倒産企業における裁量的会計行動

及　川　拓　也

1．研究の目的と背景

一般的に，倒産に至るほど財務状態が悪化している企業は，倒産前に倒産を回避するための行動をとると言われている。例えば，手持資金が底をつけば売却損を出してでも保有する固定資産を処分する，といった行動である。しかしながら，こうした行動は財務困窮状態の最終局面であり，それよりも前に倒産企業の経営者は，実体を伴わない会計手続の選択や変更をとおして表面上の利益を取り繕う行動をとることが指摘されている。

発生主義をベースとする会計の枠組みでは，経営者は，棚卸資産の評価方法や減価償却方法などの会計手続の選択や変更，そして引当金などの会計上の見積もりの調整をとおして，表面上の利益を多く見せたり，少なく見せることが可能である。こうした経営者の行動は裁量的会計行動と呼ばれ，報告利益を増加させるための裁量行動（利益増加型）と，報告利益を減少ないし圧縮させるための裁量行動（利益減少型）がある。

倒産に至るような財務困窮企業の場合，財務健全企業と比べ，経営者は，資本市場や負債契約との関係から，表面上の利益を良く見せ，悪い数値を覆い隠したいといったインセンティブをより強く持つと考えられる。したがって，このような企業の経営者は，倒産前に積極的に利益増加型の裁量行動をとることが予想される。

このことを裏付けるように，わが国の先行研究においても，倒産企業が倒産前に利益増加型の会計手続を選択する傾向があることが明らかにされている。ただし，留意しなければならないのは，継続企業の前提にかかる監査，いわゆるゴーイング・コンサーン（「GC」と略す）監査が導入された後も，倒産企業の裁量行動について同様の証拠が得られるか，である。わが国では，2003年３月期決算より，経営者によるGCの評価を前提に監査人が当該企業のGCを検討することが義務づけられた(1)。この影響を直接的に受けると考えられるのが，倒産に至るような財務困窮企業である。米国の先行研究によれば，監査報告書でGCに関する意見を付された企業の監査人は，当該企業に対して保守的な会計処理を行うことを強く要求する傾向にある。

GC監査導入後，監査人が保守的な会計処理を選好する可能性が高い中でも，倒産企業の経営者は倒産前に利益増加型の裁量行動をとるのであろうか。本稿では，GC監査制度

---

(1)　具体的には，GCの前提に重要な疑義を抱かせる事象や状況の有無，合理的な期間（少なくとも決算日から１年間）について経営者が行った評価，当該事象等を解消あるいは大幅に改善させるための経営者の対応および経営計画について検討する（「監査基準の改訂について」三６(2)）ことが義務づけられた。なお，2009年４月に公表された『監査基準の改訂に関する意見書』において，一定の事象や状況に対する経営者の対応策等を勘案してもなお，GCに関する重要な不確実性がある場合に，適切な注記がなされているかどうかを監査人が判断すること（「監査基準の改訂について」一）と改訂された。

導入後に倒産したわが国の上場企業において，利益増加型の裁量行動が見いだせるか，先行研究の知見に基づき明らかにする。

2．先行研究と仮説の設定

2.1　先行研究

乙政・浅野・須田［2007］は，GC 監査が導入される前（1980年１月から2002年５月の間）に倒産した上場企業を対象に，倒産前の会計手続（棚卸資産の評価基準・評価方法，減価償却の計算方法，繰延資産の処理方法）の選択と変更について分析し，倒産企業では倒産が近づくにつれて利益増加型の会計手続の採用率が上昇し，利益増加型の会計方針への変更が行われることを明らかにした。

浅野・首藤［2007］は，乙政・浅野・須田［2007］の分析で用いられたサンプルを用いて，倒産企業の裁量行動について分析し，倒産企業の経営者が倒産直前期より前に利益増加型の裁量行動をとることを明らかにした。また，浅野・首藤［2007］は，倒産直前期における倒産企業の裁量的発生高がマイナスとなり，コントロール企業よりも小さくなることから，倒産企業では倒産直前期に多額の特別損失の計上を余儀なくされた可能性があることを明らかにした。

髙田［2007］は，GC に関する追記が表明された企業の裁量行動について分析し，倒産に直面した企業の経営者は裁量的に利益を増加させ，後にその反動を経験するとする証拠を示した。髙田［2007］では，GC に関する追記が表明された期に，当該企業の裁量的発生高が有意にゼロより小さいマイナスの値となること，その裁量的発生高は２期前よりも有意に減少していることが明らかにされた。

一方，TAKADA and OIKAWA［2006］は，GC 監査導入の前後１年間に倒産したわが国の上場企業の裁量行動について分析したが，GC 監査導入の前と後いずれにおいても，倒産企業の経営者が裁量的に利益を増加させるとする証拠は得られなかった。ただし，当該研究は，他の先行研究と比べサンプル数があまりにも少ないことから，分析結果については検討の余地が残る。

2.2　仮説の設定

以上の分析結果から，倒産企業の経営者は倒産直前期よりも前に利益増加型の裁量行動をとる可能性が高いこと，倒産企業では倒産直前期にその反動が裁量的発生高のマイナス，すなわち損失計上となって現れる可能性が高いことが方向性として示された。

ただし，ここで問題となるのは，上述したように，GC 監査導入後も同様の証拠が得られるか，である。米国の先行研究では，倒産に関連する訴訟からの負担や影響を少なくするため，GC 問題に対して，監査人は保守的に対応することが明らかにされている。例えば，Stice［1991］や DeFond and Jiambalvo［1994］は，監査報告書で GC に関する意見を付された企業の監査人は，当該企業に対して会計処理のモニタリングを増やし，保守的な会計処理を行うことを強く要求する傾向にあることを指摘している。また，Francis and Krishnan［1999］は，裁量的発生高の水準が高い企業の監査人は，GC 問題に関連して監査意見を修正する傾向にあることを指摘している。

わが国では，GC 監査導入後に倒産した上場企業の裁量行動に関する研究はほとんど行われていない。髙田［2007］では，GC に関する追記が表明された企業を倒産に直面した

財務困窮企業とみなし，それらの企業の裁量行動について分析がなされているが，GC に関する追記が表明された企業が必ずしも倒産しているわけではない実態を考慮すると，そこで得られた証拠をもって倒産企業の裁量行動とみなすには問題がある。

検証すべき課題は，GC 監査導入後，監査人が保守的な会計処理を要求する可能性が高い中でも，倒産した上場企業の経営者は倒産前に積極的に利益増加型の裁量行動をとるか，である。本稿では，先行研究の分析結果と比較するため，次の仮説を設定した。

仮説１：GC 監査導入後でも，倒産企業の経営者は倒産直前期より前に利益増加型の裁量行動をとる。

仮説２：倒産企業では倒産直前期に裁量行動の反動が多額の損失計上という形で表面化する。

３．サンプル・セレクション

3.1　サンプリングの精緻化

経営者の裁量行動に関する研究では，通常，サンプル企業とペアマッチされたコントロール企業との比較をとおして，サンプル企業の裁量行動が分析される。浅野・首藤［2007］および TAKADA and OIKAWA［2006］でも，倒産企業と同業種で総資産の規模が近い企業がコントロール企業として選択され，このコントロール企業との比較をとおして倒産企業の裁量行動が分析されている。しかしながら，これらの先行研究は，コントロール企業の選択にあたり，財務状態を考慮していない点で問題を孕んでいる。財務状態の違いは，経営者の会計行動の違いとなって現れ，そのことが分析結果に影響を与える可能性があるからである。上述したように，倒産に至るような財務困窮企業の経営者は，表面上の利益を良く見せたいとするインセンティブを有していることから，利益増加型の裁量行動をとることが予想される。一方，財務健全企業の経営者は，将来の業績悪化による利益減少に備え，余裕のあるうちに当期の利益を将来に繰り延べたいとするインセンティブを有していると考えられることから，利益減少型の裁量行動をとると予想される。

もし財務状態が考慮されないならば，コントロール企業には倒産企業とは異なる財務状態の企業が含まれている可能性が高く，それどころか，財務健全企業が含まれている可能性がある。すなわち，サンプル企業（倒産企業）とは正反対の裁量行動をとる企業がコントロール企業として含まれている可能性がある。経営者の裁量行動は裁量的発生高をとおして分析されるが，利益増加型の裁量行動をとれば裁量的発生高の符号はプラスとなり，逆に利益減少型の裁量行動をとればその符号はマイナスとなる。明らかに符号が異なる値を用いて分析をした場合，サンプル企業とコントロール企業との間には有意な差が生じやすくなる可能性がある。したがって，倒産企業と適切に対比させるためにも，同じような財務状態にある企業と比較する必要がある。

髙田［2007］は，こうした財務状態の違いによる分析結果への影響を回避するために，３つの基準（ROA，総負債／総資産，留保利益／総資産）を用いて，ペアマッチされるコントロール企業の選択を行っている。しかしながら，この方法はコントロール企業に財務健全企業が含まれる可能性を低くするかもしれないが，財務困窮企業の識別基準として妥当なものなのか，疑問の余地が残る。例えば，３つの指標に別の指標を加えたり，入れ替えたりすることで，ペアマッチされるコントロール企業も変わる可能性があり，それが

分析結果へ影響する可能性がある。また，コントロール企業の選択がアドホック的で，主観的に行われる可能性が危惧される。コントロール企業の選択を客観的に行うためにも，財務困窮企業の識別基準として何らかの総合指標を用いる必要があると考えられる。

3.2　サンプリング

本稿では，検証をより厳密に行うために，GC 監査導入直前期において「倒産の可能性の高い状態」にあった財務困窮上場企業（銀行，証券，保険，その他金融を除く）のうち，その後（2009年４月までに）倒産した企業について分析することにした。財務困窮企業の中でも「倒産の可能性の高い状態」にある企業の経営者は，利益増加型の裁量行動をとるインセンティブをより強くもつと考えられるからである。

また，本稿では，及川［2009］の調査結果(2)に基づき，倒産企業は「倒産の可能性の高い状態」が継続して倒産に至ると想定している。すなわち，GC 監査導入直前期に「倒産の可能性の高い状態」にあった倒産企業では，その状態が倒産直前（期）まで継続することを想定している。さらに，「倒産の可能性の高い状態」について，OIKAWA［2009］および及川［2010］の調査結果(3)に基づき，Ｚスコア（Altman［1968］）が1.17以下にある状態をそのようにみなすことにした。

Altman［1968］のＺスコアモデルは，モデルの構造にかかる問題や倒産予測モデルとしての精度の低さが指摘されているが(4)，本稿では拙稿の調査結果（脚注２，３を参照）から，当該モデルを倒産予測モデルとしてではなく，財務困窮度を示す総合指標として用いることで一定の有効性を見いだせると判断している。なお，Ｚスコアは下記の線形判別モデル式から算出され，Altman［1968］ではＺスコアの値が1.81以下になると倒産危険域にあると判断される。

$$\text{Z スコア} = 0.012x_1 + 0.014x_2 + 0.033x_3 + 0.006x_4 + 0.999x_5$$

x_1 ＝運転資本/総資産　　x_4 ＝株式時価総額/総負債簿価
x_2 ＝留保利益/総資産　　x_5 ＝売上高/総資産
x_3 ＝利息・税引前利益/総資産

(2) 及川［2009］では，2000年１月から2004年４月の間に倒産した上場企業75社の倒産直前期から５期前までのＺスコアを調査した。調査の結果，倒産企業75社のうち71社のＺスコアが倒産危険域の1.81以下であり，このうち55社はＺスコアが1.00以下（21社はＺスコアがマイナスの値）であった。また，倒産直前期のみＺスコアが1.81以下であったのは75社のうち９社だけであり，42社は少なくとも５期前からＺスコアが1.81以下の状態で継続していた。さらに倒産直前期のＺスコアが1.00以下であった55社のうち35社は，２期以上この状態が継続していた。このことから，及川［2009］は倒産企業の多くが，倒産危険域の中でもさらに財務困窮度が増した状態（Ｚスコアがさらに低い状態）が継続して倒産に至っていることを指摘した。

(3) OIKAWA［2009］および及川［2010］では，2001年５月から2002年４月の間に決算を行った上場企業で，かつＺスコアによって倒産危険度が高いと判別された1,070社について，財務困窮度別に４つのグループにわけ，その後（2008年12月まで）の倒産調査を行った。調査の結果，財務困窮度が最も高いとみなされたグループ（Ｚスコアの範囲：－8.19～0.85）では267社中23社が倒産し，２番目に高いとみなされたグループ（Ｚスコアの範囲：0.85～1.17）では267社中14社が倒産していた。３番目と４番目のグループでは倒産したのはそれぞれ４社と３社であった。以上から，OIKAWA［2009］および及川［2010］は，財務困窮状態の中でも，Ｚスコアが1.17以下にある状態を「倒産の可能性の高い状態」とみなした。

(4) 線形判別モデルの問題については，及川［2004］および高田［2007，pp.169-172］を参照。

以上から，本稿では，GC 監査導入直前期に「倒産の可能性の高い状態」にあった財務困窮上場企業534社のうち，2009年４月までに倒産した43社をサンプル企業として選択した。なお，Ｚスコアは，ダイヤモンド社の『週刊ダイヤモンド』（2002年10月12日号）に掲載された「2002年版倒産危険度ランキング」（2001年５月期から2002年４月期決算の上場企業を対象）を参照した。

一方，ペアマッチされるコントロール企業については，先行研究におけるコントロール企業の選択方法の問題を考慮して，以下の基準に基づき選択することにした。なお，先行研究ではコントロール企業の抽出基準として総資産の規模を含めているが，Ｚスコアの計算上，総資産の規模による影響が考慮されているため，本稿では当該項目を抽出基準に含めていない。

〈コントロール企業の抽出基準〉

⑴　サンプル企業と会計年度[5]および業種が同じ上場企業（銀行，証券，保険，その他金融を除く）

⑵　GC 監査導入直前期におけるＺスコア（財務困窮度）がサンプル企業と同じか近い企業

⑶　分析に必要なデータがそろう企業

この抽出基準により，GC 監査導入直前期において「倒産の可能性の高い状態」にあった財務困窮上場企業534社（内サンプル企業として抽出された43社を除く）の中から43社をコントロール企業として選択した。これで，サンプル企業と，ペアマッチされたコントロール企業とは GC 監査導入直前期において同じような財務状態（「倒産の可能性の高い状態」）にあり，本稿が問題としたコントロール企業の選択方法に対して一定の精緻化をはかることができたと考えられる。なお，サンプル企業とコントロール企業のＺスコアの記述統計量は表１に示すとおりである。また，本稿の分析で用いられるサンプル企業とコントロール企業の業種別分類は表２に示すとおりである。

表１　記述統計量（Ｚスコア）

	平均値	標準偏差	中央値	最小値	最大値
サンプル企業	0.51	0.7264	0.74	－2.29	1.17
コントロール企業	0.58	0.5919	0.74	－1.95	1.21

表２　サンプル企業とコントロール企業の業種別分類（43社）

業　種	企業数	業　種	企業数
建　設	15	機　械	5
食　品	2	その他　製造	2
繊　維	6	小　売　業	2
ゴ　ム	1	不　動　産	7
鉄　鋼	1	サ　ー　ビ　ス	1
金　属	1	—	—

⑸　厳密には，サンプル企業の決算日の前後６カ月以内に決算日がある企業が含まれている。

4．モデルの設定と検証方法

4.1　モデルの設定

経営者の裁量行動は会計発生高の分析をとおして明らかにされる。会計発生高とは営業活動によるキャッシュ・フローに対する発生主義会計固有の調整額（榎本［1997，p.1］）を指しており，営業活動によるキャッシュ・フローと報告利益の差額として定義される（Healy［1985，p.86］）。本稿では，先行研究の分析結果と比較するために報告利益として税引後経常利益（当期純利益－特別利益＋特別損失）を用いる。

また，営業キャッシュ・フローについては，キャッシュ・フロー計算書がわが国で制度化（2000年3月期）される前の期間のデータも必要となるため，Guay，Kothari and Watts［1996］および浅野・首藤［2007］にしたがい，次の式を用いて導出する。なお，Δは期中の変化額を示している。

会計発生高＝（Δ流動資産－Δ現金預金）－（Δ流動負債－Δ資金調達項目(6)）－（Δ長期性引当金(7)＋減価償却費）

この会計発生高は，経営者がコントロール可能な部分と不可能な部分に分けられ，前者は裁量的発生高，後者は非裁量的発生高と呼ばれている。非裁量的発生高の測定にあたっては，ジョーンズ・モデル（Jones［1991］）をはじめとして様々なモデルが開発されている。本稿では，比較的説明力が高いとされているCFOジョーンズ・モデルとKasznik［1999］のCFO修正ジョーンズ・モデルを用いることにした(8)。CFOジョーンズ・モデルは，ジョーンズ・モデルに営業活動によるキャッシュ・フロー（CFO）の変化額（Δ）を変数として追加しものであり，CFO修正ジョーンズ・モデルはΔ売上高の代わりに，Δ売上高からΔ売上債権を控除した変数を用い，さらにΔCFOを変数として追加したものである。CFOジョーンズ・モデルとCFO修正ジョーンズ・モデルは次のとおりである。なお，分散不均一の問題を緩和するために，すべての変数（定数項も含む）は前期末の総資産でデフレートされている。

CFOジョーンズ・モデル

$$会計発生高 = \alpha + \beta_1 \Delta 売上高 + \beta_2 償却性固定資産 + \beta_3 \Delta CFO + \varepsilon$$

CFO修正ジョーンズ・モデル

$$会計発生高 = \alpha + \beta_1(\Delta 売上高 - \Delta 売上債権) + \beta_2 償却性固定資産 + \beta_3 \Delta CFO + \varepsilon$$

これらの回帰式のパラメータは，最小2乗法により検定対象の決算期ごとにそれより前

(6)　Δ資金調達項目＝Δ短期借入金＋Δコマーシャル・ペーパー＋Δ1年内返済の長期借入金＋Δ1年内返済の社債・転換社債

(7)　Δ長期性引当金＝Δ売上債権以外の貸倒引当金＋Δ退職給付（給与）引当金＋Δ役員退職慰労引当金＋Δその他の長期性引当金

(8)　須田・首藤［2001］では，ジョーンズ・モデル，修正ジョーンズ・モデル（Dechow，Sloan and Sweeney［1995］），CFOジョーンズ・モデル，およびCFO修正ジョーンズ・モデル（Kasznik［1999］）の決定係数と自由度調整済み決定係数を比較し，ΔCFOを追加したモデルのほうが，ΔCFOを含まないモデルよりもはるかに説明力が高いことを明らかにした。

のデータを用いて推定される。本稿では，倒産企業が倒産する直前期（ｔ＝０期）から−３期までの決算を検定対象とし，各決算期より前の13年から16年分のデータを用いてパラメータの推定をそれぞれ行う。最後に，会計発生高の値からこの回帰式により推定された非裁量的発生高の予測値を差し引くことで裁量的発生高が求められる。

4.2　検証方法

本稿では，上記で提示した仮説を検証するために，以下のことを明らかにする。

(1)　サンプル企業（倒産企業）とコントロール企業（財務困窮企業）との間で，裁量的発生高の平均値および中央値について有意な差があるか。

(2)　倒産直前期（ｔ＝０期）において，サンプル企業の裁量的発生高の平均値と中央値はゼロより有意に小さいマイナスの値となるか。また，それらの値はコントロール企業よりも小さくなるか。

(3)　ｔ＝０期よりも前において，サンプル企業の裁量的発生高の平均値と中央値はゼロより有意に大きいプラスの値となるか。また，それらの値はコントロール企業よりも大きくなるか。

(4)　サンプル企業において，裁量的発生高の符号はｔ＝０期よりも前はプラスの傾向が強く，ｔ＝０期にはマイナスの傾向が強くなるか。

これらを明らかにするために，まずは，サンプル企業とコントロール企業における裁量的発生高の平均値と中央値の差について検定を行う。２つのサンプルグループの平均値の差にはｔ検定を，中央値の差には Wilcoxon の順位和検定を用いる。次に，［平均値＝０］および［中央値＝０］とする仮説検定を行う。その上で，検定期間における裁量的発生高の平均値と中央値の推移，および裁量的発生高の符号の付き方について傾向を示す。

５．分析結果

表３はサンプル企業とコントロール企業の裁量的発生高の記述統計量を，表４は２つのサンプルグループの裁量的発生高における平均値の差と中央値の差の検定結果(9)を示したものである（統計処理：SPSS Statistic 18，以下同様）。なお，会計データは個別決算を用いている（会計データ：NEEDS CD-ROM（Nikkei Digital Media, Inc），以下同様）。また，CFO ジョーンズ・モデルと CFO 修正ジョーンズ・モデルのどちらを用いても同じ証拠が得られたため，本稿では CFO 修正ジョーンズ・モデルを用いた場合の分析結果のみを示すこととする。

表４より，先行研究で得られた証拠と同様に，倒産直前期（ｔ＝０期）において，サンプル企業（倒産企業）の裁量的発生高の平均値と中央値はマイナスとなり，コントロール企業よりも小さい値となった。また，ｔ＝０期において，平均値と中央値の両方ともコントロール企業との間に有意な差が見いだされた。

先行研究の分析結果と異なるのは，ｔ＝０期以外（ｔ＝−１期〜−３期）において，平均値と中央値ともに，サンプル企業とコントロール企業との間で有意な差が見いだされなかったことである。このことは，本研究においてコントロール企業の選択方法を精緻化し

---

(9)　平均値の差の検定については，等分散を仮定した場合としない場合でほぼ同じ結果となったため，等分散を仮定した場合の結果のみを示した。

た結果であると考えられる。すなわち，本稿では，サンプル企業もコントロール企業もともに「倒産の可能性の高い状態」にある財務困窮企業であり，財務困窮度合が同程度のものがペアマッチされている。したがって，同じようなインセンティブを有する企業であれば，同じような裁量行動をとる可能性が高くなり，結果的に有意な差が見いだされなかったのではないかと考えられる。

表３　記述統計量（裁量的発生高）

		決算期			
		t＝－３	t＝－２	t＝－１	t＝０
サンプル企業（N＝43）	平均値	0.0221	0.0027	－0.0072	－0.0512
	標準偏差	0.0937	0.0277	0.0415	0.0847
	中央値	0.0039	－0.0006	－0.0032	－0.0283
	最小値	－0.0770	－0.0492	－0.1378	－0.3906
	最大値	0.5810	0.0909	0.0907	0.0733
コントロール企業（N＝43）	平均値	0.0067	0.0016	0.0056	0.0059
	標準偏差	0.0351	0.0375	0.0487	0.0354
	中央値	0.0068	0.0048	0.0024	0.0025
	最小値	－0.1400	－0.1058	－0.1874	－0.0773
	最大値	0.0748	0.0881	0.1574	0.1200

t＝０：倒産直前期

表４　裁量的発生高の差

		決算期			
		t＝－３	t＝－２	t＝－１	t＝０
サンプル企業（N=43）	平均値	0.0221	0.0027	－0.0072	－0.0512
	中央値	0.0039	－0.0006	－0.0032	－0.0283
コントロール企業（N=43）	平均値	0.0067	0.0016	0.0056	0.0059
	中央値	0.0068	0.0048	0.0024	0.0025
	t 値	1.009	0.164	－1.308	－4.079**
	Z 値	－0.220	－0.419	－1.533	－4.349**

t＝０：倒産直前期
**；１％水準で有意，*；５％水準で有意

表５は，裁量的発生高について，［平均値＝０］および［中央値＝０］とする仮説検定の結果を示したものである。本来，裁量行動を行わなければ，これらの値はゼロに等しくなるものである。表５より，有意にゼロより小さい値となったのは，サンプル企業の倒産直前期における平均値と中央値である。一方，有意にゼロより大きい値となったのは，コントロール企業のt＝－３期における中央値である。さらに，片側検定の結果を考慮すると，サンプル企業のt＝－３期において，平均値と中央値がともに10%水準で有意にゼロより大きい値となった。

表５　平均値＝０・中央値＝０の検定

		決算期			
		t ＝－３	t ＝－２	t ＝－１	t ＝０
サンプル企業（N＝43）	平均値	0.0221	0.0027	－0.0072	－0.0512**
	p 値	0.129	0.520	0.262	0.000
	中央値	0.0039	－0.0006	－0.0032	－0.0283**
	p 値	0.131	0.726	0.261	0.000
コントロール企業（N＝43）	平均値	0.0067	0.0016	0.0056	0.0059
	p 値	0.216	0.785	0.457	0.280
	中央値	0.0068*	0.0048	0.0024	0.0025
	p 値	0.038	0.461	0.316	0.299

t ＝０：倒産直前期
**；１％水準で有意，*；５％水準で有意

図１，図２は，裁量的発生高の平均値と中央値の推移をそれぞれ示したものである。上記の分析結果を裏付けるように，サンプル企業とコントロール企業とでは推移を示す折れ線の形が大きく異なっている。サンプル企業では裁量的発生高の平均値と中央値がともにプラスからマイナスへと推移しているに対して，コントロール企業ではプラスのまま推移していることがみてとれる。

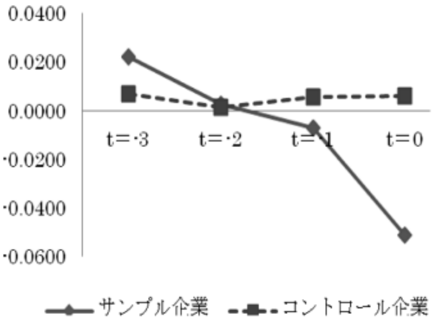

図１　平均値の推移

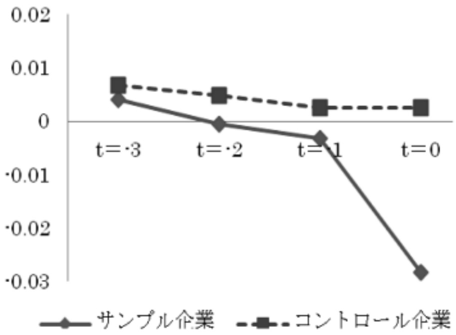

図２　中央値の推移

表６は，t ＝－３期から倒産直前期（t ＝０期）までの裁量的発生高の符号の付き方を調査したものである。上述したように，経営者が利益増加型の裁量行動をとれば裁量的発生高の符号はプラスとなり，逆に利益減少型の裁量行動をとればその符号はマイナスとなる。注目するのは，t ＝０期における符号の割合である。サンプル企業ではt ＝０期において43社中35社でマイナスの符号となったのに対し，コントロール企業ではt ＝０期における符号の割合は半々である。一方，t ＝－３期では，両グループともプラスの符号がマイナスの符号を大きく上回っている。また，コントロール企業ではすべての期間においてプラスの符号がマイナスの符号を上回っているのに対し，サンプル企業ではt ＝－３期からプラスの符号の割合がどんどん減少し，マイナスの符号が増加している。表６より，サンプル企業においては，裁量的発生高の符号はt ＝０期よりも前はプラスの傾向があり，

ｔ＝０期にはマイナスの傾向が強くなっていると言える。

表６　裁量的発生高の符号の推移

	符号	決算期 ｔ＝－３	ｔ＝－２	ｔ＝－１	ｔ＝０
サンプル企業（N＝43）	プラス	25	20	16	8
	マイナス	18	23	27	35
コントロール企業（N＝43）	プラス	28	27	24	22
	マイナス	15	16	19	21

ｔ＝０：倒産直前期

以上の分析結果から，サンプル企業では，倒産直前期において多額の損失が計上された可能性が高く，その損失は過年度に行われた利益増加型の裁量行動の反動である可能性が高いことが示唆された。一方，コントロール企業でも，サンプル企業と同じような財務状態にあることから，利益増加型の裁量行動がとられた可能性があるが，異常なまでの裁量行動はとられておらず，また余力があることから，その反動が表面化しにくい可能性が示唆された。

６．結論と今後の課題

本稿では，倒産企業の経営者による裁量行動について，CFO ジョーンズ・モデルとCFO 修正ジョーンズ・モデルを用いて検証し，分析結果から以下のことが示唆された。

⑴　GC 監査導入後でも，倒産企業の経営者は，倒産直前期より前に利益増加型の裁量行動をとる可能性が高い。しかし，裁量行動を行う余力がないため，その反動が倒産直前期において多額の損失計上という形で表面化する可能性が高い。

⑵　同じような財務状態（「倒産の可能性の高い状態」）にありながら，倒産しなかった財務困窮企業においても，利益増加型の裁量行動がとられた可能性がある。しかし，その規模は小さく，また余力があるため，その反動が表面化しにくい可能性がある。

⑴は先行研究で得られた証拠と一致するものであり，⑵についてはコントロール企業の選択方法を精緻化させることで得られた証拠である。本研究の貢献は，GC 監査導入後に倒産した上場企業をサンプルとした場合でも，先行研究と同様に⑴の証拠が得られたことであり，また⑵について発見したことである。

しかしながら，本研究の分析結果は少なくとも下記の点で改善される必要がある。１つは，財務困窮企業の実態を適切に反映させ，本稿の検証結果の頑健性を強めるためにも，税引後経常利益ではなく，税引後当期純利益を用いて分析する必要がある。髙田［2007, p.７］でも指摘されているが，財務困窮企業には特別損益に分類される発生高項目が含まれている可能性があるため，税引後当期純利益を用いて分析する必要がある。もう１つは，検定期間を拡張させた検証が必要である。本稿では倒産直前期（ｔ＝０期）から－３期までをさかのぼって検証しているが，倒産企業の場合，それよりも前から裁量行動がとられている可能性がある。さらに，本稿では，GC 監査導入直前期における財務状態（「倒産の可能性の高い状態」）がｔ＝０期まで継続することを想定しているが，特にコントロー

ル企業におけるｔ＝０期の財務状態については確認が必要である。

最後に，本研究の分析結果の頑健性を強めるためにも，下記の追加的調査・検証が必要である。１つは，倒産直前期における倒産企業のマイナスの裁量的発生高について，それを過年度の裁量行動の反動とみるのか，保守的な会計処理を選好する監査人による指導があったとみるのか，さらなる検証が必要である。あわせて，倒産直前期付近で計上される多額の損失についての実態的な調査を行う必要がある。もう１つは，倒産企業と同じ財務困窮状態にありながら倒産しなかったコントロール企業の＋１期以降の裁量行動についてである。これらの企業ではｔ＝０期において，裁量的発生高の符号の割合が半々であったが，＋１期以降も利益増加型の裁量行動が続くのか，それとも倒産企業と同じようにその反動が損失計上という形でその後表面化するのか，検証が必要である。

参考文献

浅野信博・首藤昭信稿「会計操作の検出方法」『会計操作―その実態と識別法，株価への影響―』（須田一幸・山本達司・乙政正太編著），ダイヤモンド社，2007年，pp.86-108.

榎本正博稿「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』（大阪大学），第46巻第３号，1997年１月，pp.65-80.

榎本正博稿「業績悪化企業の会計選択―会計発生高モデルを用いた分析―」『会計』，第159巻第６号，2001年６月，pp.40-55.

及川拓也稿「ゴーイング・コンサーン情報の監査に関する考察―線形判別モデルの意義と限界―」『現代監査』（日本監査研究学会），第14号，2004年３月，pp.54-60.

及川拓也稿「ゴーイング・コンサーン監査―企業継続のための監査とは―」『月刊監査研究』（日本内部監査協会），第35巻第３号，2009年３月，pp.22-27.

及川拓也稿「財務困窮企業の生存時間分析―企業継続能力評価モデルの構築―」『青森公立大学経営経済学研究』（青森公立大学），第16巻第１号，2010年９月，pp.19-32.

太田浩司稿「利益調整研究における会計発生高モデルについて」『企業会計』第59巻第４号，2007年４月，pp.114-120.

岡部孝好著『会計報告の理論―日本の会計の探求―』，森山書店，1994年.

岡部孝好稿「裁量的発生処理高の反転」『会計』，第166巻第４号，2004年10月，pp.１-17.

乙政正太稿「日本企業の利益圧縮行動―ビッグバスの実証分析に向けて―」『会計』，第151巻第４号，1997年４月，pp.67-79.

乙政正太・浅野信博・須田一幸稿「日本の企業における会計操作」『会計操作―その実態と識別法，株価への影響―』（須田一幸・山本達司・乙政正太編著），ダイヤモンド社，2007年，pp.59-73.

白田佳子著『企業倒産予知モデル』，中央経済社，2003年.

須田一幸著『財務会計の機能－理論と実証－』，白桃書房，2000年.

須田一幸・首藤昭信稿「経営者の利益予測と裁量的会計行動」『産業経理』，第61巻第２号，2001年７月，pp.46-56.

高田敏文著『監査リスクの基礎』，同文舘出版，2007年.

髙田知実稿「財務的困窮企業の経営者による裁量的行動の分析―継続企業の前提に関する

追記表明をめぐって―」神戸大学ディスカッション・ペーパーシリーズ，2007年12月，pp. 1 -19.
仲條祐介稿「業績低迷企業の会計政策―利益減少型会計政策の選択とインセンティブ―」『会計』，第155巻第 1 号，1999年 1 月，pp.39-54.
Altman, Edward I., Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy, *Journal of Finance*, Vol.23, No.4, September 1968, pp.589-609.
DeAngelo, Harry, Linda DeAngelo and Douglas J. Skinner, Accounting Choice in Troubled Companies, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.17, No.1/2, January 1994, pp.113-143.
Dechow, Patricia M., Richard G. Sloan and Amy P. Sweeney, Detecting Earnings Management, *The Accounting Review*, Vol.70, No.2, April 1995, pp.193-225.
DeFond, Mark L., James Jiambalvo, Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.17, No.1/2, January 1994, pp.145-176.
Francis, Jere R., Krishnan Jagan, Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism, *Contemporary Accounting Research*, Vol.16, No.1, Spring 1999, pp.135-165.
Guay, Wayne R., S. P. Kothari and Ross L. Watts, A Market-Based Evaluation of Discretionary Accrual Models, *Journal of Accounting Research*, Vol.34, Supplement 1996, pp.83-105.
Healy, Paul M., The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.7, No.1-3, April 1985, pp.85-107.
Jones, Jennifer J., Earnings Management During Import Relief Investigations, *Journal of Accounting Research*, Vol.29, No.2, Autumn 1991, pp.193-228.
Kasznik, Ron, On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management, *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.1, Spring 1999, pp.57-81.
Kothari, S. P., Andrew J. Leone and Charles E. Wasley, Performance Matched Discretionary Accrual Measures, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.39, No.1, February 2005, pp.163-197.
OIKAWA, Takuya, Survival Analysis of Financially Distressed Companies, *Proceedings of 21st Asian-Pacific Conference on International Accounting Issues*, November 2009, CD-ROM #21064: pp.1-28.
Rosner, Rebecca L., Earnings Manipulation in Failing Firms, *Contemporary Accounting Research*, Vol.20, No.2, Summer 2003, pp.361-408.
Stice, James D., Using Financial and Market Information to Identify Pre-Engagement Factors Associated with Lawsuits against Auditors, *The Accounting Review*, Vol.66, No.3, July 1991, pp.516-533.
TAKADA, Toshifumi, Takuya OIKAWA, Discretional Accruals of Financial Distressed Companies―The Ex-Post Analysis of Default Companies in Japan―, *Proceedings of 18th Asian-Pacific Conference on International Accounting Issues*, October 2006, CD-ROM #18124: pp.1-12.

〔抄　録〕

本稿の目的は，ゴーイング・コンサーン（GC）監査導入後，監査人が保守的な会計処理を選好する可能性が高い中でも，倒産企業の経営者は倒産前に利益増加型の裁量行動をとるかを明らかにすることである。本稿では，GC 監査導入直前期において「倒産の可能性の高い状態」にあった財務困窮上場企業534社のうち，2009年４月までに倒産した43社の裁量的発生高について，CFO 修正ジョーンズ・モデルを用いて分析し，以下のことが示唆された。

⑴　GC 監査導入後でも，倒産企業の経営者は倒産直前期より前に利益増加型の裁量行動をとる可能性が高い。しかし，裁量行動を行う余力がないため，その反動が倒産直前期において多額の損失計上という形で表面化する可能性が高い。

⑵　同じような財務状態（「倒産の可能性の高い状態」）にありながら，倒産しなかった財務困窮企業においても，利益増加型の裁量行動がとられた可能性がある。しかし，その規模は小さく，また余力があるため，その反動が表面化しにくい可能性がある。

⑴は GC 監査導入前の倒産企業について分析した先行研究の証拠と一致するものであり，⑵はコントロール企業の選択方法を精緻化することで得られた証拠である。