

税効果会計と利益操作*

— 倒産企業における実証分析 —

一ノ宮士郎[†]

(日本政策投資銀行設備投資研究所)

* 本稿の作成に当っては、早稲田大学 須田一幸教授、京都大学 徳賀芳弘教授から有益な助言を頂戴した。また設備投資研究所での報告会において、青山学院大学 八田進二教授をはじめ参加者の方々から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。もちろんあり得べき誤りは全て筆者の責任である。

[†] E-mail: srichin@dbi.go.jp

Accounting for Income Taxes and Earnings Management:

An Empirical Analysis of Bankrupt Firms

Economics Today, Vol.25, No.6, March, 2005

Shiro ICHINOMIYA

Research Institute of Capital Formation

Development Bank of Japan

要 旨

我が国の会計制度の一大改革である「会計ビッグバン」で導入された新会計基準には、経営者による見積りの拡大等の問題が存在するため、従来にもまして裁量的な会計行動が誘発される可能性があることが示唆されてきた。税効果会計に関しては、特に繰延税金資産の回収可能性判断を巡り利益操作の問題が指摘され、例えば、銀行が自己資本比率の嵩上げのために、税効果会計を裁量的に利用したことも実証されている。

本稿は、業績悪化企業の典型である倒産企業を対象に、税効果会計と利益操作の関係を実証的に解明するものである。「倒産企業は税効果会計を利益操作に利用した可能性が高い」という利益操作仮説を設定したところ、利益操作仮説を支持する結論が得られた。

税効果会計により期間損益の適正化が図られ、透明性の高い、実態を反映した会計情報が本来開示されるはずであった。しかし、相次ぐ銀行の経営破綻を契機に、繰延税金資産の計上については、社会的に大きな批判が加えられた。繰延税金資産がたとえ巨額な金額になったとしても、回収可能性の確実性が高い限り、理論上問題はないはずであるが、税効果会計の理論と実務には乖離が生じてしまっている。本稿で示したように、利益操作に税効果会計を利用している好ましからざる会計実務が存在している事実も、この乖離の一例というべきであろう。

キーワード： 税効果会計、利益操作、倒産

目 次

はじめに	1
第 1 章 利益操作における税効果会計.....	2
I 利益操作とは	
II 税効果会計実務の現状	
1 税効果会計の概要	
2 税効果会計の適用状況	
3 税効果会計実務の問題点	
4 倒産企業と税効果会計	
第 2 章 税効果会計と利益操作に関する先行研究	13
I 米国及び英国の先行研究	
1 Amir et al. [1997]	
2 Visvanathan [1998]	
3 Amir [1999]	
4 Burgstahler et al. [2002]	
5 Holland et al. [2002]	
II 我が国の先行研究	
1 銀行業における税効果会計	
2 一般事業会社における税効果会計	
III 先行研究の総括	
第 3 章 倒産企業における税効果会計.....	24
I 調査対象企業の概観	
II 倒産直前期と倒産 2 期前における税効果会計適用状況	

第4章	倒産企業における税効果会計の実証分析	34
I	倒産企業と非倒産企業の比較	
1	サンプル選択と変数の定義	
2	実証分析	
II	新旧倒産企業の比較	
1	サンプル選択と変数の定義	
2	新旧倒産企業の比較分析	
第5章	まとめ	71
参考文献		73
付表		78

はじめに

減損会計・企業結合会計基準の公表により、1996年に始まった会計制度の一大改革である「会計ビッグバン」は終了に近づいている。内容的には、ほぼ国際的水準に近い会計基準を導入することになった。ところで、一ノ宮〔2003〕は、「会計ビッグバンで導入された新しい会計基準は、従来に比べて確かに経営者による会計処理の選択の余地を減少させるものであり、我が国の会計は不透明であると海外で指摘されてきた問題は、概ね解消されることになるものの、新たな会計基準自体に経営者の裁量が内包されており、英米で問題視された事象が別途出現してくる恐れがある」と指摘した。

本稿で取り上げた税効果会計に関しては、多くの先行研究が自己資本比率を嵩上げし、BIS 基準をクリアするために、銀行が税効果会計を裁量的に適用している点を指摘している。例えば、過大な繰延税金資産を計上した銀行が、監査法人により繰延税金資産の回収可能性を厳格に査定された結果、債務超過に陥り、経営破綻を来した事例も生じている。利益操作の典型的な例であるが、新会計基準の導入によるマイナス面といえよう。このように新会計基準は、利益操作の分野に新たな問題を投げかけているのである。

ところで、我が国では、銀行業における税効果会計実務の実証研究がなされている反面、一般事業会社における税効果会計の適用実態に関する実証的な研究は乏しく、単に感覚的にそのリスク等が論じられているに過ぎない。本稿は、税効果会計と利益操作の関係を実証的に解明することを目的とするものである。利益操作の実証分析は、サンプルの特定が困難であるという問題があるが、本稿は業績悪化企業の極端なケースである倒産企業に分析の焦点を当て、税効果会計と利益操作の関係を考察することにした。銀行のケースで明らかのように、税効果会計による財務状況の改善効果が認められ、倒産の危険が迫りつつある企業にとってみれば、利益操作の手法として税効果会計を利用することは当然予想されることだからである。

本稿の構成は、次の通りである。第1章では、利益操作における税効果会計の位置付けと問題点を考察した。第2章では、税効果会計の先進国である英米の実証研究を中心に概観し、会計政策や利益操作との関係に関する研究成果を整理した。そして第3章では、我が国における倒産企業をケースに、税効果会計実務の状況を検討した。第4章は、倒産企業と非倒産企業の対比や、税効果会計基準適用前後における新旧倒産企業の対比を通じて、倒産企業において税効果会計が利益操作に利用されたか否かを統計的に検証した。最後の第5章では、全章で明らかになった事項を整理すると同時に、税効果会計実務を巡る問題点に触れることにした。

第1章 利益操作における税効果会計

I 利益操作とは

利益操作に関しては、様々な定義があるが、一般的に違法ではないものの、不健全な会計処理を総称していると考えられる¹。本稿では、「基準・法令の範囲内において、利益を過大ないし過小に計上する決算操作」と定義しておく（一ノ宮 [2004b] 53 頁）。不正な財務報告とは²、不適正性・違法性という点で区別される会計処理である。会計実務では、両者の境界が微妙であり、明確に判別がつかかねるケースがあるものの、理論的には全く別概念である。また、利益操作という概念は、米国の **Earnings Management**、英国の **Creative Accounting** に相当するものである³。財務報告に経営者の希望を反映させるマーケティングのツールとみることができ、要件としては、①特定の動機・目的の存在、②形式的な基準への準拠性・適法性、③意図的・作為的な会計処理や実体変更・偽装行為の存在という3点に整理できると考えられる⁴。

一方、類似した概念として、会計政策という用語もある。会計政策とは、「経営者が一定の目的を達成するために、会計数値を戦略的・政策的に制御すること」と定義されている⁵。具体的に述べるならば、「財務諸表を作成するための一般に認められた会計処理の原則・手続き及び表示方法のなかから、一定の目的を達成するために最適なものを選択し、もしくはそれを変更することによって、アウトプットたる会計数値を意図的にコントロールすることである」とされる⁶。

本稿では、利益操作を達成するための一つ的手段として、会計政策を位置付けることとし、利益操作と会計政策は別個のものと考えている⁷。なぜなら、利益操作の目的は、当期利益等の財務数値を単に操作することにあるのではなく、財務数値のコントロールを通じて「株価の維持向上」、「政府の保護策の取得」等財務数値の背後に潜んでいる経営者の真の意図を達成することにあるからである。従って、会計政策の結果として、利益等が意図した水準に達したとしても、それは手段の実行結果でしかない。例えば操作された利益数値により、経営者が達成せんと欲した結果・成果・意図を考察しなければ、利益操作の真実の姿を捉えることはできないのである。

¹ 利益操作は、決算操作、決算調整、会計操作等ともいわれるが、実態は同じであると考ええる。

² 不正な財務報告は、虚偽表示、粉飾決算ともいわれる。但し、粉飾決算はあくまで俗称に過ぎず、本稿では不正な財務報告を使用する。一ノ宮 [2003] 6-9 頁参照。

³ Earnings Management に関しては、利益調整、利益管理、利益操作等の様々な邦訳があるが、内容は攻撃的なものから保守的なものまで非常に幅広い概念である。このため、争いがあるものの、本稿では実態判断から利益操作と理解している。但し、利益操作であると理解したとしても、必ずしも不正を意味するものではない。

⁴ 一ノ宮 [2004b] 55 頁。

⁵ 伊藤 [2003] 190 頁。

⁶ 同上書、662 頁。

⁷ 利益操作の詳細については、一ノ宮 [2003] 参照。

利益操作の手段たる会計政策の種類を大別すれば、内容に応じて2種類に分けられる⁸。一つは、現実の事業活動を変えずに、アウトプットたる会計数値そのものを操作する「技術的会計政策」である。もう一つは、アウトプットたる会計数値を直接操作するのではなく、その前提となる事業活動のベクトルを制御し、間接的に会計数値をコントロールする「実質的会計政策」である。

英米の先行研究に基づき、会計政策の手法の特色を具体的に抽出すれば、以下の10種類の類型に区分できよう⁹。

- | | |
|--------------|--------------|
| ①会計方針の選択の濫用 | ⑥重要性の原則の濫用 |
| ②見積・判断・予測の濫用 | ⑦子会社・関連会社の濫用 |
| ③意図的な取引の濫用 | ⑧Big Bath 会計 |
| ④正常な取引の裁量的利用 | ⑨会計方針の変更 |
| ⑤利益の平準化 | ⑩複雑な取引の濫用 |

前述した技術的会計政策と実質的会計政策と具体的手法の対応関係は、下表のように整理することができる。

【表1】会計政策の種類と手法

代表的な手法	実質的会計政策	技術的会計政策
会計方針の選択の濫用	—	○
見積り・判断・予測の濫用	—	○
意図的な取引の濫用	○	—
正常な取引の裁量的利用	○	—
利益の平準化	○	○
重要性の原則の濫用	—	○
子会社・関連会社の濫用	○	○
Big Bath	○	○
会計方針の変更	—	○
複雑な取引の濫用	○	○

(出所) 一ノ宮 [2003] 29 頁より修正して引用。

さらに利益操作は、操作される利益金額の視点から、一般に利益を実態よりも多く計上することを目的とする利益捻出型と逆に実態よりも利益を抑制して計上する利益圧縮型の2タイプに区分して理解することが便利である。例えば、利益捻出型の具体的な利益操作手法は以下のように例示できる(表2)。

⁸ 伊藤 [2003] 660-664 頁参照。

⁹ ここに述べた手法は、いわゆる粉飾決算(不正な財務報告)で利用される手法とほぼ同じであるが、利益操作はあくまで適法性・適正性の範囲内で実行されるものであり、両者は区別されなければならない。この点については、一ノ宮 [2003] 17-42 頁参照。

【表 2】利益捻出型会計政策の具体例

利益計上方法 代表的な利益操作手法	利益捻出のケース
会計方針の選択の濫用	長期請負工事における工事進行基準の恣意的適用
見積り・判断・予測の濫用	税効果会計における繰延税金資産の回収可能性判断
意図的な取引の濫用	クロス取引（現在禁止）、セールアンドリースバック
正常な取引の裁量的利用	在庫売上による収益の繰上認識
利益の平準化	子会社からの配当金の調整
重要性の原則の濫用	実質支配力判断による不良子会社の連結外し
子会社・関連会社の濫用	SPC を利用したオフバランス処理
B i g B a t h	リストラによる費用・損失の意図的な前倒し計上
会計方針の変更	裁量的な償却方法の変更（定率→定額法）
複雑な取引の濫用	ヘッジ会計の適用、実質的ディフィーゼンスの利用

（出所）一ノ宮 [2003] 29 頁より修正して引用。

表 2 から明らかなように、税効果会計は、利益捻出型会計政策の手法として位置付けることができる。税効果会計で議論となっている繰延税金資産の回収可能性の判断に際して、経営者は将来どの程度課税所得があるのかを予測せざるを得ないが、経営者の予測が楽観的か悲観的かが会計数値にどれだけ反映されているかを市場が評価することは困難であるとの指摘があるように¹⁰、会計判断における見積り・判断・予測を濫用するものである。

税効果会計を利用した利益操作の表面的な結果として、税引後当期利益の増加や自己資本の拡充を確認することができるが、真の経営者の意図は、例えば銀行であれば、BIS 基準のクリア、一般事業会社であれば、金融機関からの与信継続、株価の上昇等であることが想定できる。実体的取引の仮装等コストのかかる手法に比べ、経営者が裁量性を発揮できるという比較的利用しやすい性格があるため、税効果会計は利益操作に比較的利用されやすいことに留意しなければならないであろう。

II 税効果会計実務の現状

1 税効果会計の概要

1997 年 6 月 6 日の連結財務諸表原則の改訂により、従来任意適用とされていた連結財務諸表に、税効果会計が全面的に強制適用されることになった。企業会計審議会から「税効果会計に係る会計基準の設定に関する意見書」（1998 年 10 月 30 日、以下「意見書」という。）が公表され、連結財務諸表以外にも、個別財務諸表、中間財務諸表及び中間連結財務諸表を対象とした税効果会計に係る包括的な会計基準が整備された。

ところで、税効果会計とは、法人税その他利益に関連する金額を課税標準とする税金（以下「法人税等」という。）の金額を適切に期間配分することにより、法人税等を控除する前

の当期純利益と法人税等を合理的に対応させ、期間損益の適正化を目的とする会計手続である。現行法人税法等では、法人税等の課税所得の計算に当たり、会計上の利益の金額が基礎となっている。企業会計と税務会計とはその目的を異にするため、収益又は費用（益金又は損金）の認識時点や、資産又は負債の金額に相違が見られるのが一般的である。このため、税効果会計を適用しない場合には、課税所得を基礎とした法人税等の額が、損益計算書に費用として計上され、法人税等を控除する前の会計上の税引前利益と課税所得とに差異があるときは、法人税等の額が法人税等を控除する前の当期純利益と期間的に対応しないことになることに加え、将来の法人税等の支払額に対する影響が当期に表示されないため、財務諸表の期間的比較性を損なうことになる¹¹。

そこで、「意見書」では、連結財務諸表のほか、個別財務諸表、中間財務諸表及び中間連結財務諸表についても、このような問題を回避すべく、税効果会計を全面的に適用することとしたのである。税効果会計を適用するならば、繰延税金資産又は繰延税金負債が貸借対照表に計上されるとともに¹²、当期の法人税等として納付すべき額及び税効果会計の適用による法人税等の調整額が損益計算書に計上され、キャッシュフローベースと発生主義での法人税等が調整されることになる。この結果、企業会計と税務会計とが峻別され、企業会計は企業会計として適切と考えられる視点から会計処理が行われることになる。

2 税効果会計の適用状況

税効果会計をはじめ、会計ビッグバンで新たに導入された会計基準の実際における適用状況に関する調査としては、例えば財務省や公認会計士協会の調査が公表されている¹³。参考までに本稿では、東証一部上場企業だけを対象に、1999年度から2002年度までの1社当たりの平均繰延税金資産等4項目の推移を、次頁の表3に整理した。

税効果会計の本格適用後、繰延税金資産の平均値は、増加傾向を辿っていることが分かり、2002年度には約102億円に達し、1999年度に比べ1.7倍となっている。デフレ経済の中、リストラの本格化、不良資産の処理等により会計上の損益と課税所得の乖離が進んだことに起因するものと推測される。繰延税金負債は、年度により変動があるものの、概ね平均15億円程度で推移している。2002年度では、繰延税金資産対繰延税金負債の倍率は7倍とやはり増加している。損益計算書に計上される法人税等調整額は2001年度まで増加していたが、2002年度には減少に転じた。しかし、一環してマイナスの数値であり、損益的には増益効果を果たして来たことが分かる。

¹⁰ 神田・斉藤・中里・太田・上田 [2004] 21 頁参照。

¹¹ 税効果会計の基本的考え方については、費用配分の観点から述べているが、わが国の制度会計では資産負債中心観と収益費用中心観の折衷として理解されている。例えば、西村 [2002b]、前田 [2001] 参照。

¹² 「意見書」の前文では、繰延税金資産及び繰延税金負債の性格について、次のように述べられている。「繰延税金資産は、将来の法人税等の支払額を減額する効果を有し、一般的には法人税等の前払額に相当するため、資産としての性格を有するものと考えられる。また、繰延税金負債は、将来の法人税等の支払額を増額する効果を有し、法人税等の未払額に相当するため、負債としての性格を有するものと考えられる。」

¹³ 例えば、財務省調査は、平成12年法人企業統計調査に基づいているが、ややデータが古くなっている。また、日本公認会計士協会が「決算開示トレンド」で公表している企業は上場企業の一部だけである。

【表3】税効果会計適用状況(東証一部上場企業の平均値の推移) (単位:百万円、%)

項目	1999年度	2000年度	2001年度	2002年度
繰延税金資産	6,052.52	6,542.36	9,438.33	10,204.30
繰延税金負債	467.10	1,565.01	1,897.42	1,382.72
法人税等調整額	-2,279.29	-1,909.85	-2,794.75	-393.80
税効果会計依存度	6.69	7.17	9.66	12.18
会社数	1,361	1,369	1,381	1,397

(注) 税効果会計依存度＝繰延税金資産÷自己資本×100 (%)

尚、データは全て個別財務諸表ベースである。また銀行・証券・保険は対象より除外している。

因みに、平均値でみる限り、税効果会計が適用されなければ、税引後当期利益が損失に変わっていたであろうと試算される年度は、1999年度だけであった。一方、銀行業で問題とされたいわゆる繰延税金資産の自己資本に占める比率については、繰延税金資産と同様に、増加傾向を示している。2002年度(12.18%)は、1999年度(6.69%)の1.8倍である。前述した決算開示トレンドでは、繰延税金資産・負債の内容を以下のよう整理している(表4・5)。

【表4】繰延税金資産の主な内容 (単位:社)

項目	2001年	2002年	2003年
貸倒引当金	163	174	172
退職給付引当金	283	281	281
賞与引当金	206	218	224
有価証券	92	81	95
棚卸資産	83	48	51
繰越欠損金	194	210	224
未払事業税	150	137	146
未実現利益	106	163	167
評価性引当額	228	238	233
棚卸資産・固定資産評価損	—	85	90
その他有価証券評価差額	—	68	89

【表5】繰延税金資産の主な内容 (単位:社)

項目	2001年	2002年	2003年
固定資産圧縮積立金	183	184	177
特別償却準備金	66	66	56
評価差額			
土地評価差額	23	27	25
その他有価証券評価差額	170	196	192

(出所) 日本公認会計士協会 [2004] 595 頁より引用。

この調査は、上場企業300社の連結財務諸表を対象としたものであり、本稿の調査とは範囲が異なるが、全体としての傾向が分かるものと考え、簡単にコメントを加える。まず、繰延税金資産の内容としては、退職給付引当金、賞与引当金、繰越欠損金が大きなウェイトを占め、時系列的な傾向も変わらない。

また評価性引当額は、300社の78%が引当計上している。繰延税金負債に関しては、有価証券の時価評価に伴うその他有価証券評価差額によるものが、固定資産圧縮積立金と並んで大きい割合を占める。土地再評価法による土地評価差額によるものは少なく、後述するように、倒産企業における繰延税金負債の計上内容とは大きく異なるところである。

3 税効果会計実務の問題点

税効果会計実務において最も問題になる点は、繰延税金資産を計上する場合の回収可能性の判断である。なぜ繰延税金資産という資産が計上できるのかは、将来における法人税等の支払額を軽減する効果を持っていることによるものである。課税所得の発生が見込めないならば、税金軽減効果が生じないため回収可能性は認められず、繰延税金資産とは名ばかりの架空資産を貸借対照表に計上することになる。従って、回収可能性の判断が非常に重要となるのである¹⁴。

回収可能性の判断は、貸借対照表に繰延税金資産を計上できるかどうかという判断である。問題の中心は、将来の税金支払削減効果、つまり将来一時差異解消時に、税金費用を差し引くだけの所得があるかどうかを見極めることである。企業は、回収可能性を判断する際には、繰り延べられた税金費用を回収しうるだけの所得が、将来果たして生じるのかどうかを検討する。もし十分な所得が期待できないならば、繰り延べた税金費用は当然控除できず、繰延税金資産見合いの利益だけが先行計上される事態で終わってしまうことになる。増加した利益は、分配可能利益として配当によって社外流出されてしまい、もし将来この資金が回収されないならば、結果として資金の過大流出となり、違法な蛸配当と事実上差がないことになる。財務的な問題に加え、商法違反等による経営者の責任問題に繋がり、企業の経営にも大きな影響を及ぼす可能性がある。だからこそ繰延税金資産の回収可能性には、慎重な対応が求められるのである。

このように税金軽減効果は、将来事象に依存するものであり、経営者の将来事象に対する解釈や見積りにより裁量的に決定せざるを得ないものである。繰延税金資産の資産性は、この将来の税金支払額を軽減する効果が実現する蓋然性が高いことを理由に是認される例外的な資産であるという本質を見誤らないことが肝要である。繰延税金資産は、あくまでも計算上の資産であり、他の資産とは異なる非常にリスクが大きい資産であることを踏ま

¹⁴ 我が国で、税効果会計の強制適用が遅れた要因としては、商法との調整問題があったこと想起すべきである。商法との調整で問題となった点は、資産性、つまり繰延税金資産に貸借対照表能力を認めることができるのか否かということであった。商法は、最終的に繰延税金資産の資産性を認め、配当規制を設定していないが、なぜか繰延税金資産の資産性にはかなり慎重であった。

えなければならない¹⁵。

そこで、繰延税金資産を巡る問題を実例で概観してみる。りそな銀行や足利銀行等において、貸借対照表に計上された繰延税金資産が減額あるいはゼロ査定された結果、経営破綻を来し、公的資金の投入や一時国有化という事態が発生したことは記憶に新しいところである。銀行業では、BIS 規制の関係から自己資本比率が重要な指標になっており、繰延税金資産が税効果資本と称されるように、自己資本の構成要素となっている。表6は、2003年9月末と2004年3月末における、中核的自己資本に占める繰延税金資産の比率が高い上位10行を整理したものである¹⁶。

**【表6】中核的自己資本に占める繰延税金資産の比率
(2003年9月末)**

順位	銀 行	依存度 (%)
1	長崎	97.3
2	びわこ	83.6
3	広島総合	79.6
4	中央三井信託	77.4
5	福岡シティ	76.7
6	北都	67.7
7	親和	63.3
8	茨城	61.8
9	UFJ 信託	61.4
10	北陸	58.8

(出所) 日経金融新聞 16.4.21

(2004年3月末)

順位	銀 行	依存度 (%)
1	びわこ	79.1
2	福岡シティ	68.4
3	もみじホールディング	60.0
4	九州親和ホールディングス	59.9
5	ほくぎんフィナンシャルグループ	55.2
6	大東	53.8
7	西日本	51.6
8	紀陽	49.8
9	北海道	46.7
10	佐賀	44.3

(出所) 日経金融新聞 16.6.16

¹⁵ 我が国企業は米国企業と異なり、一般に税金の前払いに伴う繰延税金資産が多い反面、税務と会計の関係から税金費用の繰延が少ないため、将来加算一時差異に多大な期待を寄せることはリスクがあるとされる。なお、米国においても1990年代以降、退職者医療給付の費用計上に伴い、繰延税金資産計上のケースが増え、状況は変化している。

¹⁶ 因みに、一時国有化された足利銀行は、この比率が180%を超えていた。

2003年9月末時点では、金融庁の調べによれば、中核的自己資本に占める繰延税金資産の比率が、50%超の銀行が16行あったとされる。上位行に位置付けられた銀行は、第二地銀が中心であることが明らかである。この比率は、不良債権比率との高い相関関係を持っているともいわれており、税効果会計が適用されなければ、不良債権の処理も困難であるということを意味するものであろう。しかし、この比率が高いことは、繰延税金資産の資産性が否定されたならば、最悪の場合債務超過に陥る可能性もあるため、極めて経営的には不安定な状況に置かれていることになり、自己資本の質の改善等が必須である。

2004年3月末時点における状況は、やや改善傾向を示している。すなわち、中核的自己資本に占める繰延税金資産の比率が、50%超の銀行が7行に減少し、上場地銀・第二地銀の平均値も、16%に低下している（2003年3月末：25%）。株価の上昇等の外部要因もあるものの、各行が経営統合や合併、さらに増資等を実行した結果、自己資本の質がある程度改善されたとみることができよう¹⁷。

参考までに、大手銀行グループの状況を表7に要約したが、UFJを除けば、不良債権の処理も進捗し、健全性を取り戻しつつあるといえよう。現状では、さらに改善が進み、地銀・第二地銀との財務基盤の格差は拡大しているといわれている。

【表7】大手銀行グループ2004年3月末自己資本・繰延税金資産計上状況

（単位：億円、%）

銀行グループ名	自己資本 比率	中核的自己 資本 (A)	繰延税金資産 (B)	B/A×100
みずほ	11.35	39,411	13,329	33.8
三井住友	11.37	35,716	16,664	46.7
三菱東京	12.95	38,594	6,555	17.0
UFJ	9.24	21,752	13,957	64.2
りそな	7.75	8,983	529	5.9
住友信託	12.45	7,899	1,500	19.0
三井トラスト	10.14	5,591	2,767	49.5
平均	10.75	22,564	7,900	33.73

（出所）日経金融新聞 16. 5. 25

一方、一般事業会社の状況はどうであろうか。銀行業と対比して繰延税金資産の経営に及ぼす影響をみることでできるように、2002年度における繰延税金資産が自己資本に占める比率のランキングを算出した（表8）。

¹⁷ 2003年9月末と2004年3月末の銀行名が変わっているが、統合等により名称が変更しただけであり、実態が大幅に改善したといえるような状況ではまだない。

【表 8】繰延税金資産が自己資本に占める比率ランキング（2002年度）

（単位：％）

順位	企業名	税効果依存度	順位	企業名	税効果依存度
1	蝶理(株)	3,537.241	26	(株)長谷工コーポレーション	56.140
2	金商(株)	207.772	27	東洋通信機(株)	55.430
3	(株)新井組	199.307	28	蛇の目ミシン工業(株)	54.124
4	ユアサ商事(株)	186.152	29	(株)富士通ゼネラル	54.099
5	川鉄商事(株)	129.938	30	日立造船(株)	53.820
6	東洋建設(株)	120.470	31	(株)河合楽器製作所	53.170
7	雪印乳業(株)	113.666	32	(株)金門製作所	52.538
8	ダイワ精工(株)	107.485	33	阪急電鉄(株)	49.345
9	明和産業(株)	104.167	34	日産ディーゼル工業(株)	48.045
10	藤和不動産(株)	97.759	35	(株)東芝	47.015
11	(株)西友	93.225	36	小田急建設(株)	46.636
12	鹿島建設(株)	91.412	37	鉄建建設(株)	46.213
13	三井住友建設(株)	85.407	38	石川島播磨重工業(株)	45.204
14	山九(株)	84.981	39	日本電気(株)	44.988
15	(株)石井鐵工所	79.429	40	神鋼商事(株)	44.626
16	不動建設(株)	78.586	41	(株)シーエスケイ	43.817
17	五洋建設(株)	75.107	42	(株)大丸	42.027
18	兼松(株)	71.671	43	清水建設(株)	41.900
19	大成建設(株)	69.561	44	(株)安川電機	41.611
20	(株)白洋舎	68.816	45	(株)高岳製作所	41.439
21	丸紅(株)	65.733	46	安藤建設(株)	41.255
22	日特建設(株)	62.303	47	(株)サンリオ	41.050
23	曙ブレーキ工業(株)	61.748	48	(株)トーエネック	40.969
24	三菱電機(株)	60.517	49	佐伯建設工業(株)	40.947
25	日本輸送機(株)	56.929	50	ダイニック(株)	39.586

（注）個別財務諸表ベース。データは、日本政策投資銀行財務データバンクより作成。

ランキングトップの蝶理は、自己資本の35倍の繰延税金資産を貸借対照表に計上しているのははじめ、比率が100%超の一般事業会社は9社に上っている。前述したように、東証一部上場企業（金融・保険除く）の2002年度の比率の平均値は、12.18%であったが、平均値は銀行業よりも低いものの、個別企業でみると銀行以上に多くの企業が繰延税金資産に依存していることが分かる。また、上位にランクされた企業の多くが建設・流通・商社という不振業種に集中していることは、税効果会計が不良債権処理を迫られた銀行業における魔法のつえとなったように、一般事業会社でも業績悪化を食い止めるための打ち出の小槌になっていた可能性を示唆するものといえよう。

これらの税効果会計の適用状況をみる限り、理論的には税効果会計は期間損益の適正化に資する優れた会計処理手法であるが、会計判断における主観性を逆手にとって、自己資本の嵩上げや利益の操作に利用できる、いわば両刃の刃的な会計処理手法であることも分かった¹⁸。銀行にとっては、繰延税金資産は自己資本の構成要素になるものであり、一般事

¹⁸ 須田 [2001a] は、不良債権処理が急務で多額の貸倒引当金を有税で計上する銀行にとって、税効果会計は「資本増強が図れる魔法のつえ」となったが、税効果会計は利益と資本の大幅な嵩上げにつながり、いくつかのケースでは、繰

業会社にとっては、事実上損失の繰延を通じて、将来における税引後利益の先食いが可能になるのである。繰延税金資産の否認による経営上のリスクという点では、銀行も一般事業会社にも変わりはないであろう。

ところで、繰延税金資産の回収可能性の判断に関しては、会計基準等で明確に定められているわけではない。本来であれば企業の置かれた状況に応じて、経営者が将来の収益力判断やタックスプランニング等に基づき回収可能性を評価して、適切な繰延税金資産を計上していくべきものである。しかし、実際の実務は銀行をはじめとして、税効果会計を利益操作の手段に利用した疑いをもたれるほど、いわば税効果会計を濫用したのである¹⁹。

税効果会計を利益操作に利用している点については、例えば、Griffiths [1995]、Smith [1996]、Mulford et al. [2002] 等によれば、英米の会計実務も同様の状況にあることが指摘されており、我が国だけの事象ではないことが分かる。

そこで、銀行の相次ぐ経営破綻もあり、かかる行き過ぎた税効果会計の濫用に歯止めをかけるべく、1999年9月に日本公認会計士協会より「繰延税金資産の回収可能性の判断に関する監査上の取扱い」（監査委員会報告第66号）が公表され、繰延税金資産の回収可能性の判断に関する具体的な指針が示されたのである。外部監査人はこの指針に依拠して、経営者が計上した繰延税金資産・負債の妥当性を評価するというのが、現在我が国の税効果会計実務の姿となっているところである²⁰。

4 倒産企業と税効果会計

一ノ宮 [2003] は、業績の変化に伴う会計政策の観点から、企業の倒産と不正な財務報告の関係を考察し、業績ステージ別にみた場合の企業の決算操作の態様等を整理している（図1）²¹。過去の我が国の事例をみる限り、当初利益操作により財務数値を偽装していたが、次第に架空収益の計上等の違法な手段（不正な財務報告）を利用せざるを得なくなり、最後には倒産に追い込まれていくパターンが確認されてきた。企業倒産と不正な財務報告には理論的には因果関係はないが、一般に不正な財務報告は、企業倒産につきものといわれている。なぜなら、経営者は利益操作のつもりで長期間決算を操作してきたところ、倒産を招き結果的に「意図せざる粉飾決算」となってしまうケースもあるからである。

延税金資産の回収可能性が疑問視されたと指摘する。

¹⁹ 有税処理を進めても、会計上は税効果会計の適用により利益を圧迫されないため、不良債権等の処分を実施しやすいというメリットも忘れてはならない。

²⁰ 一般事業会社の税効果会計は、自己資本に及ぼす影響が銀行と生保の場合よりもはるかに小さく、従って税効果会計を「資本増強が図れる魔法のつえ」として活用した可能性は相対的に低いとし、税引前損益と税金費用を合理的に対応させることに目的があったのかもしれないという見解もある（例えば、須田 [2001a]）。

²¹ 一ノ宮 [2003] 56・57 頁。

【図1】倒産と不正な財務報告の段階的展開

業績等の推移	サンプル企業の区分	経営者のマインド	決算操作の手法・程度	
業績悪化・低迷 ↓ 赤字の慢性化 ↓ 欠損金拡大 信用不安 ↓ 債務超過 資金繰り逼迫 ↓ 支払不能 倒産	業績悪化企業 ↓ 財務的危機企業 ↓ ゴーイング・コン サーン注記企業 ↓ 倒産企業	決算改善努力 赤字回避 信用力改善 黒字決算維持 繰欠一掃 資金調達改善 信用維持 資金確保 倒産回避	利益操作的 粉飾決算的 (不正な 財務報告)	会計方針変更 資産売却 売上操作 費用繰延 リストラの強化によ る費用未計上 架空資産計上 架空売上計上 融通手形乱発 簿外借入導入

(注) 一ノ宮 [2003] 56 頁より修正引用。

ところで、業績悪化企業の会計政策に関しては、榎本 [1997・2001]、中條 [1999] 等の先行研究²²があり、また倒産企業の会計政策については、例えば須田・乙政・浅野 [2004] 等が様々な視点から実証研究を行っている。本稿は、同じ倒産企業を対象とするものであるが、税効果会計に絞って、一ノ宮 [2003] が指摘したような利益操作行動が確認できるかを実証的に分析する点で、これらの先行研究とは異なるものである。

前項で述べたように、税効果会計が利益操作の手法として利用されている可能性は否定できないものの、我が国では税効果会計と利益操作の関係、不正な財務報告との関係、さらに倒産企業での利用実態等はまだ十分に検証がなされてはいない。税効果会計は、技術的会計政策手法として、裁量を発揮できる点で実行容易性があり、業績悪化を仮装する手段としては、経営者にとり重宝な存在である。単なる業績悪化企業以上に、倒産企業（あるいは倒産の危機に瀕した企業）が、税効果会計を不当に利用するリスクがあるといえよう。従って、利益操作の実態解明という点では、倒産企業における税効果会計を考察する意義も認められると考える。

²² 業績悪化企業が必ずしも利益捻出型の利益操作を行うとは限らないという指摘もあり、業績悪化企業の会計政策についてはまだ実証的に充分解明されていない。

第2章 税効果会計と利益操作に関する先行研究

本章では、税効果会計に関する実証研究を中心に先行研究を検討する。前述したように、我が国の税効果会計は2000年3月期決算より強制適用された制度であることから、米国に比べ税効果会計に関する実証研究の蓄積は依然として少ない。このため、まず米国を中心に税効果会計に関する実証研究の中から、本稿の主題である会計政策や利益操作と税効果会計の関係を分析した先行研究を要約紹介する。次に、最近発表されている我が国の実証研究を紹介する。最後に先行研究から得られるインプリケーションを整理し、本稿の位置付けを明らかにしたい。

I 米国及び英国の先行研究

会計政策や利益操作と税効果会計の関係に関する代表的な先行研究としては、例えば Amir,E.,Kirschenheiter,M.,and Willard,K. [1997]、Ayers,B.C. [1998]、Visvanathan,G. [1998]、Sansing,R.C. [1998]、Miller,G.M. and Skinner,D.J. [1998]、Amir,E. [1999]、Burgstahler,D,Elliott,W.B, and Hanlon,M.[2002]、Holland,K. and Jackson,R.H.G.[2002]、Dotan,A. [2002]、Chen,K.C.W.,Danielson,K.G. and Schoderbek,M.P. [2003]、Phillips,J.,Pincus,M. and Rego,S.O. [2003]、Kumar,K.R. and Visvanathan,G. [2003]、Schrand,C.M. and Wong,M.H.Franco. [2003]、Phillips,J.,Pincus,M. Rego,S.O. and Wan,H. [2003] Guenther,D.A. and Sansing,R.C. [2004] 等を挙げることができる。

米国における税効果会計を規定した会計基準である SFAS No.109 が公表されたのは1992年である。従って本稿で紹介する研究も SFAS No.109 を対象としたものとする。

1 Amir et al. [1997]

繰延税金の評価 (The Valuation of Deferred Taxes) と題した論文で、SFAS No.109 により開示された繰延税金資産の内訳項目の株式価値関連性を実証した。彼らによれば、新たな会計基準は価値関連性のある情報を提供しているが、その関連性の程度は内訳項目により異なると指摘した。また繰越損失金から生じる繰延税金資産の実現価値は、株価とは負の関係にあることも明らかにした。なお、Ayers [1998] も SFAS No.109 と旧基準である APB No.11 とを対比させ、SFAS No.109 は追加的に価値関連性情報を提供していると結論付け、肯定的に基準を評価する¹。

本研究からは、ディスクロージャーという視点から SFAS No.109 が評価されるものの、市場は、繰越損失金から生じる繰延税金資産の利用可能性を期待しているのではなく、そ

¹ Dotan [2002] は、繰延税金には企業価値に貢献する繰延税金とそうではない繰延税金の2種類があるとし、例えば減価償却費関連の繰延税金負債は企業価値に貢献しないと指摘する。この点は、Sansing [1998] の見解とは異なるものである。企業価値に貢献しない要因は、キャッシュフロー創出力がない点に求めることができ、繰延税金がいつの時点で解消されるのかが重要ではなく、関連する税金の受払のタイミングこそが重要であるとする。

の回収可能性に懐疑的であるということが示唆されている。繰延税金資産の発生源泉は必ずしも同じように評価されない点は重要な指摘といえよう。

Amir et al. [1997] と同じように、Kumar et al. [2003] は、The Information Content of the Deferred Tax Valuation Allowance: An Event Study of News Disclosures of Valuation Allowance Changes という論文で、SFAS No.109 における評価性引当金の決定問題を検討した。彼らは、SFAS No.109 が、経営者に繰延税金資産に関する評価性引当金の決定に大幅な裁量を付与している状況を踏まえ、どの程度の評価性引当金の開示が投資家にとって有益であるのかという問題を提起して実証分析を行っている。アプローチとしては、評価性引当金の開示と株価の関係を検証し、評価性引当金の変化に対しては、株価はネガティブな反応を示したこと、また評価性引当金の開示により、将来の収益力や繰延税金資産の回収可能性に対する市場の期待を変更させたことを見出している。結論として、SFAS No.109 による繰延税金資産に関する評価性引当金の開示には情報価値があるとし、SFAS No.109 に肯定的な評価を与えている。

一方、我が国と異なり、欧米では繰延税金負債を計上することが多いことから²、Guenther et al. [2004] は、繰延税金負債の企業価値に及ぼす影響を理論的に検証している³。繰延税金負債は、会計上と税務上の減価償却費の乖離から生じた一時差異に係るものを題材とし、繰延税金負債の価値は、償却率と割引率だけに依存するものであり、いつ解消されるのかという期間には影響されないとするのを論証している⁴。

2 Visvanathan [1998]

本研究は、Deferred Tax Valuation Allowances and Earnings Management という論文のタイトルが示すように、SFAS No.109 の制定に伴い、税効果会計における Earnings Management の潜在的な危険性が生じたことを指摘するものである⁵。

実証方法としては、S&P 500 構成会社の中から、1993年に繰延税金資産に関する評価性引当金を変更した企業182社をサンプルとして抽出し、重回帰分析を行った。基本的なモデルは、評価性引当金の変化を被説明変数とし、繰延税金資産の変化、繰延税金負債の変化、税効果適用前の損益の変化、期首長期負債残高を説明変数とするものである。それ以外にも、Earnings Management の有無を実証するため、ボーナス仮説や利益平準化仮説の変数も含めた分析を行っている⁶。

実証結果は、評価性引当金の裁量的操作による税効果会計と Earnings Management の

² 我が国の法人税法は、損金算入が厳格であること、財務会計と税務会計が米国では別であるのに対し、我が国では確定決算主義を採用していること等が影響し、我が国の税効果会計実務では、繰延税金資産計上のケースが多いと考えられている。

³ Sansing [1998] も、繰延税金負債を論じるが、実現しない限り単なる経済的な負担にすぎないとし、繰延税金資産と同様財務諸表上での過大評価リスクを指摘している。

⁴ 繰延税金資産に注目が集中しているが、繰延税金負債も同様に発生源泉により差があるということが分かる。

⁵ Visvanathan [1998] p. 6 参照。

⁶ Visvanathan [1998] pp. 7-13 参照。

関係について否定的な証拠が得られた⁷。また利益平準化やボーナス仮説と税効果会計との関係についての証拠も得られなかった。しかし、当期損益の変化を仮装するために、評価性引当金の裁量的操作の可能性を指摘し、特に相対的に財務的危機（負債比率の高さ）の可能性のある企業に関しては、評価性引当金の裁量的操作に依存した当期損益の操作を示唆している。さらに、Earnings Management に注目する場合、適切な調整に基づき評価性引当金の変更がなされて損益計算書の税金費用が計上されているのか否かを考慮する必要があるとしている。

また、Miller et al. [1998] も、SFAS No. 109 における繰延税金資産に係る評価性引当金の決定要因を実証的に検証している点、Visvanathan [1998] と同一の視点の研究である。彼らは、相対的に多くの繰延税金資産を計上している企業の方が、評価性引当金を実態より多額に計上していること、また将来の課税所得の水準が高いと予想される企業の場合は逆に評価性引当金を相対的に少なく計上していることを見出した⁸。

一方、Earnings Management との関係については、SFAS No. 109 の確立した解釈指針がないこと、経営者の予想に依存していること、金額的重要性があり利益操作に利用される余地があること等から、Earnings Management に利用されることが懸念されると指摘しているが、実証ではその証拠は得られなかった。但し、その検証は説明力が強いとはいえないものであった。

ところで、Schrand et al. [2003] も、銀行業を対象に、SFAS No. 109 における繰延税金資産に対する評価性引当金の計上と経営者の裁量問題を検討している。その結果、銀行は評価性引当金を利益平準化に利用していることを検出し、その裁量の程度は、アナリストの利益予測や実績との乖離に応じて増加すると指摘している。特に、銀行は評価性引当金を意図的に過大に計上し利益のクッション（いわゆる、Cookie-Jar-Reserves）していると結論付けている。平準化という点では、Miller et al. [1998] と同じ結論であるが、分析サンプルが銀行であることも影響している可能性は否定できないであろう。いずれにしろ、見積もりや引当金設定が主観的であることは問題視されていることになる。

3 Amir [1999]

本研究は、Analysts' Interpretation and Investors' Valuation of Tax Carryforwards という論文タイトルが示すように、繰越損失金に係る繰延税金資産に基づいて、将来の収益力予想の基礎になる財務情報をアナリストや投資家がどのように解釈しているのかを検証したものである。財務分析の視点から税効果会計を考察した点で参考となる研究である⁹。

まず、繰越損失金から生じる繰延税金資産には、対立する二つの効果（測定効果と情報効果）が認められることを指摘する。そして、Amir et al. [1997] と矛盾するが、株価と繰

⁷ SFAS No.109 制定後時間がさほど経過していないこともあり、さらなる実証の余地が必要と述べている。

⁸ つまり、業績の高低に応じて、評価性引当金をバッファーに利用する可能性があることを示唆するものである。

⁹ Dotan [2002] は、繰延税金勘定の実現可能性（回収可能性）が財務諸表分析に与える影響を考察している。White et al. [1998] は、繰延税金資産・負債が将来実現するか否かが、財務分析上の重要なポイントであると指摘する (pp.442-443)。

繰越損失金から生じる繰延税金資産との間には強い正の相関関係が確認され、投資家は繰越損失金を将来の税金費用節約になる資産としてプラスに評価していることを示唆し、測定効果の存在を実証している。この点については、繰越損失金のある企業の利益予想について、アナリストは不正確であり楽観的であることによるものと解釈している。つまり、アナリストが税効果会計を十分に理解していないため、企業に誤導されているにすぎないという繰延税金資産の解釈に失敗している証拠を提示しているわけである。

一方、繰越損失金のある企業においては期待外利益（つまり予想利益と実績との乖離）や自己資本簿価が過小評価されており、期待外利益の価値や純資産は将来損失発生の可能性を反映し減少するというマイナスの情報効果も認められるとする。測定効果と矛盾するようであるが、市場は冷静に税効果会計による財務的な効果を判断している証拠である。

本研究からは、繰延税金資産の評価を通じて、企業の将来収益力の予想を分析することは可能であることが理解でき、評価性引当金に着目すべきであるという点は参考となろう。

また、アナリストの税効果会計の解釈に関しては、Chen et al. [2003] の研究もなされている。彼らは、1993年における米国の税率変更（増税）に伴う繰延税金資産の調整がなされた後において、アナリストが企業の将来収益予想をどのように変更したのかを実証したのである。

本来税率変更は一時的な事象であり、その税効果会計に及ぼす影響（繰延税金資産の見直し）も一時的なはずである。従って、将来収益の予想も、本来であれば恒久的に影響する事項と一時的な効果の事項に区別し、税率変更もそのように予想に組み込むべきであるが、彼らは理論と実務が異なることを報告している。すなわち、税率の変更が実施されたとしても、アナリストの予想の変更は元来持続的効果を持つべきではないと考えられるが、アナリストの将来収益予想の修正幅は、税率変更に伴う繰延税金資産の変更金額と正の相関を持っていることを見出したのである。実務は理論と異なり、税率変更による繰延税金資産の調整を反復的項目と誤解しているわけである。これらから、アナリストが税効果会計の解釈を誤り、企業の将来収益予想に失敗していると結論付けている。なぜこのようなことが発生するのであろうか。要因としては、SFAS No. 109 の新規性と繰延税金資産の調整の複雑性が指摘されている。

本論文は、アナリストの分析能力の限定性に関する Hirst et al. [1998] の研究とも整合的である。また Plumlee [2002] によれば、税制改正の後における予想改訂は、その改訂が複雑であるほど問題が生じるとの指摘とも整合的である。

本研究や他の関連する研究は、会計政策的にみるならば、税率変更という一時的な事象に伴う米国の実証研究とはいえ、SFAS No. 109 に基づく税効果会計が複雑なものであり、アナリストの予想が間違える可能性の存在するという税効果会計の解釈上のリスクを指摘する点において重要と考える。

4 Burgstahler et al. [2002]

本研究は、会計利益を増加させ、損失を回避するために、繰延税金資産を裁量的に会計操作しているか否かを検証し、税効果会計による **Earnings Management** を実証したものであり、本稿での問題意識と共通する研究である。分析サンプルは、金融機関を除く、一般事業会社（482年・企業）である。

結論として、増益企業は損失（あるいは減益）企業よりも、評価性引当金により繰延税金資産の割合を操作していることが判明したと述べている。一方、繰延税金資産を変化させ、表面的に損失を利益に変えた企業が繰延税金資産の変更を正当化（回収可能性の確保）させるような十分な将来の課税所得を獲得し得るか否かに関しては証拠が得られなかったとする。全体として、繰延税金資産を通じて増益をはかる企業は、損失回避策として比較的低コストで利益操作を達成していることが明らかになったと指摘している。

税効果会計が、**Earnings Management** の手法として利用されている実態が明らかにされている点において有益な研究である。特に、経営者による評価性引当金の見積もりは繰延税金資産の計上金額に多大に影響するため、他の論文で指摘されたように、**SFAS No.109** に内在するリスクが、金融機関以外を対象に改めて検証されているところに意義が認められる。

一方、**Phillips et al. [2003]** は、利益の変化と繰延税金資産の変化の関係を分析し、**Earnings Management** における税効果会計の役割を考察したものである。減益を回避するために **Earnings Management** を行う場合、それを探知するには純繰延税金資産・負債の変化に着目することが有益であることを指摘する。さらに、純繰延税金資産・負債を構成要素に分解し、**Earnings Management** との関連の高い勘定科目の特定化を実施した結果、収益認識、費用の会計発生高、準備金、資産評価に伴う会計発生高が利益捻出型の **Earnings Management** の探知に有益であることを見いだしている。また同様に、評価性引当金の減少が、利益捻出型の **Earnings Management** を探知するのにも有益であることを指摘している。他の先行研究は、評価性引当金を主として問題視するのに対し、税効果会計による **Earnings Management** の可能性がある引当金以外の勘定科目について、分析上の着眼点を明らかにしたところは、我が国でも参考になろう。

5 Holland et al. [2002]

Holland et al. [2002] は、英国企業をサンプルとして、**Earnings Management**¹⁰ を実行する可能性が非常に高いインセンティブを持つ決算期（例えば、減益の可能性が高い場合）における繰延税金資産の評価性引当金の操作に関する実証研究を行っている。

その結果、評価性引当金の過不足金額の水準は、税引前損益金額、税金過年度調整額の程度、税率の水準により左右されることを見出し、これは利益平準化仮説と整合的であり、

¹⁰ 英国では、米国の **Earnings Management** に相当する概念として、一般に **Creative Accounting** という用語が使用されるが、内容に大差はない。詳細は、一ノ宮 [2003] 参照。

Earnings Management をするために、企業は必要な水準の引当金を裁量的に決定するということを主張している。但し、引当金の過不足と負債比率や実効税率との関連は弱い関係であったことを報告している。

また、Gordon et al. [2004] も英国企業をケースに、繰延税金資産・負債の利用状況を分析したところ、財務レバレッジに非常に大きく影響することから、財務レバレッジを制御する目的で裁量的に繰延税金資産を測定していることを見出した。またバランスシートマネジメントを実行したとしても、将来の繰延税金資産の実現や将来の収益性に関する繰延税金資産の予測力を損なうことにはならないということも明らかにした。英国では、米国とは異なり裁量的に繰延税金資産を損益改善に利用するのではなく、むしろバランスシートの改善に利用していることを指摘しているが、これは企業の評価視点が両国において異なることを反映するものであろう¹¹。また米国と同様に、税効果会計における経営者の裁量性や主観的な評価という問題が英国にも存在することを指摘している。

¹¹ 英国と米国では、資金調達構造に差異があり、財務制限条項が重要な働きをしていることも影響していると考えられる。

Ⅱ 我が国の先行研究

税効果会計基準自体が、我が国企業に強制適用されてまだ日も浅いことから、実証分析は少ないものの、代表的な研究としては、例えば須田 [2001a、2003]、奥田 [2001]、大沼 [2001、2004] 等を挙げることができる。

また、我が国では、税効果会計が銀行業における繰延税金資産計上の適正性を巡り議論されることが多いことから、実証分析も銀行業を対象にした研究が多く、一般事業会社を対象とした研究は少ない。

また、本稿が取り上げている倒産企業の税効果会計問題に関する先行研究は、太田 [2002] がわずかに触れている程度である。米国の先行研究においても、倒産企業をサンプルとした研究は発見できなかった。

以下、銀行業、一般事業会社という順で、先行研究の概要とインプリケーションを整理していくことにする。

1 銀行業における税効果会計

奥田 [2001] は、「繰延税金とその配分法の市場における解釈—銀行決算をもとに一」という論文において、銀行業における繰延税金資産・負債の株価説明力を実証している。結論として、税効果会計採用により市場は追加的な情報を得ることができ、注記情報も同様であることを確認している。繰延税金資産の要因となる一時差異や繰越損失金には株価説明力が認められたものの、評価性引当額はネガティブな結果であった。このように評価性引当額による株価説明力がネガティブであることは、我が国の市場が企業の会計政策の意図を透視している可能性がある」と指摘する。前述した米国の先行研究でも明らかにされたように、評価性引当額は **Earnings Management** に利用されたとする実証結果が多く、奥田の指摘と整合するものである。

須田 [2003] は、1999年・2000年・2001年各6月末時点に上場している銀行をサンプルに、税効果会計基準が銀行の自己資本比率規制に及ぼした影響を実証したものである。検証すべき仮説として、回収可能性仮説「当期および過去3年間の経営成績が優れている銀行ほど、（回収可能性が認められるので）繰延税金資産を多く計上する」、不良債権処理仮説「不良債権を多額に抱えている銀行ほど、（その処理をすることで）多くの繰延税金資産を計上する」、自己資本比率規制仮説「自己資本比率規制に抵触しそうな銀行ほど、（比率を底上げするために）多くの繰延税金資産を計上する」を設定した。実証の結果、税効果会計は銀行の不良債権処理を促進したこと、銀行は繰延税金資産の回収可能性を考慮しつつ、自己資本比率規制に抵触する可能性を見据えて繰延税金資産を計上していることを見出した。つまり銀行の税効果会計実務は、繰延税金資産の回収可能性と不良債権処理および自己資本比率規制が決定要因になっていることが確認されたわけである。

さらに、米国と同様に、我が国の銀行が計上した繰延税金資産に追加的な株価説明力が

あるのかについて検証を行っている。その結果、証券市場は銀行が計上した繰延税金資産を一般に資産として評価したこと、しかし自己資本比率の低い銀行が計上した繰延税金資産に対しては、ネガティブな評価を下していることを見出している。市場による税効果会計に関する学習については、奥田〔2001〕も指摘した結果が再度確認されている。

本論文は、税効果会計基準がプラスの経済的帰結だけをもたらしたわけではなく、銀行業における自己資本比率の嵩上げとして批判されているように、繰延税金資産計上による裁量的な会計実務をもたらしたマイナスの面を実証的に明らかにした点に意義が認められる。

大沼〔2004〕は、前述した Schrand et al.〔2003〕を参考に、奥田〔2001〕の提示した銀行業における評価性引当額の変動と利益操作の可能性を検証したものである。実証の結果、評価性引当額の変動は、繰越損失金と有価証券評価差額金、リースおよび減価償却費、債権等の償却費から生じる繰延税金資産の変動額と関係があることが判明し、また評価性引当額を利用した利益操作の可能性も確認されている。銀行業では、税効果会計による利益の圧縮が容易な状況にあると指摘するが、他の業界にまで一般化は困難とも述べている。

以上をまとめれば、少なくとも、銀行業においては税効果会計による利益操作の行われるリスクが米国同様に我が国でも高いことが示されたといえよう。前述したように、銀行業をサンプルとした実証研究が日米共に多いが、逆にみれば税効果会計がいかに銀行業界にとって重要な会計処理であったのかを示唆するのではなかろうか。

2 一般事業会社における税効果会計

須田〔2001a〕は、税効果会計の早期適用について、銀行、保険、事業会社に分けて分析を行ったものである。銀行・保険・証券を除く東証一部上場会社の1999年3月期連結決算における税効果会計を調査したところ、法人税等調整額はマイナスであり、繰延税金資産を多く計上する税効果会計が行われたと指摘する。但し、一般事業会社の税効果会計は、自己資本に及ぼす影響が銀行と生保の場合よりもはるかに小さく、従って税効果会計を「資本増強が図れる魔法のつえ」として活用した可能性は相対的に低いとする（97頁）。むしろ原則通り、税引前損益と税金費用を合理的に対応させることに目的があったのかもしれず、繰延税金資産の回収可能性の有無を確認する必要があると指摘する。

監査委員会報告第66号の基準に従い、5年平均経常利益増加率を求めたところ、早期適用した企業については、有意に正となり、税効果会計適用企業の繰延税金資産は一般に回収可能性があると判断されたとした（99-100頁）。さらに、税効果会計早期適用企業と非適用企業の財務内容の平均差の検定を行い、収益力が大きくビジネスリスクの小さい企業ほど、不良債権問題や退職給付問題に積極的に取り組み、それに伴い税効果会計を早期に適用したとする（100-101頁）。以上から、一般事業会社の税効果会計は本来の目的にそって実施されたと結論付けている。

岡崎〔2003〕は、連結ベースの繰延税金資産が自己資本を大幅に上回る企業もあり、銀

行のみならず一般事業会社においても、税効果会計は深刻な問題を引き起こしているとする。米国会計基準を適用している我が国企業と日本基準を適用している企業とを比較し、米国基準でも巨額な繰延税金資産が発生するのであり、繰延税金資産に関してはその回収期間だけでなく、その発生原因も分析しなければ実態が理解できないと述べている。

太田〔2002〕は、銀行、一般事業会社の事例研究を行って、税効果会計により嵩上げされた、いわゆる税効果会計資本の実態を分析する。そして、一般事業会社の場合、繰越損失金に係る繰延税金資産の回収可能性が最も問題であると指摘する。

以上から、我が国の一般事業会社と銀行とでは、税効果会計の役立ちが異なる可能性が示唆されているが、税効果会計の本格適用後ある程度制度の定着した段階における一般事業会社を対象とした実証研究は乏しく、岡崎も指摘するように実態解明が必要であるといえよう。

Ⅲ 先行研究の総括

内外の税効果会計に関する実証研究を中心に先行研究を概観したが、先行研究から得られるインプリケーションをまとめれば、次のようになる。

1 税効果会計と Earnings Management

米国では、SFAS No.109 の制定により、従来に比べて経営者による税効果会計の裁量的利用、すなわち Earnings Management の余地が拡大されたとの指摘は多い。従って、米国よりも遅れて税効果会計が強制適用された我が国においても、利益操作の手段に税効果会計が利用されている可能性は高いといえよう。なぜなら、日米では税効果会計の内容にほとんど差がないからである¹²。

銀行業を対象にした税効果会計による利益操作の可能性は、日米共に示唆されている。今後は、我が国の一般事業会社における実証が課題であろう。

2 税効果会計のリスク

SFAS No.109 は、追加的に株価関連性情報を提供するという実証結果 (Amir et al. [1997] 等) がある反面、市場を誤導するために税効果会計が利用されるリスクは否定できない。経営者による裁量という面では、正常企業のみならず、財務的危機企業どちらも変わりはない。

一方で、税効果会計基準の制定に伴い財務報告の情報提供機能を評価する立場も多く、税効果会計の原則的な利用によるプラス効果を過小評価すべきではない。

3 財務分析との関係

Amir [1999] をはじめとして、繰延税金勘定の分析に留意すべきとする指摘が多い。特に、繰延税金勘定に対する評価性引当金を検証した研究からは、財務諸表本体のみならず、注記も含めて税効果会計を理解する必要性が示唆された (Amir et al. [1997]、Kumar et al. [2003] 等)。また分析のプロである証券アナリスト等も、複雑な SFAS No.109 を十分に理解できず、彼らの将来利益の予想の妥当性に疑問を投げかけている見解もあり (Hirst et al. [1998]、Chen et al [2003])、我が国でも実証はなされていないものの、アナリストの予想数値を検討するには注意を要することが分かる。また自ら財務分析を行う場合にも、税効果会計による損益・財務面への影響を、その会計政策での利用を含めて充分検討しなければならない。

4 銀行業と一般事業会社における税効果会計実務

銀行業での利益平準化に税効果会計が利用されていることが実証され (例えば、Schrand et al. [2003])、我が国でも自己資本の嵩上げが検証されている。一方、一般事業会社では、Burgstahler et al. [2002] が利益捻出に税効果会計を利用していることを検証している。米国では、このように銀行業でも一般事業会社でも、税効果会計が利益操作に利用されている証拠が示されているが、実証結果には争いも残っており、サンプルに影響されている

面は否定できず、依然議論は決着を見ていないところがある。銀行業は、貸倒引当金の見積もり等において税効果会計を利用しやすい環境にあることは事実であるが、一般事業会社との税効果会計実務の差の有無等は充分解明されてはいない。

5 倒産企業と税効果会計

倒産企業における税効果会計実務を分析した研究は、内外共に見あたらない。わずかに太田〔2002〕が触れているのみである。太田は倒産企業1事例を検討しただけであるが、税効果会計の適用に問題はないと述べている。しかし後述するように、繰延税金資産の計上はほとんど認められる余地がないにもかかわらず、実際には倒産直前まで計上が是認されていた多くの企業が存在していた。ゴーイングコンサーンではない倒産企業における税効果会計の適用に問題がないとは言い切れないのではなかろうか。

¹² 差異については、岡崎〔2003〕参照。

第3章 倒産企業における税効果会計

I 調査対象企業の概観

税効果会計は、2000年3月期決算より連結・個別財務諸表で強制適用されたことから、2000年3月期決算以降に倒産した公開企業（但し、銀行・証券・保険を除く）を対象に、税効果会計の適用状況を調査した¹。

調査対象は、2000年4月に倒産した東洋製鋼²から、2004年3月に倒産した大木建設³までの70社になった。そのうち税効果会計の適用が会計方針で確認できた企業は65社であった³。表9は、年度別の分析対象企業の推移をまとめたものであり、また表10に分析対象とした倒産企業の概要を整理した。参考までに、倒産形態をみれば、圧倒的に民事再生法適用が多く49社にのぼり、以下更生法11社、破産5社という構成である。

【表9】年度別倒産企業数推移

年度	1999	2000	2001	2002	合計
社数	8	19	22	16	65

II 倒産直前期と倒産2期前における税効果会計適用状況⁴

（1）繰延税金資産・負債の計上状況

①倒産2期前の状況

倒産2期前の決算において繰延税金資産を計上していた企業は33社と全体の約半数であった。勘定科目別の内訳は、流動資産に計上していた31社、固定資産に計上していた26社、流動・固定資産共に計上していた24社となっていた。また繰延税金負債を計上していた企業は、18社と繰延税金資産計上企業の約半数であり、勘定科目別にみた場合流動負債に計上した企業はなく、全て固定負債に計上していた。しかも土地再評価法適用による再評価益に係る繰延税金負債である点は特徴的である。

因みに、65社の内、繰延税金資産・負債を共に計上していた企業は、わずか4社に過ぎなかった。

¹ 税効果会計は、公開企業には強制適用されるものの、非公開企業には任意適用とされる。

² 直近決算期が2000年3月期の倒産企業から抽出した結果である。

³ 1999年1月期決算より税効果会計を早期適用することが認められていたものの、倒産企業の内税効果会計を早期適用した企業は、65社中3社と意外に社数は少なかった。

⁴ 倒産直前期と2期前とは、あくまで分析対象企業が倒産した時点から逆算したため、各社の様々な時点の決算期が混在している点に留意を要する。

【表 10】分析対象倒産企業一覧

倒産年月	社名	所在地	業種	資本金 (百万円)	負債額 (百万円)	倒産形態	市場区分
2000.9	藤井(株)	大阪	アパレル販売	2,308	10,800	民事再生法	東証・大証1
2000.9	川崎電気(株)	山形	配電盤製造	1,218	25,310	民事再生法	東証2
2000.11	赤井電機(株)	東京	音響機器製造	34,851	47,000	民事再生法	東証・大証・名証1
2001.2	富士車輛(株)	大阪	鉄鋼・機械・産業用車輛製造	1,325	21,000	民事再生法	東証・大証・名証1
2001.2	榊池貝	神奈川	工作機械・産業機械製造	5,149	26,586	民事再生法	東証・大証1
2001.3	フットワークインターナショナル(株)	大阪	通信販売業	11,700	23,700	民事再生法	大証2
2001.3	(株)ベターライフ	大阪	ホームセンター	1,051	23,100	民事再生法	大証2
2001.3	(株)富士工	東京	建設工事業	2,105	83,171	民事再生法	東証1
2001.9	(株)マイカル	大阪	総合スーパー	74,024	1,600,000	民事再生法	5市場
2001.9	(株)はるやまチェーン	北海道	紳士服小売	1,258	12,816	民事再生法	店頭
2001.10	大倉電気(株)	埼玉	電装装置・工業計器製造	4,061	8,689	民事再生法	東証1
2001.11	エルゴテック(株)	東京	空調設備工事	3,899	44,000	民事再生法	東証2
2001.11	(株)ナナボシ	大阪	電力設備工事	1,143	6,190	民事再生法	大証2
2001.11	(株)新潟鐵工所	東京	汎用エンジン製造	16,778	227,000	会社更生法	5市場
2001.12	(株)青木建設	東京	土木建築工事	21,538	372,100	民事再生法	東証・大証1
2001.12	(株)壽屋	熊本	総合スーパー	6,817	212,632	民事再生法	大証1・福証
2002.1	殖産住宅相互(株)	東京	注文住宅販売	10,204	13,500	民事再生法	東証1
2002.1	北の家族(株)	東京	居酒屋	2,867	11,600	民事再生法	店頭
2002.1	(株)ケイビー	東京	冷凍食品販売	5,735	20,490	民事再生法	店頭
2002.1	イタリヤード(株)	京都	婦人服製造卸	2,080	5,800	破産	大証2
2002.2	そうご電器(株)	北海道	家電・AV機器販売	3,164	30,600	民事再生法	札証
2002.2	ナカミチ(株)	東京	音響機器製造	25,038	20,000	民事再生法	東証2
2002.2	日本重化学工業(株)	東京	合金鋳造卸	6,800	141,000	会社更生法	東証1

分析対象倒産企業一覧(続き)

倒産年月	社名	所在地	業種	資本金 (百万円)	負債額 (百万円)	倒産形態	市場区分
2002.2	イズミ工業(株)	埼玉	ピストン製造	4,117	30,600	民事再生法	店頭
2002.3	佐藤工業(株)	東京	総合建設業	19,378	449,900	会社更生法	東証・大証・名証1
2002.3	(株)イセキ開発工機	東京	下水道工事関連機器製造販売	969	8,800	民事再生法	店頭
2002.3	日産建設(株)	東京	総合建設業	10,267	114,657	会社更生法	東証1
2002.4	(株)ニコニコ堂	熊本	総合スーパー	2,662	97,500	民事再生法	大証2・福証
2002.4	京神倉庫(株)	京都	倉庫・貨物輸送業	2,110	23,300	会社更生法	大証2
2002.4	第一家庭電器(株)	東京	家庭電気製品販売	19,401	33,900	民事再生法	東証1
2002.4	段谷産業(株)	福岡	住宅機材・建材製造	4,822	31,848	破産	東証・大証1・福証
2002.4	宝幸水産(株)	東京	水産加工食品製造	3,000	28,700	会社更生法	東証・大証1
2002.4	北部通信工業(株)	福島	電子機器製造	1,263	6,500	会社更生法	店頭
2002.5	日本加工製紙(株)	東京	印刷洋紙製造	11,522	69,386	破産	東証1
2002.6	住倉工業(株)	東京	金属加工機製造、不動産業	5,769	1,800	破産	東証・大証2
2002.6	(株)藤木工務店	大阪	建築工事業	4,694	63,192	民事再生法	大証2
2002.6	ハクスイデック(株)	大阪	亜鉛製品・窯業原料製造	844	32,400	民事再生法	店頭
2002.7	大日本土木(株)	岐阜	土木建築工事	14,589	271,210	民事再生法	東証・大証・名証1
2002.7	(株)テザック	大阪	合繊ロープ製造	3,681	39,800	会社更生法	東証・大証・名証1
2002.8	日立精機(株)	千葉	精密工作機械製造	5,060	50,400	民事再生法	東証・大証・名証1
2002.10	ニッセンキハウス工業(株)	東京	注文住宅建築	18,674	17,513	民事再生法	東証・大証1
2002.10	壽工業(株)	東京	建設資材製造	1,689	18,600	民事再生法	大証2
2002.10	(株)フーズネット	京都	回転寿司店他経営	518	6,825	民事再生法	大証2
2002.11	古久根建設(株)	東京	土木建築工事	2,742	42,974	民事再生法	東証1
2003.1	(株)宝船	埼玉	家具販売	2,248	9,500	民事再生法	店頭
2003.1	(株)タカラブネ	京都	和洋菓子製造	2,654	25,530	民事再生法	大証・名証1
2003.2	神戸生絲(株)	兵庫	繊維原料・衣料品販売	2,010	7,982	民事再生法	東証・大証1

分析対象倒産企業一覧(続き)

倒産年月	社名	所在地	業種	資本金 (百万円)	負債額 (百万円)	倒産形態	市場区分
2003.3	(株)セザール	東京	マンション分譲	12,804	59,473	民事再生法	東証1
2003.3	南海毛糸紡績(株)	大阪	毛紡績業	855	5,474	民事再生法	東証・大証2
2003.4	北海道振興(株)	北海道	不動産賃貸、ホテル経営	1,520	34,599	民事再生法	札証
2003.5	大和建設(株)	東京	建築工事	500	23,053	民事再生法	東証2
2003.5	共栄冷機工業(株)	埼玉	管工事	2,027	8,921	会社更生法	JQ
2003.5	大江工業(株)	神奈川	原子力プラント製造	500	2,975	民事再生法	東証2
2003.6	福助(株)	大阪	靴下・足袋等製造	3,937	42,633	民事再生法	東証・大証1
2003.7	マツモト電器(株)	埼玉	家電製品小売	953	8,070	民事再生法	JG
2003.7	日本コーリン(株)	愛知	医療用機器製造	1,838	19,378	民事再生法	JQ
2003.7	世界長(株)	大阪	靴製造	2,088	7,759	会社更生法	大証1
2003.9	(株)酒井鉄工所	大阪	鋼管・橋梁製造	1,025	9,413	民事再生法	大証2
2003.9	(株)マツヤデンキ	大阪	家電製品小売	14,661	66,188	民事再生法	大証1
2003.9	サリ(株)	東京	酒類ディスプレイカウントストア	3,032	5,800	会社更生法	JQ
2003.10	(株)森本組	大阪	総合建設業	2,601	215,309	民事再生法	大証1
2003.11	(株)デジキューブ	東京	ゲームソフト販売	4,087	9,500	破産	HC
2004.3	ムービーテレビビジョン(株)	東京	映画・テレビ放映権販売	2,267	38,000	民事再生法	JQ
2004.3	安治川鉄工(株)	大阪	鉄塔工事	621	16,400	民事再生法	大証2
2004.3	大木建設(株)	東京	建築工事	6,470	76,700	民事再生法	東証・大証1

(注)

- 1 市場区分欄のJCはジャスダック、HCはヘラクレスの略である。
- 2 銀行・証券・保険業は除いている。
- 3 2004年2月に民事再生法を適用した(株)キャッツは、事件性があるため分析対象より除外した。

②倒産直前期の状況

倒産直前期の決算において繰延税金資産を計上していた企業は27社と社数は倒産2期前に比べ減少していた。勘定科目別の内訳は、流動資産に計上していた26社、固定資産に計上していた26社、流動・固定資産共に計上していた25社となっていた。また繰延税金負債を計上していた企業は、22社に増加し、倒産2期前と同様に流動負債に計上していた企業はなく、全て固定負債に計上していた。この点、土地再評価法適用による再評価益の取り崩しもなく、繰延税金負債には変化がなかったことが分かる。

因みに、65社の内、繰延税金資産・負債を共に計上していた企業は、5社と倒産2期前とほぼ同じであった。

総じて、1年以内に倒産したにもかかわらず、かなりの企業が固定資産に繰延税金資産を計上していたことには注目すべきであろう。

③繰延税金資産の増減動向

次に、倒産2期前と直前期の2期間について、繰延税金資産の変動状況を分析する。下表11はその状況を整理したものである。

【表 11】 繰延税金資産の変動状況 （単位：社）

繰延税金 資産残高	倒産2期前	倒産直前期	残高変動	社数	構成比 (%)
有	33	27	増 加	16	25
			変化なし	31	48
無	32	38	減 少	18	27
合 計	65	65	合 計	65	100

倒産2期前と比較して倒産直前期には、繰延税金資産が減少している企業（18社）が、逆に増加する企業（16社）よりもやや多いことが分かる。一方、会計方針で税効果会計の適用を記載しながら、実際には繰延税金資産残高が倒産2期前と直前期共に0である企業も多く、24社であった（表の中では、変化なし区分31社の内訳に相当）。つまり繰延税金資産が変化なしと集計された企業の約8割は、倒産直前の2期間において繰延税金資産残高が貸借対照表上では0と査定されていたわけである。

倒産の危機に瀕した企業は、損益状況や財政状態の悪化が長期間にわたっていることが通例であり、正常な経営状態の企業に比べ、繰延税金資産の計上には慎重でなければならない。この点は、監査委員会報告第66号でも明らかにされている。特に回収可能性の観点からは、合理的なタックスプランニングや収益改善が見込まれる確実性の高い経営計画等がない限り、一般に繰延税金資産の計上は困難である。

倒産企業の約4割（65社中24社）では、少なくとも将来減算一時差異があったとしても、監査の過程で厳しい査定がなされ、評価性引当金の計上により、繰延税金資産の計上が認められなかったことになる。

年度別の繰延税金資産の変動状況を整理したものが表 12 である。

【表 12】 年度別の繰延税金資産の変動状況 （単位：社）

年 度	1999	2000	2001	2002
増加	1	5	5	5
減少	3	4	7	4
変化なし	4	1 0	1 0	7
合計	8	1 9	2 2	1 6

倒産企業の構成は年度ごとに異なるが⁵、経営破綻が続いた銀行業界における税効果会計のあり方が問題視され、繰延税金資産の計上に対する監査の厳格化が主張されだした 2000 年度と 2001 年度は、繰延税金資産の増加企業が多い反面、減少社数も過去よりやや多いという特徴が認められた。倒産 2 期前に計上された繰延税金資産が、直前期に減額あるいはゼロ査定されている企業数はこの 2 年度に多くなっていたが、一方倒産直前期にもかかわらず依然として繰延税金資産が増加している企業が、ほぼ同数のペースで推移していたことは、必ずしも一般事業会社の税効果会計の適用が厳格化されたとはいえなかったことを伺わせる。

全体として、税効果会計の適用に関する監査は、正常に機能していたと考えられる。しかし、監査の厳格化が世間の注目の的であった時期にもかかわらず、倒産の可能性の高い財務的危機企業の中に、倒産直前まで繰延税金資産が増加していた企業が少なからず存在していたことは、外部監査人の監査の対応に問題が存在した可能性も推測されるところである⁶。

④税効果会計関連科目の平均値の推移

年度別の税効果会計関連の財務指標の推移を整理したものが、表 13 である。

【表 13】 税効果会計関連の財務指標

（単位：百万円、％）

財務指標	1999年度	2000年度	2001年度	2002年度
繰延税金資産	855.31	1,859.30	931.96	906.82
繰延税金負債	630.81	737.00	593.88	583.39
純繰延税金資産	224.51	1,122.30	338.08	323.43
繰延税金資産比率	1.12	1.35	1.47	1.33
繰延税金負債比率	1.00	1.41	2.55	3.29
純繰延税金資産比率	0.12	-0.06	-1.08	-1.96
繰延税金資産依存度	9.32	13.60	21.76	11.44

⁵ 倒産直近決算の時点で年度をくくっている。

⁶ 例えば、りそな銀行のケースも、監査法人間で繰延税金資産の回収可能性判断が分かれた。

繰延税金資産、繰延税金負債共に平均値ベースでは、概ね２０００年度を除き同水準（繰延税金資産：１社平均９億円、繰延税金負債：１社平均６億円）で推移していることが分かる。２０００年度は、マイカルの影響があるため、他の年度に比べ、数値がやや大きくなっている。

総資産に対する各勘定科目の比率も、繰延税金資産はほぼ一定で推移しているが、繰延税金負債と純繰延税金資産（繰延税金資産－繰延税金負債）は増加傾向を示していた。前述したように、土地再評価法の適用による再評価益に係る繰延税金負債の影響と推測される。

また、自己資本に占める繰延税金資産の比率（いわゆる繰延税金資産依存度）も、自己資本が大きく毀損した２００１年度を除き、概ね１０％台で推移し、年度毎に倒産企業の構成は変わるものの、自己資本への影響はさほど変化していないことが分かる⁷。

（２）決算状況

①倒産２期前

損益状況をみると、損失企業は３６社となり、全体の約６割に達する。倒産２期前ということで、多くの企業が赤字決算という財務的苦境に陥っていることが分かる。また法人税等調整額が正負にかかわらず計上されていた企業は、３８社と全体の約６割であった。その内マイナスの法人税等調整額を計上していた企業は、２４社にのぼっていた。法人税等調整額がマイナスということは、損益計算上の税負担が減少しその分税引後当期損益が改善することを意味する。

繰延税金資産を計上していた企業数は３３社であったが、その全てがマイナスの法人税等調整額を計上していたわけではなかった（例えば、ナナボシ、北の家族、イセキ開発工機、ハクスイテック、テザック、古久根建設、セザール、南海毛糸紡績、マツモト電器、マツヤデンキの１０社は法人税等調整額がプラスであり、世界長は残高０であるがプラスの法人税等調整額を計上していた）。しかし、いずれにしろ繰延税金資産を計上していた企業の約７割が増益効果を発揮させていたことになる。

ところで、当期損失を計上していたにもかかわらず、繰延税金資産を計上していた企業は１８社と全体の約３割（損失企業の約５割）であった。これらの企業は損失を計上していたが、繰延税金資産の回収可能性には問題がないと監査上判断されていたことを意味する。しかし、この１８社の中には、例えば赤字を黒字に転化させた可能性があるタカラブネが含まれている。すなわち、タカラブネは、もし法人税等調整額がマイナスでなければ、他の条件が一定であるとの前提の下では、当期損失を計上していたと試算されるのである（法人税等調整額－１，５２４百万円、当期利益５２０百万円であり、税効果会計を適用していなければ、当期損失１，００４百万円と試算される）。

財政状態では、自己資本に着目すれば、倒産２期前の時点で債務超過企業は、わずか２社

⁷ 第１章でみたように、１０％台は特に高いというわけではなく、非倒産企業にはかなり高い数値の企業も存在している。

（日本重化学工業、ニコンコ堂）に過ぎなかった。どちらも当然ながら、繰延税金資産は計上されていない。但し、大日本土木は、債務超過ではなかったが、当期損失かつ繰越損失金を抱えていながら、自己資本10,243百万円を上回る繰延税金資産13,783百万円を計上していた。もし、単純に繰延税金資産が全額否定されたならば債務超過に転落することになると試算されるケースであった。

繰越損失金の有無については、全体の約6割である41社が繰越損失金を抱えていた⁸。この内繰延税金資産を計上していた企業は、41社中19社と5割に達していた。しかも、その19社の全てが当期損失を計上しており、短期的な業績改善が困難であれば、繰越損失金を要因に繰延税金資産を計上することには慎重さが求められるべきだったのではなかろうか。

②倒産直前期

損益状況は、損失企業が50社に増加し、収益力の低下が倒産2期前の決算に比べ明らかである。倒産直前には、全体の8割が赤字決算ということである。損失企業の内繰延税金資産を計上していた企業は、19社と2期前の状況と同じ水準であった。法人税等調整額を計上した企業は、全体で40社とやはり2期前と同水準であった。その内マイナスの法人税等調整額を計上していた企業は、23社であった。

繰延税金資産を計上していた企業は27社であったが、マイナスの法人税等調整額を計上し、かつ繰延税金資産を計上している企業は12社存在していた。倒産2期前が22社であるから社数では大幅に減少したことになる。なお、倒産直前期には、税効果会計による黒字化をした可能性があるタカラブネのような企業は確認されなかった。全体としてみれば、倒産直前ということから、税効果会計の適用がより厳しくなった可能性も考えられる。しかし、2期連続して損失計上かつ繰越損失金計上企業でありながら、繰延税金資産を計上していた企業が、15社（全体の25%）も存在していた事実には注目すべきであろう。

財政状態では、債務超過企業が16社と大幅に増加（倒産2期前は2社）していることが倒産直前期の特徴である。収支の悪化により、倒産直前に債務超過に陥る姿が明らかである。当然ながら債務超過企業は全て繰延税金資産を計上していない。また債務超過ではないが、ハクスイテックは、自己資本の金額以上の繰延税金資産を計上しており、実質債務超過とみることが可能である（なお、倒産2期前に実質債務超過と試算された大日本土木は、倒産直前期に実質債務超過は解消されていた）。

繰越損失金の有無については、全体の約7割である48社が繰越損失金を抱え、倒産2期前に比べやはり厳しい状況に変わりがなかった。また、その48社の内で繰延税金資産を計上していた企業も、社数では19社と倒産2期前と同じであった。しかし、実際にこれらの企業が倒産したのは直前決算期から1年以内であり、継続企業の前提が崩れていると強く想定されるにもかかわらず、倒産2期前同様に繰延税金資産の計上を認められていた企業の存在には、単に見積もり誤差とは断定できないような問題が残るところである。

⁸ 本稿では、税務上の繰越損失金ではなく、当期末処分損失を繰越損失金とみなした。

（３）損益・財政状態と繰延税金資産の増減関係

倒産２期前と倒産直前期の２期間の損益・財政状態と繰延税金資産の増減関係を整理したものが下表である。

【表 14】 期間損益増減と繰延税金資産増減の関係 （単位：社）

繰延税金 資産増減	赤 字		黒字	合計
	増加	減少		
増 加	1 2	2	2	1 6
変化なし	2 2	4	5	3 1
減 少	1 2	3	3	1 8
合 計	4 6	9	1 0	6 5

２期間に当期損失が増加した企業は、４６社（全体の７４％）に上り、その内１２社は繰延税金資産も増加している。倒産直前まで２期連続して赤字決算を継続しているにもかかわらず、繰延税金資産の残高が増加している企業がある一方、同様に２期連続して赤字決算に陥った別の１２社の企業については、逆に繰延税金資産が減少（直前期に残高０になっている企業も含む）していることから、監査委員会報告第６６号に照らしても倒産直前期の繰延税金資産の回収可能性に関する判断の分かれている状況が推測される^９。

【表 15】 繰越損失金増減と繰延税金資産増減の関係 （単位：社）

繰延税金 資産増減	繰越損失金		繰欠 なし	合計
	増加	減少		
増 加	1 0	3	3	1 6
変化なし	2 4	6	1	3 1
減 少	1 3	2	3	1 8
合 計	4 7	1 1	7	6 5

さらに、倒産２期前と倒産直前期の２期間における繰越損失金の増減状況と繰延税金資産の増減関係を整理したものが、表 15 である。２期間に繰越損失金が増加した企業は４７社であった。繰越損失金に係る繰延税金資産は計上可能であるとしても、繰越損失金が増加している４７社中１０社については、繰延税金資産が倒産直前期にさらに増加していたことが分かる。一方、同じく繰越損失金が増加したにもかかわらず、逆に繰延税金資産を減少させている企業も１３社存在していたのである。

正常な状態以上に損益・財政状態が劣悪な状態に陥っている財務的危機企業においては、

^９ 他の条件を一定とすれば、翌期に課税所得の発生が確実に見込まれない場合には、繰延税金資産の回収可能性はないはずである。

繰延税金資産の回収可能性を厳格に判断した場合、合理的な理由がない限り短期的に回収できるとは想定しづらく、繰延税金資産の計上否認また既に計上済みの繰延税金資産の取り崩しを求める対応になるはずであろう。

第2章の先行研究で述べたように、税効果会計を規定する米国の SFASNo. 109 を巡り、その繰延税金資産・負債の計上に対する裁量の余地が批判されてきた。以上の結果を踏まえれば、我が国の税効果会計実務も、繰延税金資産の回収可能性に関する見積もり・評価に裁量を働かせ、税効果会計を利益操作に利用した可能性があったことは否定できず、米国と状況は同じではないかと考えられる。

なお、これは倒産企業に限定されたことであるが、倒産ほど極端なケースではないにしても、単なる財務悪化企業では、繰延税金資産の計上における裁量の余地がさらに大きいのではなかろうか。これらの企業は継続企業と判断できる余力もあり、過去の実績に基づき繰延税金資産の回収可能性を単純に否定することは困難であると推測できるからである。

第4章 倒産企業における税効果会計の実証分析

本章では、倒産企業が会計政策の一環として、税効果会計をいかに利用しているのかを実証的に解明する。分析は、大きく2段階に分けて行う。すなわち第一に、倒産企業とコントロール企業として倒産していない企業（以下、非倒産企業という。）を対比させ、両者の税効果会計実務を統計的に検証する。分析は、倒産企業が税効果会計を利用した利益操作を行ったか否かに焦点を絞る。

また、自己資本比率は倒産企業を判別するための有力な財務指標である点を踏まえ、倒産企業が繰延税金資産を裁量的に計上し、銀行業で実証されたような自己資本の嵩上げの可能性があることも否定できない¹。そこで、一般事業会社における自己資本比率と税効果会計実務の関係も併せて検証する。

第二に、倒産企業だけを分析対象とし、2000年3月期の税効果会計強制適用前後において倒産企業をグループ分けし、税効果会計適用前後における倒産企業を対比させることを通じて、税効果会計が倒産企業の会計政策において果たした役割を明らかにする。検討の中心は、税効果会計の導入により、倒産企業の財務指標に差異が生じたのか否か、さらに倒産企業が積極的に自己資本の嵩上げを図るため、税効果会計を利用しているのか否かである。

I 倒産企業と非倒産企業の比較

1 サンプル選択と変数の定義

(1) サンプルの選択

税効果会計は1998年の「税効果会計に係る会計基準の設定に関する意見書」に基づき制度的枠組みが示され、その後財務諸表等規則、連結財務諸表規則等が改正され、税効果会計実施のための環境が整備された。税効果会計は、2000年3月期から全面適用されることになっていたが、1999年1月期決算から早期適用を行うことも是認されていた。本研究では、倒産企業における税効果会計の早期適用が少ないことに鑑み、2000年3月期以降に適用された税効果会計を対象とする。分析企業については、前章で検討した倒産企業65社をそのままとし、非倒産企業は銀行・証券・保険を除く東証一部に上場している企業とした。

なお、本来は連結財務諸表ベースの税効果会計実務を対象とすべきであるが、倒産企業

¹ 一般事業会社においても銀行業と同様に自己資本比率に着目する理由としては、①自己資本の毀損状態が、要注意先・破綻懸念先等債務者区分の判定で重要であること（金融検査マニュアル参照）、②自己資本は財務のクッションとして作用するため、格付け決定では重要な指標であること（Moody's Investors Service [1991] 邦訳 157-168 頁参照）、③社債発行の際の財務制限条項（財務上の特約）において、純資産維持条項が多くの場合設定されること、④伝統的な財務分析では、自己資本比率は安全性判断の重要な指標であること等を挙げることができる。

の中には、連結財務諸表を作成していない企業も多いことに鑑み、本研究では個別財務諸表ベースの税効果会計実務を対象とした²。倒産企業については、倒産直近の本決算から、2000年3月期までさかのぼってサンプルとしたことから、サンプル数は175社・年となった。参考までに、年度別のサンプル数を表16に整理した。また分析で利用した財務データは、日本政策投資銀行の財務データバンクより入手した。

【表16】 サンプル数 (単位：社)

	1999 年度	2000 年度	2001 年度	2002 年度	プール
倒産企業	62	59	37	17	175
非倒産企業	1、361	1、369	1、381	1、397	5、508

(2) 変数の定義

本研究は、倒産企業の会計政策における税効果会計の役割を検討するものであるが、先行研究との比較の点から、繰延税金資産と自己資本に関連する財務データと財務比率に重点を置いて分析対象とする変数を選択することにした。

また、米国の先行研究では、税効果会計による **Earnings Management** のリスクが指摘されてきたことについては第2章で述べた通りであるが、問題は利益操作の代理変数である。Visvanathan [1998] は、税効果会計を考慮した損益計算書の税金費用が利益操作の代理変数となることを指摘しており、本稿はこの指摘を参考にして、利益ギャップ（税引前損益と税引後損益の格差）に着目して利益操作の実証分析を行うことにした³。すなわち、一般に正常な企業の場合、特段の事情がない限り、税引後当期利益は税引前当期利益よりも法人税等を控除される分だけ利益額が小さくなるはずである。しかし、経営者が裁量的に繰延税金資産の回収可能性の判断や評価性引当金の見積もりを行い、法人税等調整額を操作するならば、控除される法人税等を上回る法人税等調整額が計上され、逆に税引後当期利益が税引前当期利益よりも多くなることが想定される⁴。本研究では、便宜的にこのような事象が確認された場合を税効果会計を利用した利益操作とみなし、利益ギャップという変数として定義した⁵。

全ての変数の定義を、次頁の表17に示す。

² 税効果会計強制適用前後において倒産企業だけを比較する場合も、税効果会計は個別財務諸表によっている。

³ 倒産企業は、財務レバレッジの高い企業であり、その点でも Visvanathan [1998] の指摘と整合的である。

⁴ 例えば、Phillips et al. [2003] は、増益を図るためには、税務会計よりも財務会計における経営者の裁量がより大きいことを踏まえ、繰延税金資産を増加させるような将来減算一時差異を創出する形、つまり税金等調整額を増加させ、法人税等を減少させることで **Earnings Management** が実行されるであろうと指摘し、Jones モデル等により算出した会計発生高や裁量的処理額よりも、繰延税金費用の方がむしろ有益であるという結果を示した。

⁵ 業績悪化企業の場合、税引前・税引後当期損益共に赤字であることが想定されるが、その場合にも、税引前より税引後当期損失が小さくなれば、やはり利益ギャップの符号は正になる。

【表 17】変数定義一覧⁶

(単位：百万円、%)

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	当期末処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期末処分損益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ＝(税引後当期損益－税引前当期損益)÷総資産×100

なお、分散不均一の問題があるため、繰延税金資産・負債等いくつかの変数に関しては、期末総資産によりデフレートしている。

2 実証分析

本項では、税効果会計に関する基本統計量を基にして財務的特性を最初に比較検討した上で、単変量分析としてのパラメトリック検定とノンパラメトリック検定を通じて、倒産・非倒産企業における平均差の検定を行い、利益操作の有無を分析する。次に、倒産企業における繰延税金資産計上の決定要因の解明を中心とした多変量解析を実施し、さらに限定的ではあるがロジット回帰分析を行い、税効果会計と倒産の関係を分析する。

(1) 基本統計量

前項で示した変数に関する基本統計量を、倒産企業（パネル A）と非倒産企業（パネル B）毎に次頁の表 18 に要約整理した。

⁶ 留保利益率は、自己資本－（資本金＋準備金）を分子として算出されることもある。本稿では、繰越損失金に係る繰延税金資産の計上を勘案し、当期末処分損益を分子として算出している。

【表 18】基本統計量

パネル A: 倒産企業

(単位: 百万円、%)

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	1Q	3Q	標準偏差
DEFA	175	1,215.01	9.18	0.00	44,203.00	0.00	344.32	4,129.18
DEFD	175	654.20	0.00	0.00	14,503.00	0.00	74.35	1,902.34
NETDEF	175	560.82	0.00	-14,503.00	44,203.00	-30.32	301.24	4,704.97
EARNB	175	-4,133.21	-789.33	-106,454.00	4,359.00	-3,270.83	102.70	12,573.37
TAX	175	-506.71	0.00	-45,119.00	4,049.90	-125.50	0.00	3,722.86
EARNA	175	-3,747.16	-793.13	-102,651.00	4,973.00	-3,160.78	66.57	10,592.74
EQUITY	175	8,143.21	3,733.00	-42,609.00	296,293.00	1,365.63	7,997.00	28,958.59
RETAIN	175	-5,588.57	-1,845.00	-98,738.00	10,918.00	-5,523.50	79.30	12,018.26
ASSET	175	1.29	0.05	0.00	13.63	0.00	1.93	2.09
DEBT	175	1.69	0.00	0.00	18.68	0.00	0.35	3.61
NET	175	-0.40	0.00	-15.68	13.63	-0.16	1.58	4.34
ROA	175	-18.26	-3.42	-1,205.47	18.66	-11.56	0.36	98.62
ROE	175	-194.99	-6.80	-12,525.97	698.00	-59.73	4.78	1,213.05
EQR	175	10.67	13.14	-500.46	66.73	4.76	25.77	47.93
RET	175	-24.35	-5.86	-1,159.71	12.39	-16.51	0.11	98.24
DEFEQ	175	0.80	0.00	-369.72	431.06	-0.11	10.65	62.98
ASTEQ	175	13.60	0.20	0.00	431.06	0.00	9.91	39.64
EM	175	-0.18	-0.06	-41.39	13.33	-0.29	0.13	3.81

パネル B: 非倒産企業

(単位：百万円、%)

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	1Q	3Q	標準偏差
DEFA	5508	8,076.20	1,296.05	0.00	553,602.00	367.03	4,497.50	29,788.75
DEFD	5508	1,330.83	0.00	0.00	383,665.00	0.00	0.00	11,007.36
NETDEF	5508	6,745.37	1,052.17	-376,405.00	553,602.00	160.35	4,019.75	31,200.52
EARNB	5508	3,289.01	1,517.00	-785,649.00	1,055,134.00	85.03	4,817.93	39,563.41
TAX	5088	-1,819.18	-192.47	-416,849.00	70,477.00	-996.25	18.95	11,489.12
EARNA	5508	1,492.93	837.00	-790,064.00	634,059.00	49.95	2,810.14	28,058.23
EQUITY	5508	103,816.93	33,887.90	-383,190.00	5,703,321.00	16,521.10	83,097.75	288,394.97
RETAIN	5508	4,618.44	1,752.12	-761,926.00	740,272.00	341.45	5,046.75	37,515.90
ASSET	5508	2.44	1.74	0.00	28.48	0.69	3.43	2.48
DEBT	5508	0.56	0.00	0.00	22.56	0.00	0.00	1.82
NET	5508	1.88	1.61	-22.13	28.48	0.37	3.24	3.22
ROA	5508	0.79	1.14	-372.92	686.69	0.08	2.90	12.35
ROE	5508	-7.37	2.86	-17,211.11	6,881.25	0.29	5.93	293.44
EQR	5508	46.56	46.55	-735.34	99.98	29.81	62.77	24.75
RET	5508	-1.00	2.40	-10,541.87	65.89	0.51	5.04	152.91
DEFEQ	5508	5.87	3.30	-3,043.33	3,537.24	0.81	7.65	77.42
ASTEQ	5508	8.95	3.69	-78.24	3,537.24	1.44	8.26	62.83
EM	5508	-1.28	-0.90	-28.02	113.70	-2.30	-0.08	3.05

表 18 からは、次のような点を指摘することができる。

①損益面では、税引前・税引後当期損益段階において、共に倒産企業は赤字を計上しており、非倒産企業の平均値との差は、税引前当期損益で 7 4 億円、税引後当期損益で 5 2 億円に達している。しかし、税効果会計の適用により法人税等調整額がマイナス（すなわち利益面ではプラス効果⁷⁾ であるため、税引後当期損益段階での格差は税引前当期損益に比べ縮小していることが分かる。

このように、税引後当期損益段階で損益を逆転させるという損益改善効果は、財務的な苦境に陥った企業が、税効果会計を利益捻出型会計政策の手法として利用していることを伺わせる事象とみることができる。

②財政状態に関しては、総じて倒産企業の企業規模（総資産・自己資本）は小さい。また当期末処分損益をみれば、倒産企業は約 5 6 億円の赤字、すなわち多額の繰越損失金を抱えており⁸⁾、非倒産企業（平均 4 6 億円）との格差は大きい。劣悪な財政状態を反映して、自己資本比率や ROE 等の財務比率の格差も著しい。さらに、倒産企業を判別するために有効な財務指標とされている留保利益率に関していうならば⁹⁾、倒産企業（－24.35%）の悪さは、非倒産企業（－1.0%）に比べ明らかである。

③繰延税金資産・負債等の税効果会計に係る各勘定科目の金額については、総じて非倒産企業が大きくなっている。例えば、貸借対照表の流動・固定資産に計上された繰延税金資産残高をみると、非倒産企業の場合は倒産企業に比べ約 6 7 億円も多く、繰延税金負債を控除したネットベースの純繰延税金資産残高も、非倒産企業の方が約 6 2 億円も多くなっている。このように、金額でみる限りでは、倒産企業であるからといって、必ずしも著しく多額の金額を計上しているわけではないことも分かった。

また、税効果会計関連の勘定科目を総資産でデフレートした比率 (ASSET、DEBT、NET) の平均値でみると、倒産企業に関しては、DEBT（繰延税金負債÷総資産×100）が大きく、NET（純繰延税金資産÷総資産×100）がマイナスの値である点が特徴的である。倒産企業は土地再評価法を利用して自己資本の嵩上げをしているケースが多く¹⁰⁾、繰延税金負債の総資産に占める割合が相対的に非倒産企業より大きくなっていることが要因と推測される。その結果、ネットベースの純繰延税金資産の金額がマイナスになってしまっていると考える。

④銀行業で指摘されている税効果会計を利用した自己資本比率の裁量的な操作に関しては、自己資本に占める純繰延税金資産残高の比率 (DEFEQ) をみる限り、倒産・非倒産企業の平均値・中央値は共に著しく過大な値ではなく、また倒産企業の同比率が非倒産企業より特

⁷⁾ 原則として、繰延税金資産計上額が、繰延税金負債計上額を上回っているならば、法人税等調整額はマイナスの値をとり、その金額が法人税等から控除されることになる。

⁸⁾ 税効果会計の分析では、本来であれば税務上の繰越損失金が必要であるが、本稿では会計上の繰越損失金として当期末処分損失を利用した。

⁹⁾ 例えば、白田 [2003] 参照。

¹⁰⁾ 固定負債に計上される繰延税金負債については、その他有価証券評価差額に係るものも考えられるが、第 3 章で述べたように、倒産企業の場合は全て土地再評価に係るものであった。

に高いわけでもない。しかし、グロス金額で示した繰延税金資産ベースの ASTEQ は、倒産企業の平均値が逆に高くなる結果となっている。但し、これでも銀行業に比べれば、その比率はかなり低いものとなっている。銀行業と一般事業会社における自己資本比率の重要性の差が反映しているとみることができよう。

倒産企業にとって、税効果会計の利用も技術的会計政策の手法として重要ではあるが、収支低迷に伴う資金繰りの悪化という事態が、むしろ経営的には重要である。この点キャッシュフロー創出力が限定的な税効果会計の利用だけでは、資金繰りの悪化を到底回避仕切れないと考えられる。一般事業会社の場合、そもそも銀行業ほど自己資本比率がさほど重視されていないということも想定され、自己資本比率の嵩上げは結果論にすぎない可能性も否定できないであろう¹¹。

（２）単変量分析

①仮説の設定

前項では、表 17 で示した変数についての基本統計量に基づき、倒産企業と非倒産企業の財務的特性を検討した。収益力や耐久力等を表す財務指標は、倒産企業が非倒産企業に比べ格段に劣悪なパフォーマンスを示しているが、これは倒産企業である以上その結果は当然といえよう。しかしながら、平均値からみる限り、銀行業において指摘された繰延税金資産の過大計上は認められず、かつまた非倒産企業の方が倒産企業よりも繰延税金資産計上金額自体大きかった。従って、単なる財務数値からのみでは、倒産企業が税効果会計を裁量的に利用しているとは必ずしもいえないようにみえる。

本項では、倒産企業と非倒産企業について、表 17 の各変数につき母平均の有意差検定を行い、統計的に税効果会計による利益操作の有無を検証することにする。

我が国の銀行業界を対象とした、奥田 [2001]、須田 [2003]、大沼 [2004] らの実証研究が、税効果会計を適用することによる利益操作の可能性について指摘したことは前述した¹²。このように税効果会計が魔法のつえとして作用した経済的帰結は、一般事業会社である倒産企業にもそのまま妥当するのであろうか。

前述したように、倒産の危機に瀕した企業は、倒産に至るまで金融機関からの与信継続を図るため、損益・財政面において相応の水準の成果を示す必要がある。多くの場合には、技術的・実質的な会計政策も駆使して、何とか倒産を回避するような努力が行われていると想定される。既に第 1 章で述べたように、税効果会計は、技術的会計政策の手法として、典型的な利益捻出型手法に該当し、回収可能性判断を含め裁量的に利用できることは、内外の先行研究で実証されている。従って、倒産の危機に直面した企業にとっては、税効果会計は利益捻出のための利用可能な魔法のつえになるはずである。

¹¹ 須田 [2001a] は、税効果会計の自己資本に及ぼす影響が、銀行と生保の場合よりも一般事業会社でははるかに小さく、従って資本増強を図る魔法のつえとして活用される可能性は低いと指摘する（97 頁）。これは、1999 年 3 月期の時点のデータに基づく分析ではあるが、その指摘は現時点でも妥当するかもしれない。

¹² 不良債権処理に迫られ経営危機に直面した銀行は、持ち合い株処理と並んで、税効果会計を会計政策で利用している。

そこで、以下のような利益操作仮説 H_1 を設定することができる。

利益操作仮説 H_1 : 倒産企業は税効果会計を利益操作に利用した可能性が高い。

利益操作と税効果会計の関係に着目すれば、利益操作仮説 H_1 を検証するために、次のような作業仮説 $C_1 \sim C_4$ を導くことができる。

一般事業会社の場合においても銀行業同様に、業績改善のため不良資産の処理等を有税で行うようなことは普通である。将来減算一時差異の発生による多額の繰延税金資産が計上されることもありうる。従って、繰延税金資産残高だけに着目し、利益操作に税効果会計を利用していると断定することはできない。しかし、税効果会計には経営者による裁量の余地が多いことから、繰延税金資産が多額に計上されてしまう恐れは多分にあることは否定できない。ここから、作業仮説 C_1 を導くことができる。

作業仮説 C_1 : 倒産企業の繰延税金資産は非倒産企業よりも多額になる傾向がある。

また、技術的会計政策の一環として、やはり倒産企業の中には、業績悪化による繰越損失金の増加に対して、時価評価に裁量の余地があるため、土地再評価法を適用して自己資本の劣化の防止を図っている企業がかなり存在していることも前述した。従って、土地再評価法による評価差額に係る繰延税金負債の計上は、利益操作の実施を推測させるものと考えられる。ここから作業仮説 C_2 が導かれる。

作業仮説 C_2 : 倒産企業の繰延税金負債は非倒産企業よりも多額になる傾向がある。

ところで、一般に税引後当期利益は税引前当期利益よりも控除される法人税等の分だけ少ないはずである。税効果会計を適切に適用した場合も、正常な状態であればその状況には変わるところはないであろう。しかし、利益操作の手段として裁量的に税効果会計を適用し利益を捻出することを意図したならば、法人税等調整額はマイナス符号となり、税引後当期利益が税引前当期利益よりも大きくなることが想定されると指摘した。ここから、作業仮説 C_3 を導くことができる。

作業仮説 C_3 : 倒産企業の利益ギャップは非倒産企業よりも大きくなる傾向がある。

須田 [2001a] は、銀行業と異なり、一般事業会社の場合自己資本比率を嵩上げするために、税効果会計を適用している可能性は低いと指摘している。しかしながら、倒産に直面した財務的危機企業の場合、少しでも自己資本比率の向上等による財政状態の健全性を示す誘因が、一般事業会社の中でも高いことが想定され、同じ一般事業会社とはいえ、同列には論じられないと考えられる。ここから作業仮説 C_4 が導かれる。

作業仮説 C_4 : 倒産企業は自己資本に対する繰延税金資産の割合が高い傾向がある。

②平均差の検定

仮説検定については、t 検定、ノンパラメトリック検定として Wilcoxon 検定（順位和検定）を採用した¹³。分析の手順としては、まずプールデータについて有意差検定を実施する。ついで繰延税金資産計上に関する監査強化を反映した構造的変化が生じている可能性もあるため、年度別プールデータによる有意差検定も併せて行うことにする。

有意差検定で検証すべき帰無仮説は、それぞれ次のようになる。

- a：倒産企業と非倒産企業との繰延税金資産計上額には差がない。
- b：倒産企業と非倒産企業との繰延税金負債計上額には差がない。
- c：倒産企業と非倒産企業との利益ギャップには差がない。
- d：繰延税金資産が自己資本に占める割合に倒産企業と非倒産企業とで差がない。

（i）表 19 に、プールデータについての t 検定と Wilcoxon 検定の結果（両側検定）を要約して示した。t 検定によれば、帰無仮説 a、b、c は合理的な水準（1 %）で有意差が認められた。しかし、帰無仮説 d については有意ではなかった。その結果、帰無仮説 a～c は棄却され、d は受容されることになる。

一方、Wilcoxon 検定では、全ての変数について 1 %水準で有意となったため、帰無仮説は全て棄却されることになる。

繰延税金資産に関連する DEFA、NETDEF、ASSET、NET の 4 変数については、いずれも非倒産企業の方が大きく、帰無仮説 a は棄却されたものの、作業仮説 C_1 「倒産企業の繰延税金資産は非倒産企業よりも多額になる傾向がある」を支持する証拠は得られなかった。また、繰延税金負債に関連する DEFDA、DEBT の 2 変数については、実額ベースの DEFDA は非倒産企業の方が大きかったものの、繰延税金負債を総資産で除した DEBT は倒産企業の方が大きい結果となった。これは、前述したように、倒産企業の場合総資産に比べて、相対的に土地再評価法適用による再評価差額に係る繰延税金負債の負担が、非倒産企業よりも重いことによるものと推測される。加えて、倒産企業の企業規模は非倒産企業よりも小さいことを勘案すれば、規模を考慮した DEBT により、仮説の是非を判断すべきであろう。従って、作業仮説 C_2 「倒産企業の繰延税金負債は非倒産企業よりも多額になる傾向がある」は支持されていると解釈できる。

作業仮説 C_3 は「倒産企業の利益ギャップは非倒産企業よりも大きい傾向がある」であった。変数 TAX は金額的に非倒産企業が倒産企業の約 3 倍であるものの、倒産・非倒産企業どちらもマイナスの符号を示し、法人税等調整額は増益に寄与していることが分かった。一方利益操作の代理変数である利益ギャップ（EM）は倒産企業が小さく、符号もマイナスであった。これは、予想に反して倒産企業が非倒産企業よりも利益操作の手法として税効果会計を利用している可能性を否定するものである。

¹³ ノンパラメトリック検定の手法に関しては、本稿で採用した Wilcoxon 検定以外にも、例えば Mann-Whitney の U 検定等がある。ノンパラメトリック検定の詳細は、例えば柳川 [1982]、Siegel [1983] を参照。

【表 19】平均差の検定(プールデータ)

(単位：百万円、%)

変数	グループ	N	平均値	t検定		Wilcoxon検定	
				t値	p値	z値	p値
DEFA	倒産	175	1,215.01	-13.4940	0.0000	13.8670	0.0000
	非倒産	5,508	8,076.20		***		***
DEFD	倒産	175	654.20	-3.2754	0.0011	9.6028	0.0000
	非倒産	5,508	1,330.83		***		***
NETDEF	倒産	175	560.82	-11.2310	0.0000	10.6720	0.0000
	非倒産	5,508	6,745.37		***		***
EARNB	倒産	175	-4,133.21	-6.8110	0.0000	13.2787	0.0000
	非倒産	5,508	3,289.01		***		***
TAX	倒産	175	-506.71	4.0477	0.0000	6.2011	0.0000
	非倒産	5,088	-1,819.18		***		***
EARNA	倒産	175	-3,747.16	-5.9177	0.0000	13.6221	0.0000
	非倒産	5,508	1,492.93		***		***
EQUITY	倒産	175	8,143.21	-21.4512	0.0000	18.5809	0.0000
	非倒産	5,508	103,816.93		***		***
RETAIN	倒産	175	-5,588.57	-9.8177	0.0000	14.8717	0.0000
	非倒産	5,508	4,618.44		***		***
ASSET	倒産	175	1.29	-7.1191	0.0000	10.3333	0.0000
	非倒産	5,508	2.44		***		***
DEBT	倒産	175	1.69	4.1330	0.0000	8.9176	0.0000
	非倒産	5,508	0.56		***		***
NET	倒産	175	-0.40	-6.9008	0.0000	8.7569	0.0000
	非倒産	5,508	1.88		***		***
ROA	倒産	175	-18.26	-2.5546	0.0115	13.2240	0.0000
	非倒産	5,508	0.79		**		***
ROE	倒産	175	-194.99	-2.0442	0.0424	7.2277	0.0000
	非倒産	5,508	-7.37		**		***
EQR	倒産	175	10.67	-9.8640	0.0000	16.2946	0.0000
	非倒産	5,508	46.56		***		***
RET	倒産	175	-24.35	-3.0304	0.0028	14.7960	0.0000
	非倒産	5,508	-1.00		***		***
DEFEQ	倒産	175	0.80	-1.0401	0.2996	4.0169	0.0001
	非倒産	5,508	5.87				***
ASTEQ	倒産	175	13.60	1.4949	0.1365	6.2631	0.0000
	非倒産	5,508	8.95				***
EM	倒産	175	-0.18	3.7640	0.0002	20.1374	0.0000
	非倒産	5,508	-1.28		***		***

(注) ** : 5%水準で有意、*** : 1%水準で有意。

検定は全て両側検定である。

そこで、利益ギャップ（EM）の構成要素としての利益金額差（EMK：税引後当期利益－税引前当期利益）自体について、平均差の t 検定を補足的に実施した。その結果は表 20 のようになった。

【表 20】利益金額差（EMK）の検定

（単位：百万円）

	プールデータ
倒産企業	386.05
非倒産企業	-1796.08
t 値	6.4417
p 値	0.0000

（注）観測数：倒産 175、非倒産 5508

t 検定の結果、1%水準で EMK には有意な差が認められた。倒産企業は符号がプラスとなり、利益捻出型会計政策の手法として税効果会計を利用した結果と考えられる。以上を総合的に判断すれば、作業仮説 C_3 は支持することが可能であろう。

作業仮説 C_4 「倒産企業は自己資本に対する繰延税金資産の割合が高い傾向にある」であるが、繰延税金負債を繰延税金資産から控除した純額ベースの DEFEQ は Wilcoxon 検定で有意な差を示し、非倒産企業の方が高い結果であった。しかし、総額ベースの ASTEQ は逆に倒産企業が有意に高い値を示した。作業仮説 C_4 は、倒産企業が税効果会計を「自己資本を増強させる魔法のつえ」として利用しているか否かを判断するものであるが、部分的に仮説を支持する結果となった。

以上の作業仮説の検証結果に対する解釈を総合すれば、微妙ではあるが、利益操作仮説 H_1 「倒産企業は税効果会計を利益操作として利用した可能性が高い」を積極的に否定する証拠は得られなかったと総括できる。

（ii）倒産企業・非倒産企業どちらにおいても、将来減算一時差異があるものの、回収可能性が認められないため、貸借対照表上の繰延税金資産を 0 として計上している企業が少なからず存在している。これらの企業の影響も無視することはできないと考えられる。プールデータを用いて平均差の検定を行ったが、このような繰延税金資産残高 0 の企業を除外した場合、（i）で導かれた結論に影響があるのかどうかを次に分析することにする。

有意差検定については、（i）と同様に t 検定と Wilcoxon 検定を実施した。検定結果を要約したものが、次頁の表 21 である。

繰延税金資産残高 0 の企業を除外したため、サンプル数が減少したものの、総じて平均値をみる限りでは、倒産企業と非倒産企業との平均差が縮小していることが分かる。また ASSET と NET を除いた変数は、全て統計的に有意な差が確認された。作業仮説 C_1 「倒産企業の繰延税金資産は非倒産企業よりも多額になる傾向がある」は、繰延税金資産残高 0 を

除外した場合にも棄却することができなかった。その他の作業仮説については、(i)と同様に仮説を支持する証拠が得られた。

特に、純繰延税金資産が自己資本に占める比率 (DEFEQ) については、(i) と異なり t 検定と Wilcoxon 検定共に合理的に有意な水準で倒産企業が非倒産企業よりも大きい差がある結果となった。すなわち、繰延税金資産残高 0 の企業を除いて考察すれば、倒産企業では繰延税金資産が自己資本の嵩上げに寄与していると解釈することができることになる。このため ASTEQ と併せて考察するならば、利益操作仮説 H_I を補強する証拠が得られたと考えられる。

【表 21】繰延税金資産残高0のデータを除外した場合の平均差の検定

(単位：百万円、%)

変数	グループ	N	平均値	t検定		Wilcoxon検定	
				t値	p値	z値	p値
DEFA	倒産	89	2,389.07	-8.9371	0.0000	6.0551	0.0000
	非倒産	4,951	8,984.79		***		***
DEFD	倒産	89	178.61	-6.9403	0.0000	10.2273	0.0000
	非倒産	4,951	1,399.66		***		***
NETDEF	倒産	89	2,210.46	-7.0893	0.0000	4.5584	0.0005
	非倒産	4,951	7,585.13		***		***
TAX	倒産	89	-1,087.82	1.4234	0.1576	2.4538	0.0141
	非倒産	4,945	-1,895.53				**
ASSET	倒産	89	2.54	-0.7119	0.4783	0.7114	0.4768
	非倒産	4,951	2.72				
DEBT	倒産	89	0.87	1.1140	0.2683	9.9456	0.0000
	非倒産	4,951	0.51				***
NET	倒産	89	1.67	-1.3826	0.1702	1.2759	0.2020
	非倒産	4,951	2.21				
DEFEQ	倒産	89	22.98	2.5345	0.0129	4.4416	0.0009
	非倒産	4,951	8.04		**		***
ASTEQ	倒産	89	26.74	2.9776	0.0037	5.6787	0.0000
	非倒産	4,951	9.95		***		***

(注) **: 5%水準で有意、***: 1%水準で有意。

検定は全て両側検定である。

(iii) 銀行業界における繰延税金資産による自己資本の嵩上げが重大な問題として取りざたされた背景には、税効果会計に依存した脆弱な資本構造を持っていた、りそな銀行等いくつかの銀行が経営破綻に追い込まれた事情がある。また、会計監査において、どの程度まで繰延税金資産の計上を認めるべきかについては、日本公認会計士協会監査委員会報告第66号に基づいて厳正な監査が実行されているはずであるが、銀行検査と会計監査における繰延税金資産の扱いの食い違い等が銀行の経営破綻に伴い明らかになったことも影響しているこ

とは否めない。このような事情があることから、銀行業における税効果会計適用に対するより一層の厳正監査の実施、すなわち繰延税金資産の計上に対する規制論が浮上してきたのである。

このように、税効果会計を巡る会計・監査環境は、2000年3月期決算の税効果会計本格適用から年々変化しつつあるのである。銀行業界ほど税効果会計が問題視されたわけではないが、銀行業界における議論との関係上、一般事業会社においても繰延税金資産の計上における構造的変化の可能性も否定できないのである。以上から、倒産企業・非倒産企業両者における税効果会計の適用状況に関しても、年度毎に変化があるのか否か、さらに検証してきた利益操作仮説に及ぼす影響を検討してみる必要があると考える。

平均差の有意性検定は、(i)～(ii)と同様にt検定とWilcoxon検定を実施した。表22～表25に、時系列データ(1999～2002年度)に基づいた平均差の検定結果を要約して示した。1999年度は、各変数の平均差の検定結果も統計的に有意であり、全体としてプールデータでの結果と大差は認められない。2000年度に関しても、総じて平均差には有意性が確認された。但し、純繰延税金資産が自己資本に占める割合を示す変数DEFEQの平均差は統計的に有意ではなかった。しかし、税効果会計が自己資本に及ぼす影響に関しては、変数ASTEQの平均差が統計的に有意である点に鑑み、プールデータでの考察結果と矛盾することはないものとする。

ところが、銀行業界での税効果会計のあり方がかなり問題視されはじめた2001年度以降は状況にやや変化が観測された。すなわち、2001年度での平均差の検定結果は、いずれも統計的な有意性が確認されたことは、前年度と変わりがなかった。注目すべき点は、倒産企業の変数DEFEQとASTEQの平均値がプールデータに比べ大幅に上昇していることである。しかも、非倒産企業の平均値はプールデータと大差がなかったのである。繰延税金資産による自己資本の嵩上げが2001年度には顕著であったとも解釈できるが、むしろ倒産企業の繰延税金資産の水準自体には大きな変動がない反面、収支悪化による自己資本の毀損が著しいため、相対的にDEFEQ等の比率が上昇したと考えるべきであろう¹⁴。

一方2002年度については、非倒産企業の変数DEFEQとASTEQの平均値が上昇し、自己資本に対する繰延税金資産の影響が大きくなっている。繰延税金資産の計上に対する厳格化の要請があるものの、一般事業会社の業績改善に伴い繰延税金資産の回収可能性が向上した結果ではないかと推測することができよう。

このことは、2002年度における収益力水準や繰延税金資産自体の水準が、非倒産企業において改善傾向を示していることから裏付けられる¹⁵。

以上から、2001年度以降状況にやや変化がみられたものの、単変量分析では、仮説に反する結果を得られず、構造的変化の存在を裏付ける証拠は特に認められなかった。

¹⁴ 付表参照。

¹⁵ 付表参照。

【表 22】時系列データによる平均差の検定(1999年度)

(単位：百万円、%)

変数	グループ	N	平均値	t検定		Wilcoxon検定	
				t値	p値	z値	p値
DEFA	倒産	62	855.3136	-7.4048	0.0000	6.7478	0.0000
	非倒産	1,361	6,052.5221		***		***
DEFD	倒産	62	630.8053	0.5638	0.5746	8.1224	0.0000
	非倒産	1,361	467.1012				***
NETDEF	倒産	62	224.5083	-6.9979	0.0000	5.6378	0.0000
	非倒産	1,361	5,585.4209		***		***
TAX	倒産	62	-500.8159	4.7884	0.0000	4.2093	0.0026
	非倒産	1,111	-2,279.2911		***		***
ASSET	倒産	62	1.1189	-1.7990	0.0722	4.5906	0.0004
	非倒産	1,361	1.5694		*		***
DEBT	倒産	62	0.9993	2.2228	0.0298	8.0123	0.0000
	非倒産	1,361	0.2829		**		***
NET	倒産	62	0.1196	-2.6308	0.0107	3.7130	0.0205
	非倒産	1,361	1.2865		**		**
DEFEQ	倒産	62	-0.5381	-1.1109	0.2700	2.0122	0.0442
	非倒産	1,361	5.5628				**
ASTEQ	倒産	62	9.3226	0.7993	0.4256	2.5901	0.0960
	非倒産	1,361	6.6936				*

【表 23】時系列データによる平均差の検定(2000年度)

(単位：百万円、%)

変数	グループ	N	平均値	t検定		Wilcoxon検定	
				t値	p値	z値	p値
DEFA	倒産	59	1,859.3036	-4.6871	0.0000	7.4676	0.0000
	非倒産	1,369	6,542.3582		***		***
DEFD	倒産	59	737.0002	-1.9077	0.0574	5.2635	0.0000
	非倒産	1,369	1,565.0075		*		***
NETDEF	倒産	59	1,122.3034	-3.5152	0.0006	5.2351	0.0000
	非倒産	1,369	4,977.3506		***		***
TAX	倒産	59	-1,058.5464	1.0344	0.3047	4.9315	0.0001
	非倒産	1,302	-1,909.8495				***
ASSET	倒産	59	1.3482	-2.8953	0.0038	4.8505	0.0001
	非倒産	1,369	2.1441		***		***
DEBT	倒産	59	1.4059	2.0672	0.0430	4.8750	0.0001
	非倒産	1,369	0.5734		**		***
NET	倒産	59	-0.0577	-4.0443	0.0000	3.8206	0.0133
	非倒産	1,369	1.5707		***		**
DEFEQ	倒産	59	-6.6978	-1.0067	0.3178	1.8443	0.6514
	非倒産	1,369	2.4889				
ASTEQ	倒産	59	13.6038	1.7557	0.0840	10.7954	0.0000
	非倒産	1,369	7.1708				***

(注) *：10%水準で有意、**：5%水準で有意、***：1%水準で有意。

検定は全て両側検定である。

【表 24】時系列データによる平均差の検定(2001年度)

(単位：百万円、%)

変数	グループ	N	平均値	t検定		Wilcoxon検定	
				t値	p値	z値	p値
DEFA	倒産	37	931.9610	-8.2928	0.0000	6.9208	0.0000
	非倒産	1,381	9,438.3299		***		***
DEFD	倒産	37	593.8826	-3.0842	0.0021	2.8544	0.0431
	非倒産	1,381	1,897.4165		***		**
NETDEF	倒産	37	338.0784	-6.5144	0.0000	5.0564	0.0000
	非倒産	1,381	7,540.9133		***		***
TAX	倒産	37	154.0310	5.7363	0.0000	4.4431	0.0009
	非倒産	1,326	-2,794.7539		***		***
ASSET	倒産	37	1.4689	-3.1308	0.0018	5.2673	0.0000
	非倒産	1,381	2.8769		***		***
DEBT	倒産	37	2.5537	2.2920	0.0279	2.1867	0.0288
	非倒産	1,381	0.7623		**		**
NET	倒産	37	-1.0848	-3.6475	0.0008	4.8319	0.0001
	非倒産	1,381	2.1146		***		***
DEFEQ	倒産	37	10.8445	0.3582	0.7222	2.0438	0.0410
	非倒産	1,381	5.6485				**
ASTEQ	倒産	37	21.7550	1.0137	0.3175	3.2894	0.0100
	非倒産	1,381	9.6554				**

【表 25】時系列データによる平均差の検定(2002年度)

(単位：百万円、%)

変数	グループ	N	平均値	t検定		Wilcoxon検定	
				t値	p値	z値	p値
DEFA	倒産	17	906.8227	-8.6649	0.0000	4.3047	0.0017
	非倒産	1,397	10,204.2965		***		***
DEFD	倒産	17	583.3904	-2.1339	0.0346	0.4168	0.6768
	非倒産	1,397	1,382.7196		**		
NETDEF	倒産	17	323.4323	-7.4099	0.0000	3.4574	0.0546
	非倒産	1,397	8,821.5769		***		*
TAX	倒産	17	-51.0777	1.7666	0.0776	0.7739	0.4390
	非倒産	1,349	-393.7994		*		
ASSET	倒産	17	1.3296	-2.6871	0.0073	3.5202	0.0431
	非倒産	1,397	3.1505		***		**
DEBT	倒産	17	3.2942	2.1822	0.0443	0.9533	0.3404
	非倒産	1,397	0.6047		**		
NET	倒産	17	-1.9646	-3.0798	0.0072	4.7051	0.0003
	非倒産	1,397	2.5458		***		***
DEFEQ	倒産	17	9.8563	0.0129	0.9898	0.4103	0.6816
	非倒産	1,397	9.7043				
ASTEQ	倒産	17	11.4380	-0.1172	0.9077	2.0905	0.0366
	非倒産	1,397	12.1776				**

(注) *：10%水準で有意、**：5%水準で有意、***：1%水準で有意。

検定は全て両側検定である。

(iv) 非倒産企業との対比により、倒産企業が税効果会計を会計政策の一手法として利益捻出に利用している可能性が統計的に確認されたが、利益操作仮説は倒産のタイミングによって影響されるか否かは明らかではない。倒産過程に鑑みれば、税効果会計は、倒産直前期においてより裁量的に適用される恐れが強いと想定される¹⁶。

そこで、倒産企業を対象に、倒産直前の2期間の決算においても、利益操作仮説が妥当するか否かを検討するため、以下のような帰無仮説を設定した。

帰無仮説 H_0 ：倒産直前期と倒産2期前とでは税効果会計の適用に差はない。

平均差の有意性検定は、他の分析と同様に t 検定と Wilcoxon 検定を実施した。検定結果は、表 26 に整理した。

【表 26】倒産直前1期前・2期前における平均差の検定

(単位：百万円、%)

変数	グループ	N	平均値	t検定		Wilcoxon検定	
				t値	p値	z値	p値
DEFA	倒産2期前	65	967.6923	-0.8205	0.4141	1.0143	0.3105
	倒産1期前	65	1,635.1846				
DEFD	倒産2期前	65	688.9077	-1.1944	0.2345	4.2599	0.0000
	倒産1期前	65	1,635.1846				***
NETDEF	倒産2期前	65	278.7846	-0.7784	0.4381	1.9525	0.0509
	倒産1期前	65	993.7538				*
TAX	倒産2期前	65	-330.7692	0.5514	0.5830	1.3566	0.1749
	倒産1期前	65	-738.1385				
ASSET	倒産2期前	65	1.1334	-0.4450	0.6571	1.2425	0.2141
	倒産1期前	65	1.2959				
DEBT	倒産2期前	65	1.0969	-0.7836	0.4348	4.5895	0.0000
	倒産1期前	65	1.5323				***
NET	倒産2期前	65	0.0365	0.4009	0.6891	2.3835	0.0171
	倒産1期前	65	-0.2364				**
DEFEQ	倒産2期前	65	6.2166	0.0046	0.9963	1.2044	0.2284
	倒産1期前	65	6.1458				
ASTEQ	倒産2期前	65	10.9305	-0.9056	0.3676	17.1797	0.0000
	倒産1期前	65	17.8333				***

(注) *：10%水準で有意、**：5%水準で有意、***：1%水準で有意。

検定は全て両側検定である。

サンプル企業数は65社であるが、倒産直前期と2期前における平均値を比較した結果、全体として平均差の有意性水準が他の分析よりも低下していることが分かる。t 検定では有意性が認められず、Wilcoxon 検定で有意性が確認された変数も、DEFD、NETDEF、DEBT、NET、ASTEQ の5つだけであった。繰延税金資産自体の金額も倒産直前期には大幅に増加

¹⁶ 倒産企業の税効果会計適用状況と決算の関係を分析したところ、倒産直前期にはより一層利益操作を行っている可能性が認められた（後述）。

しているものの、統計的に2期前との平均差は有意ではなかった。もっとも、変数 **ASTEQ** の水準は倒産直前期に大幅に上昇し、統計的に有意な差が確認された。確かに倒産2期前より直前期の収益水準が悪化し、また自己資本の水準もさらに低下していることから¹⁷、相対的に繰延税金資産の自己資本に占める割合が上昇するのは当然であろう。従って、「倒産直前期と倒産2期前とでは税効果会計の適用に差はない」という帰無仮説を棄却できる証拠は得られず、倒産のタイミングと税効果会計の適用には関係がないということが確認された。

倒産の危機に直面した企業は、前述したように様々な手法を駆使して利益捻出を図るはずであるが、損益・財政面へのインパクト、キャッシュフロー創出力等の点から税効果会計を考察した場合、倒産に近づいた段階では税効果会計による利益捻出では不十分ということを示唆しているのではなかろうか。なぜなら、税効果会計は利益操作の手法として、資産売却、費用繰延等の手法に比べ、資金繰り面での直接的効果は限定的である反面¹⁸、時間距離的に離れた時点から倒産直前まで損益・財政面への効果が持続するものだからである。

逆にみれば、適用時期に差がないということは、税効果会計による利益操作のリスクは、倒産との時間距離に関わりなく存在することを意味することになり、税効果会計の持つ持続的効果を支持する証拠ではないかと思料される。従って、企業分析に際しては、税効果会計による利益操作に対する注意を、常に持たなければならないことが示唆されていると考えるべきである。

¹⁷ 付表参照。

¹⁸ 黒字決算であれば、本来支払うべき税金を支出しないで済むというキャッシュフロー創出力が認められるが、倒産に直面した企業は赤字であることが通例であり、このような効果を期待することができない。

(3) 多変量解析

前項では、倒産企業が繰延税金資産を多額に計上していたとはいえないものの、非倒産企業に比べた場合、利益操作目的すなわち繰延税金資産による自己資本の嵩上げや法人税等調整額の裁量的計上による利益捻出を行ったことが確認された。

しかし、単変量分析では、因果関係が分からないため、税効果会計と利益操作の因果関係を分析する必要がある。本項は、単変量分析の結果を踏まえて、倒産企業における繰延税金資産の決定要因を重回帰分析を行って検証する。加えて、前述したように、税効果会計を巡る環境が年度毎に変化していることもあり、年度ダミーも追加して、構造的変化の影響も探ることとする。

さらに、税効果会計と企業倒産の関係を検討するため、倒産の有無を従属変数とし、倒産の判別に利用されている財務指標に加え、税効果会計関連の変数を独立変数に追加して、ロジット回帰分析も実施する。

①独立変数の相関関係

回帰分析を行う場合には、独立変数間に強い相関関係が存在するならば、多重共線性の問題が生じる。多重共線性が生じてしまうならば、回帰係数の推定や検定が正確に実施することができなくなるからである。従って、回帰分析を実施する際には、独立変数の相関関係を検討しておく必要がある。

表 27 が、Pearson の相関係数を整理したものである¹⁹。

【表 27】独立変数の相関関係

変数	ASTEQ	ROA	ROE	RETAIN / EQUITY	EMK / EQUITY
ASTEQ	1.0000				
ROA	0.0400	1.0000			
ROE	-0.0571	-0.0091	1.0000		
RETAIN / EQUITY	0.0220	0.0070	0.8616	1.0000	
EMK / EQUITY	0.1946	-0.0080	0.3556	0.1482	1.0000

相関関係が最大の変数は ROE と $\frac{RETAIN}{EQUITY}$ の 0.8616 であった。それ以外の変数には、強い相関が認められなかった。収益力の代理変数として、例えば須田 [2003] は ROE を採用しているが、多重共線性の懸念があるため、ROE に代えて収益力の代理変数としては、ROA をモデルに組み込むこととする。

なお、ROA 以外の全ての変数は、自己資本によりデフレートを行っている。

②重回帰分析

(i) 繰延税金資産モデルの推定

前述したように、変数 $ASTEQ$ の平均差の検定は統計的に有意であった。 $ASTEQ$ は、繰延税金資産が自己資本に占める割合を表す指標であり、この比率が高いことは、税効果会計資本と一般に称されているように、繰延税金資産を計上することにより、自己資本が嵩上げされている可能性があることを示唆するものである。逆にいえば、繰延税金資産の計上を裁量的に行うことにより、財務分析で重視される自己資本を操作することができるわけである。

ところで、繰延税金資産の計上に関しては、日本公認会計士協会が監査委員会報告第66号「繰延税金資産の回収可能性の判断に関する監査上の取扱い」（1999年11月）を公表しており、原則的に繰延税金資産は回収可能性がある場合にのみ計上することができるとされている。監査委員会報告第66号によれば、繰延税金資産の回収可能性は、将来年度の課税所得の見積もりにより大きく左右されることになる。また将来減算一時差異の解消がスケジューリング可能であるか否かによっても、繰延税金資産の回収可能性の判断が相当影響される。監査委員会報告第66号の5（1）に従えば、過去の業績等に基づいて企業を5区分に分類し、課税所得の見積もりを回収可能性の判断に反映させる場合の指針を、この企業の分類毎に規定している²⁰。

例えば、「期末における将来減算一時差異を十分に上回る課税所得を每期計上している会社等」が分類1になる。この場合の「每期」とは当期およびおおむね過去3年以上を意味するとされる。分類1の会社は、繰延税金資産は全額について回収可能性があると判断される。一方「過去連続して重要な税務上の欠損金を計上している会社等」が分類5に該当する。分類5の会社は、将来の課税所得の発生を合理的に見積もることができないため、将来減算一時差異および税務上の繰越欠損金等に係る繰延税金資産の回収可能性はないと判断される。当然ながら債務超過の会社や繰越損失が長期間にわたり、かつ短期間にその解消が見込まれない会社も同様である。

ここから、税効果会計と利益操作の因果関係、すなわち利益操作のため、どのようにして繰延税金資産を計上するのかという決定要因に関する以下の仮説を導いた。

仮説 H_2 : 利益操作によって（すなわち、税効果会計を利用して）繰延税金資産を多く計上する傾向がある。

この仮説 H_2 を検証するため、従属変数として $ASTEQ$ 、独立変数として ROA 、 $\frac{RETAIN}{EQUITY}$ 、

$\frac{EMK}{EQUITY}$ を採用した繰延税金資産モデル（A）を設定した。なお、繰延税金資産残高が0

¹⁹ 後述するロジット回帰分析では、異なる独立変数を採用するため、再度相関関係を検討する。

²⁰ 太田〔2002〕は、倒産企業は分類4か5であろうと述べている。

の企業は、サンプルから除外している。

$$\text{ASTE}Q = \beta_0 + \beta_1 \frac{\text{RETAIN}}{\text{EQUITY}} + \beta_2 \text{ROA} + \beta_3 \frac{\text{EMK}}{\text{EQUITY}} + \varepsilon$$

但し、 $\text{ASTE}Q$: 繰延税金資産 / 自己資本 $\times 100$
 $\frac{\text{RETAIN}}{\text{EQUITY}}$: 当期末処分損益/自己資本 $\times 100$
 ROA : 総資産利益率
 $\frac{\text{EMK}}{\text{EQUITY}}$: 利益金額差/自己資本 $\times 100$
 ε : 誤差項

モデルの推定は、利益操作がない場合のケース 1、利益操作がある場合のケース 2 に分けて行った。繰延税金資産モデル (A) を推定した結果が、表 28 に要約されている。

【表 28】繰延税金資産モデル (A) の推定結果

	定数項	$\frac{\text{RETAIN}}{\text{EQUITY}}$	ROA	$\frac{\text{EMK}}{\text{EQUITY}}$	Adj. R ²	観測値数
	仮説符号	—	+	+		
ケース 1	18.11969 [4.848572] [0.0000] ***	-0.28041 [-11.9776] [0.0000] ***	1.606188 [3.92377] [0.0002] ***		0.6246	89
ケース 2	17.66916 [6.530997] [0.0000] ***	-0.11387 [-4.5097] [0.0000] ***	1.005951 [3.310425] [0.0014] ***	0.732109 [8.896849] [0.0000] ***	0.8033	89

(注) 1 仮説に基づく符号を各変数の下に示した。

2 上段の数値は、各変数の係数であり、下段括弧内は各変数の t 値と p 値を示している。検定は全て両側検定で行っている。*** 1%水準で有意

表 28 の各変数には仮説に基づく予想符号を付した。通常、 $\frac{\text{RETAIN}}{\text{EQUITY}}$ 、ROA 共に高い値

をとるならば、フロー・ストック共に経営成績が優良であることを意味し、監査委員会報告第 66 号に従えば、繰延税金資産の回収可能性が認められることになる。従って、係数 $\beta_1 \cdot \beta_2$ の符号は正になるはずである。しかし、倒産企業の場合、回収可能性に疑問があるにも

かわらず、繰越損失金に係る繰延税金資産を計上していることから、正常企業とは異なり、 β_1 の符号は負になるものと想定した。 $\frac{EMK}{EQUITY}$ は、利益操作仮説に従えば、税効果会計を

利用して利益を捻出するものであるから、 β_3 の符号も正になるはずである。表 28 によれば、ケース 1 の場合、 β_1 は 1%水準で有意かつ予想通りに負の符号になり、 β_2 は予想通り正の符号、かつ 1%水準で有意であった。一方ケース 2 の場合、係数 $\beta_1 \cdot \beta_2 \cdot \beta_3$ は全て予想通りかつ合理的水準で有意となった。モデルの説明力（自由度修正済み決定係数）はケース 2 の方が高いことから、利益操作による追加的説明力が認められ、経営成績如何にかかわらず、税効果会計を裁量的に利用し繰延税金資産を計上することが確認できた。

監査委員会報告第 66 号に忠実に従えば、企業の収益力を表象する ROA は少なくとも 3 年間の成長率としてモデルに組み込むべきであろう²¹。倒産企業のサンプルが少なくなることとを勘案し、本稿では単年度の指標を使用したものであるが、係数符号に影響を及ぼす可能性もあろう。

ところで、前項では繰延税金資産の計上に構造的変化の生じた可能性は否定されたが、繰延税金資産の回収可能性を考慮した繰延税金資産モデル (A) をベースとして、年度ダミー変数を組み込んだ重回帰モデル（繰延税金資産モデル (B)）を設定し、構造的変化の有無を再度検証することにした。

繰延税金資産モデル (B)

$$\begin{aligned} ASTEQ = & \beta_0 + \beta_1 \frac{RETAIN}{EQUITY} + \beta_2 ROA + \beta_3 \frac{EMK}{EQUITY} \\ & + \beta_4 YEAR01 + \beta_5 YEAR02 + \beta_6 YEAR03 + \varepsilon \end{aligned}$$

但し、 $ASTEQ$: 繰延税金資産 / 自己資本 $\times 100$

$\frac{RETAIN}{EQUITY}$: 当期末処分利益/自己資本 $\times 100$

ROA : 総資産利益率

$\frac{EMK}{EQUITY}$: 利益金額差/自己資本 $\times 100$

$YEAR01$: 年度ダミー変数、2000 年度のサンプルを 1，その他を 0

$YEAR02$: 年度ダミー変数、2001 年度のサンプルを 1，その他を 0

$YEAR03$: 年度ダミー変数、2002 年度のサンプルを 1，その他を 0

ε : 誤差項

繰延税金資産モデル (B) を推定した結果を要約したものが、表 29 である。

【表 29】繰延税金資産モデル（B）の推定結果

定数項	RETAIN EQUITY	ROA	E M K EQUITY	YEAR01	YEAR02	YEAR03	Adj. R ²	観測 値数
仮説符号	—	+	+	?	?	?		
11.32328	-0.10188	0.945988	0.754741	6.393781	16.373	16.41147	0.8119	89
[2.786665]	[-4.0199]	[3.116752]	[9.211242]	[1.117868]	[2.319356]	[1.699396]		
[0.0066]	[0.0001]	[0.0025]	[0.0000]	[0.2669]	[0.0229]	[0.093]		
***	***	***	***		**	*		

(注) 1 仮説に基づく符号を各変数の下に示した。

2 上段の数値は、各変数の係数であり、下段括弧内は各変数の t 値と p 値を示している。

検定は全て両側検定で行っている。*** 1 %水準で有意 ** 5 %水準で有意 * 10 %水準で有意

分析サンプルは、繰延税金資産モデル（A）と同様に、繰延税金資産残高が 0 の企業を除外している。年度ダミー以外の独立変数の予想符号、有意水準共に、繰延税金資産モデル（A）と同じ結果であった。

また年度ダミー変数を追加した場合においても、モデル自体の説明力にも大差は認められなかった（自由度修正済み決定係数：0.8119）。

一方、構造的変化を示す年度ダミーの係数は、2001 年度の YEAR02 の係数が 5 %水準、2002 年度の YEAR03 の係数が 10 %水準でそれぞれ統計的に有意となった。このことは、倒産企業における繰延税金資産計上の決定要因に関しては、2001 年度と 2002 年度に構造的変化が生じたことが示唆されている。また係数の符号は共に正であり、両年度は繰延税金資産がより多く計上されたことも伺える。

これは、単変量分析で示された、2001 年度以降に過去よりも繰延税金資産が自己資本に占める割合が増加した結果と整合的である。

繰延税金資産モデル（B）の推計結果から、税効果会計を巡る会計・監査環境の変化にもかかわらず、倒産企業は利益操作に税効果会計を利用している可能性がある」と解釈できよう。

ところで、今までの議論は、倒産との時間距離を特に考慮してこなかったが、果たしてサンプルを倒産直前 2 期間に限定した場合にも、繰延税金資産モデルで検証してきた仮説が妥当なのであろうか。

かかる推論が倒産直前期の倒産企業の税効果会計実務にも観測されるか否かを検証するため、倒産企業の倒産直前 2 期分のサンプルを抽出し、繰延税金資産モデル（A）を推定した。その結果は、表 30 に要約した通りである。

倒産直前 2 期間において、全ての独立変数の予想符号が予想通りであり、かつ合理的水準

²¹ 例えば、須田 [2003] は、銀行業に対する繰延税金資産モデルにおいて、ROE を 3 年間の平均値で組み込んでいる。

で有意であった。期間別に考察すれば、倒産 1 期前の方の自由度修正済み決定係数が倒産 2 期前より大きくモデルの説明力が向上していた。この推定結果は、倒産という危機的な状況に追い込まれつつある企業が、倒産直前まで税効果会計を利用して債務超過状態に陥ることを防止していた結果ではないかと解釈できよう。また $\frac{EMK}{EQUITY}$ の係数 β_3 も、倒産 1 期前に上昇しており、利益捻出をさらに進めたことも確認できた。

【表 30】繰延税金資産モデル (A) の推定結果 (倒産直前 2 期間)

	定数項 仮説符号	RETAIN EQUITY —	ROA +	E M K EQUITY +	Adj. R ²	観測値数
倒産 1 期前	25.39716 [4.734152] [0.0000] ***	-0.08122 [-2.34577] [0.0279] **	1.092635 [2.267445] [0.0331] **	0.800205 [7.167979] [0.0000] ***	0.9104	27
倒産 2 期前	12.81807 [3.134768] [0.0039] **	-0.36969 [-3.88697] [0.0005] ***	1.112452 [2.079656] [0.0465] **	0.469751 [2.579311] [0.0152] **	0.5761	33

(注) 1 仮説に基づく符号を各変数の下に示した。

2 上段の数値は、各変数の係数であり、下段括弧内は各変数の t 値と p 値を示している。

検定は全て両側検定で行っている。 *** 1%水準で有意 ** 5%水準で有意

(ii) 利益操作モデルの推定

前項では、繰延税金資産モデルの推定を通じて、繰延税金資産の決定要因を検証した。次に、利益操作と収益力水準の関係を明らかにするため、前項の結果を踏まえて、利益操作の代理変数である利益ギャップを利用したモデルによる検証を行う。

利益操作は、税引後当期利益が低下することを回避するため、税引前当期利益の水準によって決定されると考えた。すなわち、税引前当期利益の水準が低下するならば、利益捻出のために税効果会計を利用すると想定した。モデルの構造は、次頁の通りである。

利益操作モデル

$$\frac{EMK}{EQUITY} = \beta_0 + \beta_1 ROE + \varepsilon$$

但し、 $\frac{EMK}{EQUITY}$: 利益金額差/自己資本 $\times 100$

ROE : 自己資本利益率

ε : 誤差項

繰延税金資産モデルでは、多重共線性を勘案し、収益力の代理変数にROAを採用したが、利益操作モデルでは多重共線性を考慮する必要がないため、須田〔2003〕と同様に、ROEを独立変数とした。なお前項と同様に、繰延税金資産の残高0である企業を除外したサンプルを対象とした。

利益操作モデルの推定結果は、表31に要約した通りである。

【表31】利益操作モデルの推定結果

定数項	ROE	Adj. R ²	観測値数
仮説符号	-		
-1.86099 [-0.88476] [0.3787]	-0.20086 [-20.6261] [0.0000]	0.8283	89

(注) 1 仮説に基づく符号を各変数の下に示した。

2 上段の数値は、各変数の係数であり、下段括弧内は各変数のt値とp値を示している。検定は全て両側検定で行っている。

*** 1%水準で有意、

税引前当期利益の水準が低下し、例えば予想利益と乖離する可能性があるような場合には、利益操作の誘因が生じる。倒産企業の場合にはその誘因はさらに強いであろう。裁量的に評価性引当額の見積もり等を行い、税引前当期利益から控除される法人税等を上回る水準の法人税等調整額を計上させ、税引後当期利益を増加させることが可能である。従って、係数 β_1 の符号は、税引前当期利益の水準と利益ギャップが逆相関の関係にあるはずであるから、負になるものと想定される。

表31の推定結果によれば、係数 β_1 の符号は予想通りの符号になり、1%水準で統計的

な有意性が確認できた。従って、倒産企業における税効果会計実務では、収益力の低下により利益操作が引き起こされることが分かった。

本項の検証結果を総合すれば、倒産企業では監査委員会報告第66号の意図とは異なり、繰延税金資産の回収可能性如何にかかわらず、利益操作を試み繰延税金資産の裁量的計上による自己資本の増加を図るという因果関係が明らかにされた。この結果、前項で示した利益操作仮説「倒産企業は税効果会計を利益操作として利用した可能性が高い」を補強する証拠が得られたものと解釈できる。

(iii) ロジット回帰分析

本稿は、税効果会計と会計政策の関係を明らかにするため、倒産企業と非倒産企業とを対比させながら統計的な検討を加えてきた。

ところで、倒産企業の予測に関しては、Altman [1983]、太田 [1996]、白田 [2003]²² 等多くの研究成果が蓄積され、債務者区分の判定や債券格付け等における信用リスク管理モデルにその成果が実用化されている。倒産予測モデルに関する先行研究によれば、倒産企業と非倒産企業の判別に有効な数多くの財務指標が提示されているが²³、税効果会計に関連する財務指標は直接的に判別モデルの中には組み込まれてはいないようである。本稿の分析で明らかになった倒産企業の会計政策における税効果会計の役割に鑑みれば、倒産予測にしろ信用リスク管理にしろ、税効果会計の重要性を無視することはできないと考えられる。

そこで税効果会計が、倒産企業と非倒産企業の判別にどの程度有益であるか否かを検証するため、倒産予測の先行研究を踏まえた倒産モデルに税効果会計の変数を組み込んだモデルを設定した²⁴。

倒産モデルには、比較的よく採用される自己資本比率 (EQR) と自己資本利益率 (ROE) という伝統的な2種類の財務指標に加え、税効果会計に関連した独立変数 DEFEQ、EM の2種類を組み込んだ。本稿で検証する倒産モデルは、企業が倒産する(1)か倒産しない(0)かという2値変数を従属変数とするモデルである。0または1をとる2値変数(ダミー変数)を従属変数にしたモデルの場合、通常、最小2乗法で回帰分析を行ったならば、最小2乗法に求められる仮定を充足しないという問題が生じる²⁵。そのため、本稿では誤差項がロジスティック分布に従うと仮定したロジット回帰分析を適用することにした²⁶。

サンプルについては、倒産企業・非倒産企業のプールデータ5,683件を対象とした(ケ

²² 本稿では、倒産予測モデルや信用リスクモデル等倒産に関連する計量モデルは一括して倒産モデルと称している。

²³ 例えば、白田 [2003] 87-155 頁参照。

²⁴ 倒産予測は本稿の目的ではないため、税効果会計の倒産への影響という観点から、倒産企業と非倒産企業の判別分析を行った。

²⁵ モデルの誤差項の期待値が0であること、分散が一定であること等の最小2乗法の仮定が充足されない。詳細は、例えば Maddala [1992] 参照。

²⁶ ロジット回帰分析は、誤差項に正規分布を仮定したプロビット回帰分析と並ぶ分析手法である。共に、従属変数が2値変数である場合、誤差項の分布に特定の仮定を設定し、算式の左辺が0と1の間の値をとるように変換した方法である。会計処理の選択適用に関する会計政策の実証研究においては、回帰分析が多用されているが、本稿と同様に2値変数を従属変数とするケースも多く、ロジット回帰分析やプロビット回帰分析も一般的に利用されている。

ース1) ²⁷。さらに参考までに、繰延税金資産残高が0の企業を除いた倒産企業・非倒産企業のプールデータ5,033件に対しても、同一の倒産モデルにより検証を行った(ケース2)。

検証すべき倒産モデルの構造は、以下のとおりである。

倒産モデルの構造

COLAPS	=	α	+	β_1	ROE	+	β_2	EQR	+	β_3	DEFEQ	+	β_4	EM
予想符号					(-)			(-)			(?)			(+)

但し、

COLAPS : 倒産企業の場合は1, 非倒産企業の場合は0を示す。

ROE : 自己資本利益比率

EQR : 自己資本比率

DEFEQ : 純繰延税金資産 / 自己資本 × 100

EM : 利益ギャップ(税引後当期利益-税引前当期利益) ÷ 総資産 × 100

独立変数間の相関係数に関しては、多重共線性の発生が懸念されるほど高くはなかった。また倒産モデルの独立変数の各係数の下には、予想される符号を示した。

財務の健全性を表象する自己資本比率(**EQR**)と収益力を表象する自己資本利益率(**ROE**)は、共に企業体力、いわば企業の耐久力を示す財務指標である。どちらの変数も高い値をとるならば、それだけ当該企業の企業体力が強固であり、倒産しにくいということを意味する。従って、予想される符号は共に負であると考えられる。

純繰延税金資産の自己資本に占める割合(**DEFEQ**)は、税効果会計を適用した結果、資本勘定がどの程度税効果会計に依存しているのかという税効果会計依存度を示す指標である。経営者の将来における収益力見通しに基づく回収可能性の評価を反映した指標であり、過去の経営成績が安定し、かつ将来見通しが確実であれば、正常な企業の場合かなり高い数値を示す可能性がある。しかし前述したように、繰延税金資産の回収可能性の評価には経営者による裁量の余地が多く、利益操作仮説で実証したように、脆弱な資本構成や収益力の嵩上げをもたらす両刃の刃でもあり、倒産の恐れがある企業のみならず財務悪化企業の場合にも、この指標は高い数値を示す可能性がある。従って、予想される符号は正負どちらの可能性もあると考えられる。

利益ギャップ(**EM**)は、税効果会計による利益操作の可能性を判断する指標であり、既に検証したように、この比率が高い場合には税効果会計を利用した利益操作の可能性が高いと推測することができる。利益操作をせざるを得ない状況は、必ずしも倒産との距離が近いことを意味するわけではないが、危機的状況にある企業は一般に利益操作ないし粉飾決算によ

²⁷ ロジット回帰分析を行う場合、サンプル数の制約の問題があるとされる。本件は大量データを対象とするため、この問題は無関係である。

り財務状態を仮装する可能性があることは前述の通りである。この比率が高いならば、倒産の可能性も否定できないといえよう。従って、符号は正であるはずである。

問題となる点は、この符号の予想の適否であり、ここから次の4つの仮説を検証することができる。

- 仮説 H_3 : 自己資本利益率が高い企業であるほど倒産しにくい。
 仮説 H_4 : 自己資本比率が高い企業であるほど倒産しにくい。
 仮説 H_5 : 自己資本に占める繰延税金資産の比率が高い企業ほど倒産しやすい。
 仮説 H_6 : 税効果会計を利用した利益操作を実施している企業は倒産しやすい。

倒産モデルの推定結果と、独立変数の係数について有意性検定を実行した結果を要約したものが、表 32 である。

【表 32】倒産モデルの推定結果

ケース 1 (プールデータ)

変数	定数項	ROE	EQR	DEFEQ	EM
	α	β_1	β_2	β_3	β_4
予想した符号		—	—	?	+
推定量	−1.72911	−0.00017	−0.05086	−0.00017	0.030828
標準誤差	0.134196	0.000000	0.004243	0.000412	0.016541
χ^2 値	−12.88	−1.9	−11.99	−0.42	1.86
p 値	0.000***	0.057*	0.000***	0.676	0.062*

観測数 : 5683 Pseudo R^2 : 0.1795 Log likelihood : −641.122

ケース 2 (繰延税金資産残高 0 除く)

変数	定数項	ROE	EQR	DEFEQ	EM
	α	β_1	β_2	β_3	β_4
予想した符号		—	—	?	+
推定量	−1.77402	−0.00441	−0.06692	−0.00312	0.131308
標準誤差	0.235773	0.001437	0.007904	0.003517	0.045449
χ^2 値	−7.52	−3.07	−8.47	−0.89	2.89
p 値	0.000***	0.002***	0.000***	0.375	0.004***

観測数 : 5033 Pseudo R^2 : 0.1824 Log likelihood : −362.47

(注) 検定は全て両側検定で行っている。 *** 1%水準で有意、* 10%水準で有意

ケース 1 とケース 2 共に、係数 β_1 と β_2 の符号は、予想通りの結果であり、合理的水準で統計的に有意となった。ここから、仮説 H_3 「自己資本利益率が高い企業であるほど倒産しにくい」、仮説 H_4 「自己資本比率が高い企業であるほど倒産しにくい」を支持する証拠を得ることができた。また係数 β_4 の符号も予想通りの結果であり、統計的に有意であった。従って、仮説 H_6 「税効果会計を利用した利益操作を実施している企業は倒産しやすい」も

支持する証拠が得られた。

ところで、係数 β_3 の符号は負の符号となり、ケース 1・2 共に合理的な水準で有意ではなかった。仮説 H_5 「自己資本に占める純繰延税金資産の比率が高い企業ほど倒産しやすい」の証拠は得られなかった。

以上の結果を整理すれば、仮説 H_3 と仮説 H_4 は先行研究で検証された結果を再確認したことになる。仮説 H_6 を支持する証拠が得られたことは、利益操作仮説とも整合的であり、税効果会計適用企業を分析する場合、利益ギャップに着目すべきことを示唆しているといえよう。

一方、純繰延税金資産の自己資本に占める割合 (DEFEQ) は、銀行業で問題とされる指標であるが、一般事業会社の場合には、予想に反して倒産・非倒産の判別に有効ではなかった。銀行業と同様に一般事業会社を税効果会計の視点で分析するには留意が必要であろう。

従って、本稿で利用した倒産モデルの倒産・非倒産の判別効果は弱いものの、利益の嵩上げという税効果会計適用に伴うリスクは、倒産とは無関係ではないことが判明したことから、財務分析手法に対する税効果会計の影響を今後実証的に検討していく必要がある²⁸。さらに、税効果会計を効果的に分析するための新たな指標の開発も必要であろう。本稿で考案した、例えば利益ギャップのような指標は、税効果会計を利益捻出型会計政策に利用した場合の影響を評価することが可能であり、新たな指標として有益ではないかと考える。

また繰延税金資産の多寡や自己資本への影響等により、企業の財務的脆弱性を危惧する傾向が見受けられるが、銀行業で騒がれたほど税効果会計依存度は必ずしも信用リスクあるいは倒産リスクを表象しているとは限らず、税効果会計依存度だけに注目すべきではないことにも留意すべきであろう。

(iv) 検証結果の頑健性テスト

(i) 及び (ii) の重回帰分析で判明した結果については、モデルの多重共線性問題や誤差項の不均一分散問題を検証する必要がある。前者の多重共線性問題に関しては、モデルに組み込んだ独立変数の相関関係を検証しているため、誤差項の不均一分散問題を追加的にここで検証しておく。

重回帰分析で使用した各モデルの最小 2 乗法において、誤差項の均一分散が仮定されているが、もし誤差項の分散が不均一であるならば、回帰係数の有意性検定が正しく実行されない可能性がある。誤差項の分散不均一を検証するための検定方法にはいくつかの方法が提唱されているが²⁹、本稿では White の検定を採用した。ほとんどのモデルに関して、誤差項の均一分散の帰無仮説「全ての係数がゼロである」が棄却された。このため、分散不均一性に対処した White の t 値によりモデルの回帰係数の有意性検定を実施した。結果は、表 33

²⁸ 例えば、白田 [2003] は、法人税等調整額を財務比率算出で調整すべきとする (268-269 頁)。

²⁹ 誤差項の不均一分散 (heteroscedasticity) の検定方法としては、White テスト以外に Goldfeld-Quandt テスト、Breusch-Pagan テストがある。Maddala [1992] 等参照。

に示した。検定の結果は、表 28～表 31 に整理した検定結果とほぼ同じであり、不均一分散に対して頑健であると判断することができる。

【表 33】繰延税金資産モデル(A)・(B)・利益操作モデルの推定結果

—White の標準誤差に基づくt値—

繰延税金資産モデル（A）									
定数項		RETAIN	ROA	EMK	Adj. R ²	観測値数			
		EQUITY		EQUITY					
17.66916		-0.11387	1.005951	0.732109	0.8033	89			
〔6.285278〕		〔-3.243182〕	〔3.360895〕	〔7.137898〕					
〔0.0000〕		〔0.0017〕	〔0.0012〕	〔0.0000〕					
***		***	***	***					
繰延税金資産モデル（B）									
定数項		RETAIN	ROA	EMK	YEAR01	YEAR02	YEAR03	Adj. R ²	観測値数
		EQUITY		EQUITY					
ケース2	11.32328	-0.10188	0.945988	0.754741	6.393781	16.373	16.41147	0.8119	89
	〔3.981808〕	〔-3.352258〕	〔3.190481〕	〔8.146802〕	〔1.355865〕	〔2.201067〕	〔1.471908〕		
	〔0.0001〕	〔0.0012〕	〔0.0020〕	〔0.0000〕	〔0.1789〕	〔0.0305〕	〔0.1449〕		
***		***	***	***		**			
繰延税金資産モデル（A）-倒産直前2期間									
定数項		RETAIN	ROA	EMK	Adj. R ²	観測値数			
		EQUITY		EQUITY					
倒産1期前	25.39716	-0.08122	1.092635	0.800205	0.9104	27			
	〔4.360105〕	〔-2.917570〕	〔2.465220〕	〔9.666519〕					
	〔0.0002〕	〔0.0077〕	〔0.0216〕	〔0.0000〕					
***		***	**	***					
倒産2期前	12.81807	-0.36969	1.112452	0.469751	0.5761	33			
	〔4.268172〕	〔-2.114759〕	〔2.275980〕	〔2.056825〕					
	〔0.0002〕	〔0.0432〕	〔0.0304〕	〔0.0488〕					
***		**	**	**					
利益操作モデル									
定数項		ROE	Adj. R ²	観測値数					
-1.86099		-0.20086	0.8283	89					
〔-1.428179〕		〔-6.886978〕							
〔0.1568〕		〔0.0000〕							

(注) 上段の数値は、各変数の係数であり、下段括弧内は各変数の t 値と p 値を示している。検定は全て両側検定で行っている。 *** 1%水準で有意 ** 5%水準で有意

Ⅱ 新旧倒産企業の比較

前節では、倒産企業と非倒産企業の対比を通じて、倒産企業が税効果会計を利益操作の手段として利用していた可能性の高いことを明らかにした。本節では、2000年3月期の税効果会計強制適用前後において倒産企業をグループ分けし、税効果会計適用前後における倒産企業（以下税効果会計適用前の倒産企業を旧倒産企業、適用後の倒産企業を新倒産企業という）同士を対比させることにより、税効果会計が倒産企業の会計政策において果たした役割を明らかにする。新旧倒産企業を対比するならば、税効果会計の導入が、倒産企業の自己資本を中心とした財務指標に及ぼした影響、さらに倒産企業が積極的に自己資本の嵩上げを図るため、税効果会計を利用したのか否かという利益操作の可能性についてより直接的な証拠が得られると考えられるからである。

1 サンプル選択と変数の定義

新倒産企業は、前節と同じく65社を対象とし、サンプル数は175社・年である。旧倒産企業については、税効果会計が強制適用された2000年3月期決算以前に倒産した公開企業（但し、銀行・証券・保険を除く）の中から、1980年8月に倒産した燐化学工業までの66社を対象とした。決算期数は倒産直前期を含む最大過去3期間とした結果、サンプル数は194社・年となった。

また、新旧倒産企業共に、決算データは個別財務諸表ベースとし、分析で利用した財務データは日本政策投資銀行財務データバンクより入手した。

分析で使用した変数は、表34に整理した通りであるが、前節と異なる変数は利益金額差を示すEMKだけである。

【表 34】 変数定義一覧

（単位：百万円、％）

変 数	定 義
EARNB	税引前当期損益
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益 ÷ 総資産 × 100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益 ÷ 自己資本 × 100
EQR	自己資本比率 = 自己資本 ÷ 総資産 × 100
RET	留保利益率 = 当期末処分損益 ÷ 総資産 × 100
EM	利益ギャップ = (税引後当期損益 - 税引前当期損益) ÷ 総資産 × 100
EMK	利益金額差 = 税引後当期損益 - 税引前当期損益

2 新旧倒産企業の比較分析

(1) 基本統計量

表 34 で定義した変数に関する基本統計量を、表 35 に新倒産企業をパネル A に、旧倒産企業をパネル B にそれぞれ要約した。

【表 35】基本統計量

(単位:百万円、%)

パネル A：新倒産企業

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	1 Q	3 Q	標準偏差
EQR	175	10.67	13.14	-500.46	66.73	4.76	25.77	47.93
ROA	175	-18.26	-3.42	-1,205.47	18.66	-11.56	0.36	98.62
ROE	175	-194.99	-6.80	-12,525.97	698.00	-59.73	4.78	1,213.05
EARNB	175	-4,133.21	-789.33	-106,454.00	4,359.00	-1,289.00	295.50	12,573.37
EARN A	175	-3,747.16	-793.13	-102,651.00	4,973.00	-286.50	-8.00	10,592.74
EQUITY	175	8,143.21	3,733.00	-42,609.00	296,293.00	-9.25	1.27	28,958.59
RET	175	-24.35	-5.86	-1,159.71	12.39	-16.51	0.11	98.24
EM	175	-0.18	-0.06	-41.39	13.33	-0.29	0.13	3.81
EMK	175	386.05	-16.63	-4078.26	44442.00	-87.98	31.24	3667.82

パネル B：旧倒産企業

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	1 Q	3 Q	標準偏差
EQR	194	12.09	12.24	-388.78	85.77	3.63	30.08	37.39
ROA	194	-6.56	0.16	-280.93	29.76	-5.84	1.41	26.53
ROE	194	-42.08	3.56	-4,500.90	1,600.00	-17.66	13.83	540.28
EARNB	194	-5,483.46	42.00	-470,610.00	6,268.00	-1,222.75	516.50	36,765.16
EARN A	194	-5,749.10	21.50	-470,610.00	4,812.00	-1,320.00	288.75	36,720.21
EQUITY	194	7,745.53	4,122.50	-123,040.00	84,180.00	634.00	11,489.00	20,568.47
RET	194	-13.08	-0.56	-398.80	18.20	-10.33	1.22	38.25
EM	194	-0.65	-0.12	-12.87	0.53	-0.75	-0.02	1.41
EMK	194	-265.64	-34.50	-3,774.00	541.00	-271.00	-5.00	576.00

会計基準の変更があるため単純に比較することには問題もあろうが、平均値をみる限り、利益金額や自己資本額は、旧倒産企業の方が新倒産企業よりも低いことが明らかである。しかし、規模を考慮した自己資本比率や ROA や ROE という財務比率は、新倒産企業の方が劣後している。中央値では、金額ベースでも、旧倒産企業が新倒産企業を上回っている。

一方、利益ギャップ (EM) は新倒産企業が低いものの、新倒産企業の利益金額差(EMK)は、正であり金額も大きい。前節では、倒産企業による税引後当期利益の嵩上げを統計的に確認できたが、同じ倒産企業同士を比較した場合においても、明らかに新倒産企業が税引後当期利益の嵩上げをしている可能性が認められた。すなわち税効果会計を利用することにより、旧倒産企業ではできなかった利益の嵩上げが可能になった証拠と考えることができる。

しかし、全体として税効果会計適用後においても、新倒産企業の財務状況は旧倒産企業よりも劣っている印象が強い。逆にいえば、税効果会計を適用しなければ、さらに新倒産企業の財務状況は悪化していた可能性があるということである。

（２）単変量分析

本項では、倒産企業と非倒産企業について、表 34 の各変数につき母平均の有意差検定を行い、統計的に税効果会計の導入による倒産企業の財務への影響を検証することにする。仮説検定については、前節と同様 t 検定、ノンパラメトリック検定として Wilcoxon 検定（順位和検定）を採用した。分析の手順としては、まずプールデータについて仮説検定を行い、さらに新倒産企業の内繰延税金資産残高が 0 の企業を除外したデータについて、仮説検定を行う。

平均差の有意性検定で検証すべき帰無仮説は、「 H_0 : 新倒産企業と旧倒産企業の財務特性には差がない」として設定した。前節で実証したように、税効果会計の導入により利益操作のオプションが拡充した結果、新倒産企業と旧倒産企業では財務特性に有意な差が生じるものと予想される。

t 検定と Wilcoxon 検定（順位和検定）の結果を要約して整理したものが、次頁の表 36 である。なお、パネル A はプールデータ、パネル B は繰延税金資産残高 0 の企業を除外したものを対象とした検定結果である。

（i）プールデータの場合

9 変数の内、 t 検定で合理的に有意な差（5 %水準）が認められた変数は、EMK だけであった。Wilcoxon 検定では、EQR・EQUITY の 2 変数を除き、他の変数は全て統計的に有意な差（1 %水準）が確認された。この結果、自己資本金額と自己資本比率を除き、帰無仮説が棄却され、自己資本に関しては帰無仮説が受容されることになる。すなわち税効果会計による自己資本の嵩上げを指摘されているが、新旧倒産企業のプールデータを対比した限りでは、自己資本に対する影響はないということが判明した。

（ii）繰延税金資産残高 0 の新倒産企業を除外した場合

プールデータと比べた場合、自己資本金額以外の全ての変数について、統計的に有意な差が確認できた。特に、利益操作に関する EM、EMK 両変数は、新倒産企業の平均値が大幅に増加し、かつ符号も正になっており、パネル A よりも税効果会計による増益効果が明らかである。

またプールデータでは有意差が確認できなかった EQR も、新倒産企業の平均値が 10.67 → 21.57% に倍増し、 t 検定により 1 %水準で有意差が認められたことから、自己資本の嵩上げが新倒産企業では行われている可能性は高く、全体として帰無仮説は棄却されたと解釈することができよう。

従って、税効果会計が導入されたことにより、新旧倒産企業の財務特性には差が生じ、新倒産企業にとっては税効果会計による利益操作のオプション拡充効果という経済的帰結が確認できたと考える。

【表 36】平均差の検定

(単位：百万円、%)

パネル A

変数	グループ	N	平均値	t 検定		Wilcoxon検定	
				t 値	p 値	z 値	p 値
EQR	旧倒産	194	12.09	0.3151	0.7529	0.1549	0.8769
	新倒産	175	10.67				
ROA	旧倒産	194	-6.56	1.5194	0.1303	4.3294	0.0000
	新倒産	175	-18.26				***
ROE	旧倒産	194	-42.08	1.5358	0.1259	4.2277	0.0000
	新倒産	175	-194.99				***
EARNB	旧倒産	194	-5,483.46	-0.4813	0.6305	4.8132	0.0000
	新倒産	175	-4,133.21				***
EARNA	旧倒産	194	-5,749.10	-0.7266	0.4682	4.6500	0.0000
	新倒産	175	-3,747.16				***
EQUITY	旧倒産	194	7,745.53	-0.1506	0.8804	0.1735	0.8623
	新倒産	175	8,143.21				
RET	旧倒産	194	-13.08	1.4240	0.1559	3.6129	0.0000
	新倒産	175	-24.35				***
EM	旧倒産	194	-0.65	-1.5531	0.1219	3.5963	0.0000
	新倒産	175	-0.18				***
EMK	旧倒産	194	-265.64	-2.3248	0.0212	3.5592	0.0000
	新倒産	175	386.05		**		***

パネル B

変数	グループ	N	平均値	t 検定		Wilcoxon検定	
				t 値	p 値	z 値	p 値
EQR	旧倒産	194	12.09	-3.0160	0.0028	0.5859	0.5580
	新倒産	89	21.57		***		
ROA	旧倒産	194	-6.56	-1.1322	0.2586	3.1420	0.0017
	新倒産	89	-4.12				***
ROE	旧倒産	194	-42.08	0.3352	0.7377	4.6156	0.0000
	新倒産	89	-57.06				***
EARNB	旧倒産	194	-5,483.46	-0.8443	0.3992	3.1107	0.0002
	新倒産	89	-3,000.26				***
EARNA	旧倒産	194	-5,749.10	-1.3188	0.1886	3.0528	0.0000
	新倒産	89	-2,124.55				***
EQUITY	旧倒産	194	7,745.53	-1.2633	0.2091	0.1557	0.8763
	新倒産	89	13,290.29				
RET	旧倒産	194	-13.08	-3.0091	0.0029	1.1568	0.2473
	新倒産	89	-4.05		***		
EM	旧倒産	194	-0.65	-3.6637	0.0004	1.9687	0.0490
	新倒産	89	0.46		***		**
EMK	旧倒産	194	-265.64	-2.1210	0.0367	2.1048	0.0353
	新倒産	89	875.71		**		**

(注) **: 5%水準で有意、***: 1%水準で有意。検定は全て両側検定である。

次に、税効果会計が自己資本に及ぼした影響を吟味するために、新倒産企業の純繰延税金資産を自己資本勘定から除外して、新旧倒産企業の EQUITY・EQR の平均差検定を行う。検定は、前述したように、プールデータと繰延税金資産残高 0 の企業を除外した場合の 2 ケースで行った。

平均差の検定結果は、表 37 の通りである。なお、各変数の上段がプールデータであり、下段が繰延税金資産残高 0 の企業を除外した場合である。

【表 37】修正後自己資本の平均差の検定

(単位：百万円、%)

変数	グループ	N	平均値	t 検定		Wilcoxon検定	
				t 値	p 値	z 値	p 値
EQUITY	旧倒産	194	7745.53	0.0645	0.9486	0.5254	0.5993
	新倒産(修正後)	175	7582.39				
	旧倒産	194	7745.53	-0.8047	0.4227	1.4885	0.1366
	新倒産(修正後)	89	11079.84				
EQR	旧倒産	194	12.09	0.2272	0.8204	0.3142	0.7533
	新倒産(修正後)	175	11.07				
	旧倒産	194	12.09	-2.4543	0.0147	0.1791	0.8578
	新倒産(修正後)	89	19.9		**		

(注) **: 5%水準で有意、検定は全て両側検定である。

注目すべきは、プールデータを対象とした場合、税効果会計の影響除去後の新倒産企業の EQUITY が、旧倒産企業を下回ることが判明した点である。統計的には合理的な水準で有意差が認められなかったものの、修正前では新倒産企業が上回っていたことから、税効果会計により自己資本が嵩上げされていた証拠とみることができる。また繰延税金資産残高 0 を除いた企業を対象とした結果も、前述の検定結果と大きな差はなかった。

(3) 多変量解析

単変量分析により、新旧倒産企業の財務特性に税効果会計が影響を及ぼし、新倒産企業にとっては利益捻出型の利益操作として利用されていた可能性が高いことが確認された。そこで、税効果会計と利益操作の因果関係を分析するため、税効果会計が自己資本比率に及ぼした影響を重回帰分析により検証する。

回帰分析の対象データは、有意差が確認された繰延税金資産残高が 0 の企業を除いたデータを用いる。検証は、自己資本比率より税効果会計の影響を除去したケースと税効果会計適用後のケースの 2 ケースで行い、税効果会計の自己資本比率への影響を対比させて分析する。

従属変数は **EQR**（自己資本比率）とし、説明変数は $\frac{RETAIN}{EQUITY}$ 、総資産利益率、税効果会計

ダミー変数とした³⁰。自己資本比率モデルの構造は以下の通りである。

$$EQR = \beta_0 + \beta_1 \frac{RETAIN}{EQUITY} + \beta_2 ROA + \beta_3 TAXE + \varepsilon$$

但し、

$\frac{RETAIN}{EQUITY}$: 当期末処分損益÷自己資本×100 (%)

ROA : 総資産利益率 (%)

TAXE : 税効果会計ダミー変数（税効果会計採用ならば1，それ以外は0）

ε : 誤差項

貸借対照表の留保利益の蓄積水準である $\frac{RETAIN}{EQUITY}$ が増加すれば、ストック効果として自

己資本比率が向上することから、予想符号は正となる。期間利益の水準を示す **ROA** も、利益率の向上は自己資本比率の向上につながるため、やはり予想符号は正となる。税効果ダミー変数については、単変量分析の結果から、税効果会計の適用により自己資本の増加を図ることが可能であるため、予想符号は正と考えられる。重回帰分析の結果は、次頁の表 38 に要約して示した。

³⁰ $\frac{RETAIN}{EQUITY}$ と **ROA** の相関係数は、0.16693 であり、多重共線性は問題とならない。

【表 38】自己資本比率モデル

	定数項	RETAIN EQUITY	ROA	TAXE	Adj. R ²	観測値数
	仮説符号	+	+	+		
ケース 1	24.12414 [12.94285] [0.0000]	-0.0012 [-0.53859] [0.5906]	1.022388 [12.84425] [0.0000]		0.3664	283
	***		***			
ケース 2	18.4439 [11.09774] [0.0000]	-0.0018 [-0.964713] [0.3355]	1.000621 [3.617531] [0.0004]	7.35861 [3.031235] [0.0027]	0.5	283
	***		***	***		

(注) 1 仮説に基づく符号を各変数の下に示した。

2 上段の数値は、各変数の係数であり、下段括弧内は各変数の t 値と p 値を示し

ている。ケース 2 の t 値は、White の標準誤差に基づく t 値である。

検定は全て両側検定で行っている。 *** 1%水準で有意 ** 5%水準で有意

ケース 1 の場合、係数 β_1 の符号は予想に反し、かつ有意ではなかったが、係数 β_2 は予想通り正となり、1%水準で有意であった。ケース 2 の場合、係数 β_1 の検証結果にはケース 1 と変わりがなかった。しかし、係数 β_2 は予想通り正となり、かつ 1%水準で有意であり、係数 β_3 も予想通り正となり、かつ 5%水準で有意であった。自由度修正済み決定係数も、0.3664 から 0.5009 になり、自己資本比率に対する税効果会計の追加的説明力が確認できた³¹。

自己資本比率に対する影響を通じて、倒産企業における税効果会計の果たした役割は、利益操作のオプションが拡充したということが理解できよう。

さらに、前節と同様の利益操作モデルに基づき、新旧倒産企業における利益操作と収益力の水準の関係を確認しておく。従属変数は EM、説明変数は ROE とした。新倒産企業については、収益力が悪化した場合、税効果会計の適用による税引後当期利益の嵩上げを行うことを既に前節で実証した。旧倒産企業の場合、税効果会計による利益操作ができないため、新倒産企業とは異なる結果になることが予想される。従って、説明変数の予想符号は正になるものと想定した。回帰分析の結果を新旧倒産企業で対比させた結果は、次頁の表 39 の通りである。

³¹ 検証結果の頑健性テストとして、誤差項の分散不均一を検定した。誤差項の分散均一の帰無仮説が棄却されたため、表 38 の回帰モデル（ケース 2）の回帰係数の有意性検定については、White の標準誤差に基づく t 値を採用した。

【表 39】利益操作モデル

	定数項	ROE	Adj. R ²	観測値数
	仮説符号	+		
		(旧倒産企業)		
新倒産企業	-1.86099 [-0.88476] [0.3787]	-0.20086 [-20.6261] [0.0000]	0.8283	89

旧倒産企業	-4.20096 [-4.88272] [0.0000]	0.004718 [2.952549] [0.0035]	0.0386	194
	***	***		

(注) 1 仮説に基づく符号を各変数の下に示した。

2 上段の数値は、各変数の係数であり、下段括弧内は各変数の t 値と p 値を示している。検定は全て両側検定で行っている。 *** 1%水準で有意

係数 β_1 は 1%水準で統計的に有意であり、符号も想定通り異なる結果となった。すなわち、新倒産企業は負であるのに対し、旧倒産企業は正であった。旧倒産企業は自由度修正済み決定係数は低いものの、収益力と利益ギャップとの関係はあまりないことが確認できた。つまり、税引前当期損益の悪化がストレートに税引後当期損益の悪化につながってしまっているということである。

以上から、新倒産企業における税効果会計による利益の嵩上げは、自己資本比率と同様に、利益改善面からも裏付ける証拠を得ることができた。

第5章 まとめ

本稿は、利益操作における、税効果会計に焦点を当てて分析を行ってきた。一ノ宮 [2003] は利益操作を巡る様々な問題に検討を加え、税効果会計が利益操作に利用されている可能性に関しても、例えば「退職給付会計や税効果会計等は金額的重要性もあり、一部利益操作の疑いが濃い問題が既に出てきている」（一ノ宮 [2003] 195 頁）と指摘した。既に述べたように、本稿は倒産企業を分析の切り口として税効果会計と利益操作の関係の実証を行った点が特色である。

税効果会計の利益操作における利用可能性については、Miller et al. [1998]、Visvanathan [1998]、Schrand et al. [2003]、Gordon et al. [2004] 等第2章で紹介した英米の先行研究で既に実証がなされ、否定的な結論は出ていない。我が国でも、奥田 [2001]、大沼 [2004] が銀行業で同様の結論を得ている。しかし、倒産企業については、内外共に先行研究がないものの、「倒産企業は税効果会計を利益操作に利用した可能性が高い」という利益操作仮説を設定し、単変量分析・多変量解析を加えた結果、利益操作仮説を支持する結論を得ることができた。部分的にはあるが客観的な証拠により、一ノ宮 [2003] で指摘した問題を解明したことになる。

実証の過程で明らかにされた点を要約して整理すれば、以下のようなになる。

（１）倒産企業と非倒産企業を対比したところ、倒産企業では税効果会計を裁量的に適用した結果、マイナスの法人税等調整額を計上し、税引後当期損益を改善させるという増益効果が認められた。利益操作の典型である利益捻出型の利益操作を示すものである¹。

（２）当初予想に反して、倒産企業であっても繰延税金資産を貸借対照表に多額に計上しているわけではなかった。これは、繰延税金資産だけに注目を集めるべきではないことを示唆するものである。

（３）銀行業で問題視された自己資本に占める繰延税金資産の比率に関しては、一般事業会社は必ずしも高いわけではなく、銀行業とは異なる視点も必要であることが分かった。

（４）むしろ、利益操作の有無を検出するには、本稿で採用した利益ギャップ等の指標に着目する方が分析では有益であることも分かった。また新会計基準の導入は、新たな分析手法の開発の必要性のみならず、伝統的な財務分析で使用する比率・指標の改良が必須であることが判明した。

（５）りそな銀行等の事例でも問題とされたように、繰延税金資産の回収可能性判断には主観性が入り込むことは否定できない。結局外部監査人がその妥当性の評価をせざるを得ないが、倒産企業の税効果会計実務を分析したところ、公表資料という制約はあるものの、監査人間での判断がかなり分かれている印象が感じられた。日本公認会計士協会の監査委

¹ 伊藤 [2003] は、税効果会計が魔法のつえであるため、日本企業は好意的であると指摘する（182 頁）。時価会計や減損会計等で見せた対応とは異なる点である。

員会報告第66号に照らしても、やや疑問が感じられるような事例も存在し、税効果会計に対する漠然とした疑念を生じさせる要因になっていると考えられた。

(6) 税効果会計の適用のタイミングに関しては、倒産までの時間距離にかかわらないことが明らかになった。従って、利益捻出に利用できる税効果会計は、収益認識の操作等と同様に、利益操作に利用されるリスクを常に留意しておかなければならない。

(7) 裁量性を活用できる点では、税効果会計には内外で差がないようである。税効果会計実務は、理論的ではなく、政策的に利用されていると指摘される所以であろう²。

(8) ロジット分析の結果、税効果会計を利益操作に利用している企業は倒産しやすい可能性が示唆された。倒産と税効果会計は、無関係ではないということである。

(9) 倒産企業同士を比較したところ、税効果会計強制適用後の倒産企業の方が利益操作のオプションが拡大した証拠が得られた。新会計基準のマイナスの面である。

税効果会計は本来期間損益の適正化を図る制度であることは第1章で述べた。ところが、相次ぐ銀行の経営破綻と関連し、税効果会計により貸借対照表に計上された繰延税金資産については、社会的に大きな批判が加えられた。銀行の場合には、不良債権処理を進めた結果として、繰延税金資産がたとえ巨額な金額になったとしても、過去の実績に基づき課税所得が見込まれる確実性が高い限り、理論上問題はないのであり、繰延税金資産金額の多寡を単純に問題とすべきではないのである³。

本来ならば、税効果会計導入により、企業会計と税務会計が独立し、会計情報の透明性の向上が期待され、実態を反映した会計情報が開示されるはずであった。しかし、税効果会計を巡っては、理論と実務には乖離が生じており、税効果会計に対する誤解があるのではなかろうか⁴。本稿で示したように、利益操作に税効果会計を利用している好ましからざる会計実務が存在している事実も、この誤解に寄与しているのであろう⁵。

税効果会計を含む新会計基準の適用により、会計情報の目的適合性の向上が図られた反面、従来の客観的・実績志向的な情報から主観的・将来的志向の強い会計情報へと会計情報の変容がみられたと一般的に考えられている。会計情報の変容には、経営者による裁量的な見積り判断が伴うものであり、会計情報の目的適合性向上とは裏腹に、信頼性が低下したと考えることも可能である。税効果会計を巡る混乱は、この典型的なケースではなかろうか。監査基準の改正により、監査人には実態判断が要請されているが、本稿で分析した税効果会計と利益操作の結果から、経営者による税効果会計の裁量的利用や見積りの妥当性に対するより一層の適切な監査判断が期待されるところである。

² 都井 [2002] 98 頁参照。

³ 例えば、神田・斉藤・中里・太田・上田 [2004] は、「理論的には、将来キャッシュフローの確実性が高いと予想される企業もそうではない企業も一律に繰延税金資産を評価することには問題がある。現実には、証券市場が疑心暗鬼になり、繰延税金資産の金額の大きい企業を問題視することも問題である。誤解を招かない監査や経営者の判断や情報の開示が必要である」と指摘する (26 頁)。

⁴ 斉藤 [2004] は、財務諸表作成者以上に利用者が繰延税金資産の回収可能性に疑義を感じていると指摘している (196 頁)。

⁵ この理論的な議論は、あくまでもゴーイングコンサーン企業を前提とするものであり、本稿が実証したような倒産企業には当てはまらない点に注意を要する。

参考文献

- Amir,E.,Kirschenheiter,M.,and Willard,K. [1997],”The Valuation of Deferred Taxes,” *Contemporary Accounting Research*, Vol.14,No.4,pp.597-622.
- Amir,E. [1999] ,”Analysts’ Interpretation and Investors’ Valuation of Tax Carryforwards,” *Contemporary Accounting Research*, Vol.16,No.1,pp.1-33.
- Amir,E.,Kirschenheiter,M., and Willard,K. [2001] ,”The Aggregation and Valuation of Deferred Taxes,” *Review of Accounting Studies*, Vol.6,pp.275-297.
- Ayers,B.C. [1998] ,”Deferred Tax Accounting Under SFAS No.109 : An Empirical Investigation of Its Incremental Value-Relevance Relative to APB No.11,”*The Accounting Review*, Vol.73,No.2. pp.195-212.
- Bauman,C.C.,Bauman,M.P. and Halsey,R.F. [2001] ,”Do Firms Use the Deferred Tax Asset Valuation Allowance to Manage Earnings?,”*The Journal of the American Taxation Association*, Vol.23,Supplement,pp.27-48.
- Behn,B.K.,Eaton,T.V. and Williams,J.R. [1998] ,”The Determinants of the Deferred Tax Allowance Account Under SFAS No.109,” *Accounting Horizons*, Vol.12,No.1,pp.63-78.
- Blake,J.,Amat,O., and Oliveras,E. [1998] ,”The Struggle against Creative Accounting: Is “True and Fair View” Part of the problem or Part of the Solution?,”Working Paper (Universitat Pompeu Fabra) .
- Burgstahler,D,Elliott,W.B, and Hanlon,M. [2002] ,”How Firms Avoid Losses: Evidence of Use of the Net Deferred Tax Asset Account,”Warking Paper,University of Washington.
- Burgstahler,D. and Dichev,I. [1997] ,”Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses ,”*Journal of Accounting and Economics*, Vol.24,pp.99-126.
- Chen,K.C.W.,Danielson,K.G. and Schoderbek,M.P. [2003] ,”Analysts’ Interpretation of Transitory Earnings Components: Evidence from Forecast Revisions after Disclosure of the 1993 Deferred Tax Adjustment,”*Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol.18,No.3,pp.333-353.
- Chen,K.C.W. and Schoderbek,M.P. [2000] ,”The 1993 Tax Increase and Deferred Tax Adjustments: A Test of Functional Fixation,”*Journal of Accounting Research*, Vol.38,No.1,pp.23-44.
- Cheung,J.K.,Krishnan,G.V. and Min,C-ki. [1997] ,”Does Interperiod Income Tax Allocation Enhance Prediction of Cash Flows?,”*Accounting Horizons*, Vol.11,No.4,pp.1-15.
- Cloyd,C.B.,Pratt,J. and Stock,T. [1996] ,”The Use of Financial Accounting Choice to Support Aggressive Tax Positions:Public and Private Firms,” *Journal of Accounting Research*, Vol.34,No.1. pp.23-43.
- Dotan,A. [2002] ,”On The Value of Deferred Taxes,”Working Paper,Tel Aviv University.
- Espahbodi,H, Espahbodi,P. and Tehranian,H. [2000] ,”Equity Price Reaction to the Pronouncements

- Related to Accounting for Income Taxes," *The Accounting Review*, Vol.70, No.4, pp.655-668.
- Frank, M.M. and Rego, S.O. [2003] , "Do Managers Use the Valuation Allowance Account to Manage Earnings Around Certain Earnings Targets?," Working Paper, No.03-09, University of Virginia, Darden Graduate School of Business Administration.
- Givoly, D. and Hayn, C. [1992] , "The Valuation of the Deferred Tax Liability: Evidence from the Stock Market," *The Accounting Review*, Vol.67, No.2, pp.394-410.
- Gordon, E.A. and Joos, P.R. [2004] , "Unrecognized Deferred Taxes: Evidence from the U.K.," *The Accounting Review*, Vol.79, No.1, pp.97-124.
- Griffiths, I [1995] , *New Creative Accounting-How to make your profits what you want them to be*, Macmillan Press Ltd., (近田典行・鈴木裕明共訳『クリエイティブ・アカウンティング』).
- Guenther, D.A. and Sansing, R.C. [2004] , "The Valuation Relevance of Reversing Deferred Tax Liabilities," *The Accounting Review*, Vol.79, No.2, pp.437-451.
- Guenther, D.A. [1994] , "Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Changes: Evidence from the 1986 Tax Reform Act," *The Accounting Review*, Vol.69, No.1, pp.230-243.
- Hirst, D. and Hopkins, P. [1998] , "Comprehensive Income Reporting and Analysts' Valuation Judgements," *Journal of Accounting Research*, Vol.36 (Supplement) , pp.47-75.
- Hoel, P.G. [1981] *Elementary Statistics*, 4th ed., John Wiley & Sons, (浅井晃・村上正康共訳『初等統計学』第4版、培風館、2004年) .
- Holland, K. and Jackson, R.H.G. [2002] , "Earnings Management and Deferred Tax," Working Paper, School of Management and Business, University of Wales Aberystwyth.
- Kumar, K.R. and Visvanathan, G. [2003] , "The Information Content of the Deferred Tax Valuation Allowance," *The Accounting Review*, Vol.78, No.2, pp.471-490.
- Maddala, G.S. [1992] *Introduction to Econometrics*, 2th ed., Prentice-Hall., (和合肇訳『計量経済分析の方法 (第2版)』シーエーピー出版、2001年)。
- Miller, G.M. and Skinner, D.J. [1998] , "Determinants of the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets Under SFAS No. 109," *The Accounting Review*, Vol.73, No.2, pp.213-233.
- Mulford, C.W. and Comiskey, E.(2002), *The Financial Numbers Game, Detecting Creative Accounting Practices*, John Wiley & Sons.
- Phillips, J., Pincus, M. and Rego, S.O. [2003] , "Earnings Management : New Evidence Based on Deferred Tax Expense," *The Accounting Review*, Vol.78, No.2 pp.491-521.
- Phillips, J., Pincus, M. Rego, S.O. and Wan, H. [2003] , "Decomposing Changes in Deferred Tax Assets and Liabilities to Isolate Earnings Management Activities," Working Paper, University of Iowa, Tippie College of Business.
- Plumlee, M. [2002] , "The Effect of Information Complexity on Analysts' Use of That Information," *The Accounting Review*, Vol.78, No.1, pp.275-296.
- Sansing, R.C. [1998] , "Valuing the Deferred Tax Liability," *Journal of Accounting Research*

- Vol.36,No.2,pp.357-336.
- Schrand,C.M. and Wong,M.H.Franco. [2003] ,”Earnings Management Using the Valuation Allowance for Deferred Tax Assets under SFAS No.109,” *Contemporary Accounting Research*, Vol.20,No.3,pp.579-611.
- Siegel,S. [1956] *Nonparametric Statistics: For the Behavioral Sciences*,McGraw-Hill、
(藤本熙 監訳『ノンパラメトリック統計学』、マグローヒルブック、1983 年) .
- Smith,T. [1996] ,*Accounting for Growth(2ed.)*,Century.
- Visvanathan,G. [1998] ,”Deferred Tax Valuation Allowances and Earnings Management,”*The Journal of Financial Statement Analysis*,Summer, ,pp.6-14.
- White,G.I.,Sondhi,C. and Fried,D. [1998] ,*The Analysis and Use of Financial Statements*,2nd.Edition, John Wiley and Sons,Inc.
- 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 頁。
- 一ノ宮士郎 [2003] 「利益操作の研究―不当な財務報告に関する考察―」『経済経営研究』Vol. 23-4、日本政策投資銀行設備投資研究所。
- [2004a] 「利益の質による企業評価―利質分析の理論と基本的枠組み―」『経済経営研究』Vol. 24-3、日本政策投資銀行設備投資研究所。
- [2004b] 「利益操作に関する日米英の比較」（山地秀俊編著『アメリカ不正会計とその分析』神戸大学経済経営研究所）。
- 伊藤邦雄 [2003] 『ゼミナール現代会計入門（第 4 版）』日本経済新聞社。
- 榎本正博 [1997] 「無配転落企業の会計選択―会計発生高を中心として―」『大阪大学経済学』第 46 巻第 3 号,65-78 頁。
- [2001] 「業績悪化企業の会計選択」『会計』第 159 巻第 6 号,858-873 頁。
- 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 頁。
- 大沼宏 [2001] 「税効果会計の将来 CF 予測能力」会計 No.159、No.4、59-71 頁。
- [2004] 「繰延税金資産による利益管理の可能性―銀行業を例として」『企業会計』Vol. 56、No. 4、42-48 頁。
- 岡崎一浩 [2003] 「分析！一般事業会社の繰延税金資産は適当か―日米両基準における発生原因を探る―」『旬刊経理情報』No.1026、17-22 頁。
- 岡部孝好 [1998a] 「会計上の利益数値制御における税コスト仮説と財務報告コスト仮説」『国民経済研究』第 178 巻第 2 号、39-52 頁。
- [1998b] 「実証会計研究におけるロジット回帰分析」神戸大学経営学部 DiscussionPaper9805.1-30。
- [2003] 『最新会計学のコア』森山書店。
- 奥田真也 [2001] 「繰延税金とその配分法の市場における解釈―銀行決算をもとに―」

- 一橋論叢、第 125 巻第 5 号、32-47 頁。
- 太田達也 [2002]「税効果会計の実態と問題点」『旬刊経理情報』No.988、28-31 頁。
- 蟹江章 [2001]「税効果会計の光と影—繰延税金資産の回収可能性判断をめぐって—」『税経通信』1 月号、78-84 頁。
- 加納悟・浅子和美 [1992]『経済のための統計学』日本評論社。
- 神田秀樹・斉藤真哉・中里実・太田洋・上田秀美 [2004]「税効果会計に関する理論的検討〔上〕・〔下〕」『商事法務』No. 1700~No. 1701。
- 企業会計審議会 [1998]『税効果会計に係る会計基準の設定に関する意見書』。
- 木村史彦・山本達司・辻川尚紀 [2004]「倒産企業の会計操作（四）—会計操作と資金調達分析—」『会計』第 166 巻第 1 号 112-126 頁。
- 斉藤真哉 [2003]「繰延税金資産の計上範囲と評価問題」『JICPA ジャーナル』No.574、57-61 頁。
- [2004]「税効果会計」187-205 頁、『会計制度改革と企業行動』平松一夫・柴健次編著、中央経済社。
- 島田眞一 [2003]「税効果会計をめぐる問題点について」『租税研究』1 月号、48-65 頁。
- 須田一幸 [2000a]『財務会計の機能—理論と実証』白桃書房。
- [2000b]「税効果会計の光と影」『税経セミナー』第 45 巻第 13 号、4-11 頁。
- [2001a]「税効果会計の意義と問題点」中村忠編著『制度会計の変革と展望』白桃書房、87-103 頁。
- [2001b]「生命保険会計制度の行方」『JICPA ジャーナル』No.553、36-43 頁。
- [2003]「銀行の税効果会計実務と証券市場」『年報経営分析研究』第 19 号 9-18 頁。
- 須田一幸・乙政正太・浅野信博 [2004]「倒産企業の会計操作（一）—会計手続き選択の分析—」『会計』第 165 巻第 4 号 74-87 頁。
- 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 頁。
- 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—証券市場に与えた影響—）」『会計』第 166 巻第 3 号 129-139 頁。
- 醍醐聰 [2004]「税効果会計と確定決算主義」『会計』第 166 巻第 6 号、1-13 頁。
- 田中豊・垂水共之編 [1999]『統計解析ハンドブック ノンパラメトリック法』共立出版。
- 都井清史 [2002]『コツさえわかればすぐ使える新しい会計基準』金融財政事情研究会。
- 中島稔哲 [2003]「繰延税金資産の認識と開示」『JICPA ジャーナル』No.581、24-25 頁。
- 中條祐介(1999)「業績低迷企業の会計政策」『会計』第 155 巻第 1 号、39-54 頁。
- 成田滋・筱更治 [2001]『Excel によるデータ解析』エコノミスト社。
- 西村幹仁 [2002a]「税効果会計の基本モデルと国際的調和の行方」『JICPA ジャーナル』No.563、64-68 頁。

- [2002b]「税効果会計基準の基本問題」『産業経理』Vol.61、No.4、13-22 頁。
日本公認会計士協会 [1998]『個別財務諸表における税効果会計に関する実務指針』会計
制度委員会報告第 10 号。
- [1999]『繰延税金資産の回収可能性の判断に関する監査上の取扱い』
監査委員会報告第 66 号。
- [2004]『決算開示トレンド 有価証券報告書 300 社の実態分析（平成
16 年版）』中央経済社。
- 野間幹晴 [2004]「アクルーアルズによる利益調整—ベンチマーク達成の観点から」『企業
会計』Vol.56、No.4、49-55 頁。
- 中村大輔 [2004]「税効果会計の理論と分析」日本経営分析学会企業分析研究会資料。
- 前田清隆 [2001]「税効果会計における繰延税金資産について」『産業経理』Vol.60、No.4、
29-36 頁。
- 牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満 [1997]『数量経済分析シリーズ第 3 巻 応用計量
経済学Ⅱ』多賀出版。
- 森田優三 [1974]『新統計概論』日本評論社。
- 柳川堯 [1982]『ノンパラメトリック法』培風館。
- 吉岡正道・杉山晶子・徳前元信・千葉啓司 [2003]「税効果会計に関するアンケート調査
—経営再構築の手法としての機能—」産業経理 Vol. 62、No. 4、90-105 頁。
- 吉岡正道・杉山晶子・徳前元信・千葉啓司 [2004]「税効果会計に関するアンケート調査
—企業の意識調査—」産業経理 Vol. 64、No. 1、141-154 頁。

付表

非倒産企業の税効果会計適用状況（基本統計量）

1 1999年度

（単位：百万円、％）

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
DEFA	1361	6,052.52	683.16	0.00	378,458.00	23,624.06
DEFD	1361	467.10	0.00	0.00	68,024.00	3,079.96
NETDEF	1361	5,585.42	592.00	-36,021.00	378,458.00	23,621.67
EARNB	1361	2,575.86	1,647.17	-785,649.00	541,824.00	36,789.51
TAX	1111	-2,279.29	-233.18	-169,305.00	65,000.00	10,234.06
EARNA	1361	1,026.89	909.00	-790,064.00	329,268.00	28,074.11
EQUITY	1361	99,829.56	33,437.22	-6,640.00	5,498,108.00	273,164.90
RETAIN	1361	6,723.38	2,013.59	-761,926.00	700,817.00	41,250.14
ASSET	1361	1.57	1.00	0.00	22.69	1.93
DEBT	1361	0.28	0.00	0.00	15.12	1.32
NET	1361	1.29	0.96	-15.12	21.47	2.40
ROA	1361	0.74	1.20	-372.92	17.17	11.26
ROE	1361	-5.38	3.01	-5,894.79	166.97	162.31
EQR	1361	46.08	45.86	-223.34	98.67	22.54
RET	1361	2.33	2.93	-644.80	65.89	19.72
DEFEQ	1361	5.56	1.96	-114.63	2,527.37	69.37
ASTEQ	1361	6.69	2.08	0.00	2,527.37	69.15
EM	1361	-1.34	-0.96	-13.51	113.70	4.05

（注）変数の定義は以下の通り。

（単位：百万円、％）

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	未処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期末処分利益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ = (税引後当期損益－税引前当期損益) ÷ 総資産×100

非倒産企業の税効果会計適用状況（基本統計量）

2 2000年度

（単位：百万円、％）

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
DEFA	1369	6,542.36	1,233.00	0.00	331,681.00	20,950.27
DEFD	1369	1,565.01	0.00	0.00	383,665.00	12,206.64
NETDEF	1369	4,977.35	977.81	-376,405.00	331,681.00	23,404.49
EARNB	1369	5,007.25	1,762.00	-467,456.00	562,105.00	32,193.59
TAX	1302	-1,909.85	-327.50	-110,619.00	28,090.00	7,503.01
EARNA	1369	2,697.83	1,056.93	-356,897.00	333,516.00	21,847.11
EQUITY	1369	107,066.57	34,168.00	-8,199.00	5,666,247.00	296,373.16
RETAIN	1369	4,917.75	1,970.17	-579,293.00	371,021.00	31,831.72
ASSET	1369	2.14	1.58	0.00	19.89	2.07
DEBT	1369	0.57	0.00	0.00	22.56	1.85
NET	1369	1.57	1.49	-22.13	19.77	2.99
ROA	1369	0.96	1.32	-139.82	28.11	6.32
ROE	1369	-8.76	3.27	-7,334.44	132.07	215.59
EQR	1369	45.59	45.88	-735.34	99.03	29.96
RET	1369	0.95	2.59	-1,859.10	61.84	51.21
DEFEQ	1369	2.49	3.11	-3,043.33	148.90	83.43
ASTEQ	1369	7.17	3.37	0.00	887.04	26.06
EM	1369	-1.38	-0.99	-28.02	18.39	2.73

（注）変数の定義は以下の通り。

（単位：百万円、％）

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	未処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期末処分利益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ = (税引後当期損益－税引前当期損益) ÷ 総資産×100

非倒産企業の税効果会計適用状況（基本統計量）

3 2001年度

（単位：百万円、％）

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
DEFA	1381	9,438.33	1,612.00	0.00	513,529.00	34,646.63
DEFD	1381	1,897.42	0.00	0.00	312,241.00	13,899.82
NETDEF	1381	7,540.91	1,309.15	-304,258.00	513,529.00	36,747.45
EARNB	1381	49.32	1,137.00	-540,969.00	768,920.00	47,166.78
TAX	1326	-2,794.75	-207.65	-416,849.00	64,236.00	17,677.01
EARNA	1381	-514.08	655.93	-478,417.00	470,239.00	33,069.03
EQUITY	1381	104,469.87	34,048.00	-383,190.00	5,662,158.00	291,911.15
RETAIN	1381	1,702.22	1,355.00	-476,493.00	360,506.00	38,890.58
ASSET	1381	2.88	2.16	0.00	28.48	2.70
DEBT	1381	0.76	0.00	0.00	19.93	2.11
NET	1381	2.11	1.99	-19.44	28.48	3.66
ROA	1381	0.78	0.85	-90.39	686.69	19.42
ROE	1381	-10.23	2.16	-17,211.11	6,881.25	501.07
EQR	1381	46.91	46.73	-45.02	99.94	22.40
RET	1381	-1.33	1.91	-3,622.66	64.50	98.16
DEFEQ	1381	5.65	3.97	-1,533.33	1,000.00	53.73
ASTEQ	1381	9.66	4.41	-41.80	1,000.00	32.81
EM	1381	-0.99	-0.72	-18.25	13.09	2.74

（注）変数の定義は以下の通り。

（単位：百万円、％）

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	未処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期末処分利益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ = (税引後当期損益－税引前当期損益) ÷ 総資産×100

非倒産企業の税効果会計適用状況（基本統計量）

4 2002年度

（単位：百万円、％）

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
DEFA	1397	10,204.30	1,798.02	0.00	553,602.00	36,433.78
DEFD	1397	1,382.72	0.00	0.00	292,552.00	11,428.81
NETDEF	1397	8,821.58	1,512.00	-258,842.00	553,602.00	37,624.50
EARNB	1397	5,502.58	1,494.30	-291,126.00	1,055,134.00	40,281.87
TAX	1349	-393.80	-60.00	-79,472.00	70,477.00	6,874.57
EARNA	1397	2,750.25	805.00	-320,465.00	634,059.00	27,961.57
EQUITY	1397	103,871.57	33,860.00	-283,918.00	5,703,321.00	291,662.92
RETAIN	1397	5,157.24	1,725.00	-404,240.00	740,272.00	37,326.37
ASSET	1397	3.15	2.49	0.00	20.73	2.78
DEBT	1397	0.60	0.00	0.00	17.76	1.88
NET	1397	2.55	2.29	-17.15	20.73	3.52
ROA	1397	0.70	1.13	-159.30	56.57	8.16
ROE	1397	-5.12	2.84	-4,786.90	449.57	142.29
EQR	1397	47.63	47.77	-130.47	99.98	23.31
RET	1397	-5.81	2.24	-10,541.87	64.86	282.35
DEFEQ	1397	9.70	4.52	-153.72	3,537.24	96.20
ASTEQ	1397	12.18	5.13	-78.24	3,537.24	95.74
EM	1397	-1.39	-0.98	-21.14	11.19	2.41

（注）変数の定義は以下の通り。

（単位：百万円、％）

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	未処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期未処分利益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ = (税引後当期損益－税引前当期損益)÷総資産×100

倒産企業の税効果会計適用状況（基本統計量）

1 1999年度

(単位：百万円、%)

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
DEFA	62	855.31	36.76	0.00	13,140.00	2,262.40
DEFD	62	630.81	0.00	0.00	14,503.00	2,189.68
NETDEF	62	224.51	8.15	-14,503.00	13,140.00	3,311.60
EARNB	62	-4,329.36	-63.10	-102,634.00	3,938.00	14,366.01
TAX	62	-500.82	0.00	-8,843.69	2,438.00	1,645.57
EARNA	62	-3,962.81	-37.69	-102,651.00	1,784.00	14,102.66
EQUITY	62	11,668.51	5,093.34	-42,609.00	296,293.00	38,040.01
RETAIN	62	-5,144.36	-939.70	-98,738.00	10,918.00	14,802.41
ASSET	62	1.12	0.18	0.00	8.65	1.85
DEBT	62	1.00	0.00	0.00	10.76	2.52
NET	62	0.12	0.05	-10.76	8.65	3.45
ROA	62	-23.33	-0.25	-1,205.47	4.69	152.82
ROE	62	-55.64	0.93	-2,068.65	419.16	282.33
EQR	62	12.32	18.65	-500.46	66.73	68.14
RET	62	-26.69	-1.44	-1,159.71	7.60	147.27
DEFEQ	62	-0.54	0.10	-202.02	129.57	40.63
ASTEQ	62	9.32	0.96	0.00	129.57	21.28
EM	62	0.39	-0.05	-2.93	7.66	1.79

(注) 変数の定義は以下の通り。

(単位：百万円、%)

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	未処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期末処分利益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ = (税引後当期損益－税引前当期損益) ÷ 総資産×100

倒産企業の税効果会計適用状況（基本統計量）

2 2000年度

(単位：百万円、%)

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
DEFA	59	1,859.30	35.00	0.00	44,203.00	6,323.19
DEFD	59	737.00	0.00	0.00	13,420.00	2,166.49
NETDEF	59	1,122.30	0.00	-13,420.00	44,203.00	6,881.17
EARNB	59	-4,951.87	-936.09	-106,454.00	4,310.00	15,157.37
TAX	59	-1,058.55	0.00	-45,119.00	3,126.26	6,116.60
EARNA	59	-4,006.17	-962.28	-62,012.00	4,973.00	10,062.52
EQUITY	59	9,297.97	3,915.00	-16,462.14	229,210.00	30,179.29
RETAIN	59	-6,629.13	-1,628.28	-56,000.00	2,980.00	12,305.59
ASSET	59	1.35	0.18	0.00	8.30	1.93
DEBT	59	1.41	0.00	0.00	12.80	3.07
NET	59	-0.06	0.00	-10.87	8.30	3.87
ROA	59	-15.55	-3.86	-457.43	13.84	61.07
ROE	59	-64.47	-14.79	-1,083.94	210.38	205.22
EQR	59	11.76	11.61	-217.43	61.15	38.10
RET	59	-22.07	-4.75	-498.63	8.87	68.40
DEFEQ	59	-6.70	0.00	-369.72	134.56	67.92
ASTEQ	59	13.60	0.55	0.00	134.56	27.62
EM	59	-0.68	-0.05	-41.39	5.50	5.70

(注) 変数の定義は以下の通り。

(単位：百万円、%)

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	未処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期未処分利益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ = (税引後当期損益－税引前当期損益)÷総資産×100

倒産企業の税効果会計適用状況（基本統計量）

3 2001年度

（単位：百万円、％）

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
DEFA	37	931.96	0.00	0.00	14,149.00	2,601.80
DEFD	37	593.88	0.00	0.00	5,362.48	1,197.02
NETDEF	37	338.08	0.00	-5,362.48	14,149.00	3,009.02
EARNB	37	-3,917.12	-2,028.35	-29,729.53	2,531.00	5,929.65
TAX	37	154.03	0.00	-2,298.04	4,049.90	1,028.68
EARNA	37	-4,152.78	-2,240.67	-29,734.54	1,429.00	5,994.88
EQUITY	37	2,674.25	2,077.62	-14,277.75	21,279.00	7,307.86
RETAIN	37	-5,978.85	-2,826.50	-38,050.00	1,630.00	8,391.07
ASSET	37	1.47	0.00	0.00	13.63	2.72
DEBT	37	2.55	0.00	0.00	18.68	4.74
NET	37	-1.08	0.00	-13.65	13.63	5.30
ROA	37	-19.91	-8.84	-185.85	15.68	35.14
ROE	37	-479.05	-35.84	-12,525.97	698.00	2,105.95
EQR	37	6.24	8.93	-93.55	47.46	26.90
RET	37	-27.71	-12.57	-195.16	10.10	45.77
DEFEQ	37	10.84	0.00	-196.45	431.06	87.79
ASTEQ	37	21.76	0.00	0.00	431.06	72.41
EM	37	-0.18	-0.11	-6.83	13.33	3.10

（注）変数の定義は以下の通り。

（単位：百万円、％）

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	未処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期未処分利益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ＝（税引後当期損益－税引前当期損益）÷総資産×100

倒産企業の税効果会計適用状況（基本統計量）

4 2002年度

(単位：百万円、%)

変数	サンプル数	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
DEFA	17	906.82	0.00	0.00	5,690.53	1,849.18
DEFD	17	583.39	15.83	0.00	2,583.00	892.17
NETDEF	17	323.43	0.00	-2,583.00	5,690.53	2,265.75
EARNB	17	-1,046.91	-378.58	-8,475.18	4,359.00	2,757.13
TAX	17	-51.08	0.00	-727.00	252.79	210.41
EARNA	17	-1,178.93	-235.77	-8,480.26	2,515.00	2,503.61
EQUITY	17	3,181.57	2,331.00	-6,064.45	18,277.05	5,723.04
RETAIN	17	-2,747.85	-1,967.83	-12,227.00	2,894.00	3,791.73
ASSET	17	1.33	0.00	0.00	6.92	2.06
DEBT	17	3.29	0.17	0.00	15.68	5.08
NET	17	-1.96	0.00	-15.68	6.92	6.03
ROA	17	-5.55	-2.48	-29.83	18.66	11.44
ROE	17	-537.95	4.19	-9,312.62	166.88	2,262.20
EQR	17	10.53	11.73	-26.95	40.68	18.12
RET	17	-16.39	-10.90	-79.25	12.39	21.47
DEFEQ	17	9.86	4.95	-105.01	93.39	47.35
ASTEQ	17	11.44	0.00	0.00	93.39	23.79
EM	17	-0.51	-0.06	-7.90	1.94	2.08

(注) 変数の定義は以下の通り。

(単位：百万円、%)

変 数	定 義
DEFA	繰延税金資産（流動資産計上と固定資産計上を合算）
DEFD	繰延税金負債（流動負債計上と固定負債計上を合算）
NETDEF	純繰延税金資産 = 繰延税金資産－繰延税金負債
EARNB	税引前当期損益
TAX	法人税等調整額
EARNA	税引後当期損益
EQUITY	自己資本
RETAIN	未処分利益
ASSET	繰延税資産÷総資産×100
DEBT	繰延税負債÷総資産×100
NET	純繰延税金資産÷総資産×100
ROA	総資産利益率 = 税引前当期損益÷総資産×100
ROE	自己資本利益率 = 税引前当期損益÷自己資本×100
EQR	自己資本比率 = 自己資本÷総資産×100
RET	留保利益率 = 当期末処分利益÷総資産×100
DEFEQ	純繰延税金資産÷自己資本×100
ASTEQ	繰延税金資産÷自己資本×100
EM	利益ギャップ = (税引後当期損益－税引前当期損益) ÷ 総資産×100

経済経営研究目録

(1980 年 7 月より 2005 年 3 月まで)

	Vol. No.	発行年
月		
◇経済一般理論・実証◇		
経済の情報化と IT の経済効果	22 (1)	2001 . 11
日米経済と国際競争	20 (4)	2000 . 3
現金収支分析の新技法	16 (3)	1995 . 11
日米独製造業の国際競争力比較	12 (1)	1991 . 6
－実質実効為替レートを利用した要因分析－		
レーガノミックスの乗数分析	10 (1)	1989 . 5
為替レートのミスアラインメントと日米製造業の国際競争力	9 (1)	1988 . 7
貯蓄のライフ・サイクル仮説とその検証	2 (3)	1982 . 1
今後のエネルギー価格と成長径路の選択	1 (1)	1980 . 7
－期待されるエネルギーから資本への代替－		
◇設備投資◇		
1990 年代の設備投資低迷の背景について	25 (4)	2004 . 12
－財務データを用いたパネル分析－		
設備投資と不確実性	25 (2)	2004 . 9
－不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動－		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	16 (6)	1996 . 1
－1985～1995 年－		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	16 (2)	1995 . 11
－1966～1984 年－		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	15 (1)	1994 . 12
－1945～1965 年－		
大都市私鉄の投資と公的助成	14 (1)	1993 . 4
－地方鉄道補助法とその評価－		
鉄道運賃・収支と設備投資	13 (2)	1992 . 7
大都市圏私鉄の設備投資について	12 (3)	1991 . 8

設備投資と資金調達	11 (4)	1991. 2
ー連立方程式モデルによる推計ー		
土地評価とトービンの q / Multiple q の計測	10 (3)	1989. 10
我が国の設備機器リース	9 (5)	1989. 3
ーその特性と成長要因ー		
設備の償却率について	9 (3)	1988. 9
ーわが国建設機械の計測例ー		
設備投資の決定要因	6 (5)	1986. 3
ー各理論の実証比較と VAR モデルの適用ー		
設備投資研究 '85	6 (4)	1985. 9
ー主要国の設備投資とわが国における R&D 投資の構造的特色ー		
設備投資研究 '84	5 (1)	1984. 7
ー変貌する研究開発投資と設備投資ー		
設備投資研究 '82	4 (2)	1983. 7
ー調整過程における新たな企業行動ー		
投資促進施策の諸類型とその効果分析	4 (1)	1983. 7
設備投資研究 '81	3 (4)	1982. 7
ー研究開発投資の経済的効果ー		
税制と設備投資	3 (3)	1982. 7
ー調整費用、合理的期待形成を含む投資関数による推定ー		
時系列モデルの更新投資への適用	3 (2)	1982. 7
設備投資研究 '80	2 (2)	1981. 7
ー投資行動分析の新しい視角ー		

◇金融・財政◇

日本企業のガバナンス構造	24 (1)	2004. 1
ー所有構造、メインバンク、市場競争ー		
非対称情報下の投資と資金調達	23 (3)	2003. 2
ー負債満期の選択ー		
ー投資非効率と企業の規模ー		

メインバンク関係は企業経営の効率化に貢献したか ー製造業に関する実証研究ー	21 (1)	2000. 8
ドル・ペッグ下における金融危機と通貨危機	20 (3)	1999. 8
アメリカ連邦政府の行政改革 ーGPRA を中心にしてー	20 (1)	1999. 6
なぜ日本は深刻な金融危機を迎えたのか ーガバナンス構造の展望ー	19 (1)	1998. 9
国際機関投資家の新潮流	16 (4)	1995. 9
アメリカの金融制度改革における銀行隔離論	13 (1)	1992. 6
メインバンクの実証分析	12 (4)	1992. 3
Asset Bubble のミクロ的基礎	11 (3)	1990. 12
資産価格変動とマクロ経済構造	11 (2)	1990. 7
貯蓄・投資と金利機能	11 (1)	1990. 6
金融構造の変化について	10 (2)	1989. 8
公的部門の金融活動 ー米国での動きとわが国との対比ー	9 (4)	1988. 10
クラウドディング・アウトについての研究 ー国債発行の国内貯蓄および金融仲介への影響ー	8 (1)	1987. 11
アメリカの金融システムの特徴と規制緩和	7 (1)	1986. 10
アメリカの金融自由化と預金保険制度	6 (3)	1985. 6
西ドイツの金融自由化と銀行収益および金融制度の安定	6 (2)	1985. 7
西ドイツの公的金融 ーその規模と特徴ー		
アメリカの公的金融 ーフェデラル・ファイナンスン・バンクと住宅金融ー	6 (1)	1985. 7
金融市場の理論的考察	5 (2)	1984. 7
債券格付に関する研究	2 (1)	1981. 7
資本市場に於ける企業の資金調達 ー発行制度と資金コストー	1 (2)	1980. 10

◇資源・環境◇

カーボンファイナンスの評価と今後の可能性	25 (5)	2004 . 12
ーモンテカルロ法によるシミュレーション分析ー		
地域経済と二酸化炭素排出負荷	24 (4)	2004 . 3
エネルギー問題に関する理論および実証のサーベイ	1 (3)	1981 . 2

◇会計・企業・財務◇

コーポレート・ガバナンスの世界的動向	25 (3)	2004 . 9
ー欧米、中国・韓国における法制度を中心とする最近の展開 ならびに「会社法制の現代化に関する要綱試案」の動向ー		
コーポレート・ガバナンス改革の現状と課題	24 (5)	2004 . 3
ー経営機構改革の具体例の検討、内部統制システム等 に関する考察を中心としてー		
利益の質による企業評価	24 (3)	2004 . 3
ー利質分析の理論と基本的枠組みー		
企業の再生と挫折	24 (2)	2004 . 3
ーUAL におけるターンアラウンド戦略の評価ー		
商法改正後の新しいコーポレート・ガバナンスと企業経営	23 (6)	2003 . 3
ー社外取締役、監査役会など米国型機構、従来型機構の検討を中心としてー		
日本の製造業	23 (5)	2003 . 3
ー長期データに基づく収益力の再検証ー		
利益操作の研究	23 (4)	2003 . 2
ー不当な財務報告に関する考察ー		
バブル崩壊後の企業財務の推移と課題	18 (3)	1998 . 3
連結決算 20 年のデータで見る日本企業の資本収益性低下	18 (2)	1998 . 3
日米医療 NPO (非営利組織) の経済分析	17 (2)	1997 . 3
企業のリストラクチャリングについて	16 (1)	1995 . 5
日本主要企業の資本構成	12 (2)	1991 . 7
企業における情報行動の分析	7 (2)	1987 . 3
ー職場における情報行動に関する調査報告ー		
ビジネス・リスクと資本構成	3 (1)	1982 . 4

税効果会計と利益操作	25 (6)	2005 . 3
ー倒産企業による実証分析ー		

◇産業構造・労働◇

技術進歩と人的資本	25 (1)	2004 . 5
ースキル偏向的技術進歩の実証分析ー		
我が国の半導体産業とイノベーション	23 (7)	2003 . 3
ーイノベーション経営研究会報告書ー		
我が国製造業の打開策を探る	23 (2)	2002 . 11
ープロダクション・ニューパラダイム研究会報告書ー		
貿易と雇用	23 (1)	2002 . 11
ーグローバル化の産業と地域への影響ー		
グローバル化と労働市場	21 (2)	2000 . 11
ー日本の製造業のケースー		
偏向的技術進歩と日本製造業の雇用・賃金	20 (2)	1999 . 6
ーコンピュータ投資にみる技術進歩の影響ー		
戦間期日本における農工間賃金格差	19 (3)	1998 . 12
日本の労働市場と失業	9 (2)	1988 . 8
ーミスマッチと女子労働供給の実証分析ー		
産業調整問題に関する理論および実証	3 (5)	1982 . 8

◇地域政策◇

地域・目的別社会資本ストックの経済効果	19 (2)	1998 . 11
ー公共投資の最適配分に関する実証的分析ー		
地域間所得移転と経済成長	18 (1)	1998 . 3
アジアにおける地域の国際ネットワーク化試論	17 (1)	1997 . 3
ーネットワークの理論的考察とその応用としてのアジア重層ネットワーク構想ー		
新しい町づくりの試みサステイナブル・コミュニティ	16 (5)	1995 . 10
ー真のベター・クオリティ・オブ・ライフを求めてー		
首都圏を中心としたハイテクゾーンの現状と将来	6 (6)	1986 . 3