%(±100%)を上下限にwinsorizeされている。
- 4) サンプルは、 $CR_{it}$ が計測可能な1993年12月期～2010年9月期の310社の延べ1,568企業年である。このうち、倒産企業は155社の延べ790企業年、非倒産企業は155社の延べ778企業年である。
- 5) これは、サンプル抽出期間(1993年～2010年)の影響によるものと思われる。
- 6) 倒産企業のタイムトレンド変数の係数については、帰無仮説[ $a_2 + a_3 = 0$ ]が統計的に高い水準で棄却される(Wald test, F値=17.8728, P値=0.0000)。
- 7) たとえば、TIME6は、倒産企業の倒産日前の最終決算期に該当するならば6、そうでなければ0が与えられている(TIME5～TIME2も同様)。対応する非倒産企業についても、同様の変数が設定されている。
- 8) なお、D1やD1\*UEを独立変数に加えた場合も追加的に検証しているが、結論は基本的に同じである(以下同様)。
- 9) D2以外の変数の定義は、(2)式を参照されたい。
- 10) 会計操作企業は定義上、利益がプラスの企業だけとなる(榎

- 本・首藤(2013)参照)。したがって、本節では、[当期利益<0]の倒産企業は分析対象外であることに注意されたい。
- 11) 積極的会計操作企業のタイムトレンド変数の係数については、両側10%水準ではあるが、帰無仮説[ $a_2 + a_3 = 0$ ]が棄却される(Wald test, F値=3.3229, P値=0.0691)。
  - 12) 須田・榎本・石川・音川(2004)は、会計操作の認知時点が「倒産の約半年前」であるという証拠を提示している。ただし、当該分析は、倒産企業の業績がコントロールされていない点に注意が必要である。
  - 13) 詳細は、池田・大来・町田(2007)などを参照されたい。
  - 14) さらに、大量保有報告書または変更報告書を提出した者は、こうした書類の記載内容が事実と相違する場合、または記載すべき重要な事項や誤解を生じさせないために必要である重要な事実の記載が不十分であると認める場合、すみやかに訂正報告書を提出しなければならない。
  - 15) 米国の証券取引所法は、役員、取締役、10%超の株式を保有する者をインサイダーとして定義し、それらの投資家が行う株式売買に対して一定の制限を課している。その1つが情報開示であり、すべてのインサイダーは、内部情報にアクセスできる立場にある企業の株式を売買した場合、その事実を規制当局に対して適時報告しなければならない。インサイダーが提出した報告書に基づいて、その売買行動を分析した実証研究としては、さしあたりSeyhun(1998)などを参照されたい。
  - 16) 提出された報告書の合計件数でデフレートしなかった場合の分析結果も基本的に同様である。
  - 17) 倒産企業と非倒産企業のそれぞれにおいて、少なくとも1件の報告書が分析対象期間に提出された時は、当該企業をサンプルとして抽出した場合の分析結果も基本的に同様である。
  - 18) 同一投資家・同一銘柄・同一報告義務発生日の訂正報告書が提出されている大量保有報告書または変更報告書を分析対象から取り除いた場合の分析結果も基本的に同様である。
  - 19) 平均値(中央値)の差の検定は、対応サンプルのt検定(Wilcoxonの符号付き順位検定)に基づいている。
  - 20) 平均値(中央値)の差の検定は、t検定(Wilcoxon検定)に基づいている。

《参考文献》

- 浅野信博・首藤昭信, 2004.「倒産企業の会計操作(二)―裁量的発生高の分析―」『会計』第165巻第5号, 123-138.
- 榎本正博・石川博行・音川和久, 2004.「倒産企業の会計操作(五)―証券市場に与えた影響―」『会計』第166巻第2号, 116-130.
- 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』第13号, 33-48.
- 池田唯一・大来志郎・町田行人(編著), 2007.「新しい公開買付制度と大量保有報告制度」商事法務.
- 音川和久, 2011.「会計上の損失と投資家行動」『国民経済雑誌』

第204巻第1号, 57-73.

Seyhun, H. N. 1998. *Investment intelligence from insider trading*. The MIT Press.

須田一幸・榎本正博・石川博行・音川和久, 2004. 「倒産企業の会計操作（六・完）—証券市場に与えた影響—」『会計』第

166巻第3号, 129-139.

White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4): 817-838.