

MMRC
DISCUSSION PAPER SERIES

MMRC-J-133

倒産分析とゴーイングコンサーン監査
—比例ハザードモデルを中心に—

東京大学大学院経済学研究科
大日方 隆

2005 年 12 月



東京大学21世紀COE [モノづくり]
ものづくり経営研究センター

倒産分析とゴーイングコンサーン監査☆ —比例ハザードモデルを中心に—

東京大学大学院経済学研究科

大日方 隆

2005年12月

要約

本稿は確率統計技法を援用した倒産分析に焦点を当て、ハザードモデルと GC 監査との関係を検討する。ハザードモデルは、特定の要因による影響の相対的な差を検証する手法であり、確率値そのものを推定する手法ではない。したがって、分析結果そのものを GC 監査に利用できるのかは、疑問である。先行研究は、被説明変数および説明変数の選択、回帰モデルの選択にまだ検討の余地を残している。その最大の理由は、理論的な仮説がないまま、データ・マイニングが繰り返されてきたからである。倒産予測モデルを GC 監査に利用するには、いくつかの難問を解決しなければならない。分析結果を評価する方法や、GC 監査の結果がその後の企業行動に与える影響などについては、いまだ分析が十分ではない。先行研究は、GC 監査の情報価値を疑問視するものが多いが、リサーチ・デザインにも問題があり、現時点では確定的な結論をくたせない。そもそも、非公開の内部情報を知りうる監査人の意思決定プロセスにかんして、公表データによる実証研究がどこまであきらかにできるかは、はなはだ疑問である。

キーワード：倒産分析、ハザードモデル、ゴーイングコンサーン監査、情報価値

☆本稿は、高田敏文東北大学教授を主査とする日本会計研究学会スタディグループ（2004-2005年）の報告書『倒産予測モデルの構築とパフォーマンスの検証』における筆者の担当部分「研究報告4 倒産分析とゴーイング・コンサーン監査 ——比例ハザードモデルを中心に——」（63-131頁）を加筆修正したものである。

1. はじめに ——研究の背景と動機

市場が半強度 (semi-strong form) で効率的であるならば、公表データは、即座にかつ適切に証券価格に反映される。市場参加者 (投資家) が予測している企業の倒産確率もまた、証券価格に反映されている。そのことを利用して、期待される倒産確率 (信用リスク) を証券価格データから「逆推定」する研究は、主としてファイナンスの領域で展開されている (小林, 2004)。ここで問題は、投資家はどの情報にもとづいて、かつ、どのようにして、企業の倒産確率を予測するのかである。これが、伝統的な倒産分析の原点にある問題意識である。投資家は公表データにもとづいて企業の倒産予測をすると仮定し、公表データと企業倒産との関係を分析する倒産分析は、投資家の意思決定を「順推定」する作業といってもよい。

しかし、伝統的な倒産分析では、残念ながら、倒産現象を意思決定の結果とみる意識はきわめて希薄である。倒産分析では、一般に、プレーヤー (主体) があきらかではなく、企業経営者が裁量的に操作できる会計数値の性格が無視されたうえで、それをあたかも自然現象であるかのように傍観する投資家が仮定されているように見える。その意味では、経済合理性が無視されている。倒産分析の争点が、主として、データ (変数) と関数モデルの選択問題に帰着されることが多い現状からもあきらかなように、多くの研究は fact finding の領域を踏み出せていない。この論文は、ハザードモデルを応用した倒産分析を中心にサーベイし、その実証結果を企業の継続性にかんする監査 (ゴーイングコンサーン監査: 以下、GC 監査という) に適用できるのかを検討することを使命としているが、筆者は、これまでの倒産分析のあり方にたいして、相当に批判的である。そのことをあらかじめ付言しておきたい。

それでもなお、倒産分析にかんする研究論文は数多く、それらを一定の観点でサーベイして整理し、問題点を指摘しておくことは、将来の研究にとって有益であろう。とりわけ、経済合理性を無視して理論的基盤をもたない企業診断の類と、科学的な実証研究とは、厳しく峻別されなければならない。さらに、企業の GC 監査に固有の問題があるのはもちろんのこと、投資家の視点による倒産分析と監査人の継続性判断とのあいだには、相当に大きな距離ないし深い溝があり、既存の倒産分析を監査実務に適用しようとする発想そのものに、重大な誤りが含まれている。その点に留意しつつ、以下では、ハザード・モデル、倒産分析、GC 監査に関連した実証研究をサーベイする。

企業の倒産予測に確率統計技法の応用を試みる倒産分析は、歴史も古く、すでに1つの学問領域を確立している。データ・ベース環境の整備と統計分析手法の進歩にともなって、倒産分析の研究はいまなお発展を継続しており、今後もいっそうの展開が期待されている。最近、この倒産分析が脚光を浴びているのは、その応用分野が拡大されたからである。従来、倒産分析は信用情報サービス機関の専売特許と見られていたが、現在では、社債市場が充

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

実・拡大され、広く一般投資家の意思決定問題として位置付けられるにいたっている。さらに、近年のいくつかの制度改革が、倒産分析の適用範囲を拡大した。1つは、金融業における貸出債権のリスク管理である。倒産確率が異なる企業グループごとに貸出債権を分類し、グループごとに異なるリスク・レシオを乗じてリスク・アセット・レシオ（いわゆる自己資本比率）を計算することが推奨されている。もう1つは、企業の継続性の監査である。この論文は、この後者への適用を扱う。

会計監査にGC監査が導入され、監査人が企業の倒産予測をする必要性が高まったと考えられている。監査人は、それ相応の分析モデルを準備するべきであるともいわれている。そうした事情を背景として、統計的な倒産モデルのGC監査への応用を想定しつつ、倒産分析に利用されるハザードモデルについて検討するのが、本論文の目的である。しかし、

ハザードモデル → 倒産分析（倒産予測） → GC監査

という論理展開には、2カ所の矢印部分について、大きなギャップあるいは飛躍があるというのが、筆者の第一印象である。むろん、その理由の1つは筆者自身の知識不足にあるが、たんなるアナロジーで（理論的な検討抜きで）3つを結びつけることはできないというのがもう1つの重要な理由である。

本稿は確率統計技法を援用した倒産分析に焦点を当てて、ハザードモデルとGC監査との関係を検討する。科学的な知は科学的な手続きによってしか得られないから、分析手続きと同様、リサーチ・デザインにかかわる論理の組み立てにも、慎重な姿勢が必要である。統計分析さえすれば科学的になるというものではない。科学的実証を行うには、いくつかの条件を満たす必要がある。第1に、ハザードモデルは比較的新しい手法であるが、分析手法を正確に理解しているか否かは、仮説の構築やモデルと変数の選択などが適切であるのか否か、すなわちリサーチ・デザインの適否を常に左右する。第2に、倒産分析は一般にstand aloneの研究領域とみられているが、他の領域を含んだ先行研究の実証成果を適切に評価しなければ、新たな研究の独創性も貢献もあきらかにならない。第3に、倒産分析はともすると事実発見（facts finding）や資料発掘（data mining）に終始しがちであるが、具体的な作業仮説の設定に先立って、理論仮説を構築する必要がある¹。それがなければ、実証結果から経験的なインプリケーションが得られないからである。本稿では、比例ハザードモデルによる倒産

¹ 実証分析に際して理論的な支持基盤をもつことと、先行研究の成果を活用することとは、じつは独立ではない。分析者が独力で理論構築することもできるが、それが現実的には難しい場合も多い。そこで、既存の成果を生かしつつ、incrementalなcontributionの獲得を目指すのが、個々の研究者に課された使命となる。その現実的状况を考えると、先行研究の成果をきちんと理解し、どのように自分の研究課題と仮説を位置づけてoriginalityを発揮するのが、実証研究では決定的に重要な意味をもつことになる。

分析について、基礎的な知識と論点を確認する。上記の3点を意識しつつ、比例ハザードモデルを倒産分析に適用する際の問題点、さらにGC監査の実践に応用する際の問題点を究明して、解決すべき検討課題を抽出してみたい。

ハザードモデルは、特定の要因による影響の相対的な差を検証する手法であり、確率値そのものを推定する手法ではない。したがって、分析結果そのものをGC監査に利用できるのかは、疑問である。先行研究は、被説明変数および説明変数の選択、回帰モデルの選択にいま検討の余地を残している。その最大の理由は、理論的な仮説がないまま、データ・マイニングが繰り返されてきたからである。倒産予測モデルをGC監査に利用するには、いくつかの難問を解決しなければならない。分析結果を評価する方法や、GC監査の結果がその後の企業行動にあたる影響などについては、いまだ分析が十分ではない。先行研究は、GC監査の情報価値を疑問視するものが多いが、リサーチ・デザインにも問題があり、現時点では確定的な結論をくたせない。そもそも、非公開の内部情報を知りうる監査人の意思決定プロセスにかんして、公表データによる実証研究がどこまであきらかにできるのかは、はなはだ疑問である。

本稿の以下の構成はつぎの通りである。2節では、数値例を通じて、比例ハザードモデルの基本的な考え方と統計計算のメカニズムを解説する。3節では、比例ハザードモデルを応用して倒産分析をした研究のレビューをする。そのレビューと倒産分析以外の領域の先行研究を踏まえて、4節では、倒産分析における説明変数と被説明変数を検討し、将来の実証研究に向けて検討課題をあきらかにする。そこでは、data miningによる伝統的な倒産分析の欠点を指摘する。5節は、数値例を利用して、モデルの予測能力の比較問題とモデルの選択問題を議論する。6節は、GC監査をめぐる実証研究の成果を紹介しながら、倒産分析をGC監査に応用できるか否かを議論し、GC監査をめぐる本質的な問題を指摘する。7節は、本稿のまとめである。

2. 比例ハザードモデル

2.1 倒産（確率）予測のモデル

経験的に観察されたデータを扱う点からすると、倒産（確率）の分析も、実証研究に分類される。しかし、倒産分析と、いわゆる資本市場研究（capital market study）とのあいだには、リサーチ・デザインにかんして本質的な相違がある。倒産分析の成果を正しく応用するうえで、倒産分析の本質を理解する必要があることはいままでもないが、いわゆる資本市場研究との相違点を確かめておくのも有益であろう。本稿では最初に、倒産（確率）予測モデルの構造的な特徴を確認する。そのうえで、資本市場研究のうち value relevance study を例にして、

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

前者と後者の違いを指摘する。その確認作業によって、前者の有効性と同時に限界があきらかになる。

いま、 t 時点において企業が倒産するか存続するかを規定する因子を y_t とする。この y_t が、ある一定の閾値 y^* を上回ったら企業は倒産し、それ以下であったら存続すると考える。ただし、この因子は、観察不能か、もしくは不完全にしか知られていない。われわれに観察できるのは、倒産 ($Y_t = 1$) と存続 ($Y_t = 0$) の 2 種類の現象のみとする。この関係は、次のように表される。

$$Y_t = \begin{cases} 1 & \text{if } y_t > y^* \\ 0 & \text{if } y_t \leq y^* \end{cases} \quad (1)$$

表 1 倒産予測モデルの基本構造

時 点	$t - 1$	t
観察不能な規定因子	y_{t-1}	y_t
観察される現象	存続 ($Y_{t-1} = 0$)	倒産 ($Y_t = 1$) または存続 ($Y_t = 0$)
観察可能な変数	x_{t-1}	入手不能または不要

会計数値を利用した財務比率などの観察可能な変数（これを x とする）によって、（暗黙のうちに観察不能あるいは未知の因子 y を想定しつつ、）観察される倒産か存続かの現象を統計的に説明するのが、倒産（確率）予測の基本である。その予測モデルにはさまざまなバリエーションがあるが、いずれも latent variable model に属している。その基本構造を示すと、表 1 のようになる。

倒産分析では、 $t-1$ 時点で観察される変数 x_{t-1} によって、 t 時点の倒産か存続かの現象 Y_t （以下、たんに倒産現象という）を予測ないし説明することが、特筆すべき構造的特徴になっている。その分析は、 t 時点における規定因子 y_t と倒産現象とのあいだの因果関係を説明するものではなく、また、規定因子の時系列変化 (y_{t-1} と y_t との関係) を直接に説明するものでもない。もちろん、倒産時点の変数 x_t （たとえば、倒産時点の財務諸表など）は一般に入手不能であるから、 t 時点における変数 x_t と倒産現象 Y_t との関係を問うことは不可能である。倒産（確率）の予測は、もっぱら、時間的に先行する変数 x_{t-1} について、倒産現象 Y_t の予測能力を問題にするのである。そこでは、規定因子 y についての時系列の変化規則がブラック・ボックスとされたまま、その y にたいする x の代理性が検証されているといってもよい。なお、観察された変数 x_{t-1} が、 $t-1$ から t までの状態を表していると解説している書物もあるが、

それは誤りである。変数 x_{t-1} が表しているのは、 $t-1$ 時点の状態（または、その時点までの history）であり、それが将来の状態を表すというのは、観察者の想像であり、検証すべき仮説であることを注意したい。

結局、倒産分析においては、1) 規定因子 y_t と倒産現象 Y_t の因果関係、2) 規定因子 y についての時系列の関係、3) その y にたいする x の代理性、これらの 3 者が結合して同時に検証されることになる。その検証が結合仮説の検証となるために、議論が著しく複雑となるわけである。

ここで確認しておきたいのは、倒産の規定因子 y は観察不能であるか、あるいは不完全にしか知られていないから、倒産現象 Y を変数 x で予測（あるいは説明）できたとしても、それによって、規定因子 y と変数 x とのあいだの有意な関連性（relevance）を検証したことにはならないという点である。たとえば、2 つの変数 $x_{1,t-1}$ と $x_{2,t-1}$ があるとき、同時点での y_{t-1} にたいしては変数 $x_{1,t-1}$ のほうがより relevant であるにもかかわらず、将来の倒産現象 Y_t にたいしては変数 $x_{2,t-1}$ の方が予測能力（説明力）は高いという事態も、われわれには知られないまま、起こりうる。その可能性は倒産分析の関心外であり、放置されているに過ぎない。

一般に、株主にとっての企業価値の代理変数として株価総額を利用する value relevance の分析では、ここでいう規定因子（企業価値）が既知であって、企業価値の評価モデルと所与の会計ルールの組み合わせが、企業価値と会計数値の関係（value relevance）についての因果関係の仮説を提供する。このような value relevance の研究では、配当還元モデルや残余利益モデルが企業価値評価の理論的な基礎を提供している。それにたいして、倒産分析では、そのような因果関係を特定できないために、因果についての仮説を検証できない。多くの倒産分析が予測モデルの選択と変数選択とめぐる事実発見の域を出ないのは、このためである。

理論的に裏付けられた仮説がないまま、もっぱら予測能力だけをめぐってモデルと変数を選択しても、その選択結果の一般性にたいする信頼性は低い。往々にして、その結果はサンプルに依存しがちであり、同様の検証結果が将来も繰り返されるという理論的な保証が存在しないからである（Kane, Richardson and Velury, 2000, Grice and Dugan, 2001）。ただし、そのことは倒産（確率）予測の学問的価値の低さを意味しているわけではない。仮説を構築するに十分な理論が準備されるまでは、試行（擬似実験）の繰り返しが必要であろう。仮説検定をできない場合の分析結果の解釈には相当の限界があるという点を確認しておくことが、なによりも重要である。

2.2 比例ハザードモデルの基本的考え方

ハザードモデルは、もともと不治の病を対象にして、その病原因子の解明と治療薬の効能

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

を解析する目的で開発され、医療統計の領域で一般的となった分析手法である。そこで研究対象とされる現象は「死」であることから、「企業の死＝倒産」を対象とする分析にも応用が期待されている。しかし、それはいまだ連想でしかなく、ハザードモデルが倒産分析に利用可能であるのか否かは、研究途上である。ハザードモデルにかぎらず、一般に、すべての分析手法にはなんらかの適用可能条件の制約がある。当然、その条件が成立していない状況には、分析手法を適用できない。その制約を理解するため、ハザードの比例性を仮定した比例ハザードモデルの基本的な考え方を確認しよう²。

いま、 t を時点、個体サンプルが生存している確率を表す生存関数を $S(t)$ とする。 t 時点の瞬間死亡率 $h(t)$ は、ハザード関数と呼ばれ、時間の連続性を前提にして、数学的には次式によって表される。

$$h(t) = -\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{S(t + \Delta t) - S(t)}{\Delta t \cdot S(t)} = -\frac{dS(t)}{dt} \cdot \frac{1}{S(t)} \quad (2)$$

この生存関数 $S(t)$ とハザード関数 $h(t)$ との関係を利用して、いずれか一方の関数を特定することにより、生存率（1－死亡率）や生存期間を分析することを、一般にハザードモデルによる生存分析（survival analysis）という。

ここで、サンプルを2つのグループに分割し、グループ1のハザード関数を $h_1(t)$ 、グループ2のハザード関数を $h_2(t)$ とする。時点 t における両者の比（ハザード比）が、時点 t を含まない変数（共変量といわれる） x の一次式で表せるとする。すなわち、

$$\frac{h_2(t|x)}{h_1(t|x)} = \exp(\beta x) \quad (3)$$

である。これが比例ハザードモデルの基本型であり、ハザード比に比例性（一定性ではない）が仮定されていることが、その名の由来である。このように、生存関数には時間の要素を含めながら、ハザード比からは時間の要素が除かれる点が、比例ハザードモデルの重要な特徴である。

その前提ないし仮定が成立するか否か、つまり、この比例性（proportionality）が存在するか否かが、比例ハザードモデルを適用できるか否かを決めることになる。その比例性が満たされるかぎり、1)グループ間の相対的な差に影響をあたえる変数 x は何か、2)その影響の程

² 本稿の主題とは異なるが、特定の現象が生起する確率やタイミングを扱う event history model について、それを会計およびファイナンスの研究に応用した論文のサーベイについては、BarNiv and McDonald (1999)、LeClere (1999)、Balcaen and Ooghe (2004) を参照。また、倒産分析のモデル（手法）については、Laitinen and Kankaanpaa (1999)、Ward (1999)、Aziz and Dar (2004) を参照。

度はどれほどか (3)式でいう係数 β の相対的な大きさ) に分析の関心を集中させることができる。ある変数 x がハザード比に影響をあたえているか否かの分析には、「死亡や倒産などのイベントが生じた順位」に着目したノン・パラメトリックな統計手法 (log rank 検定) が用いられる。

この比例ハザードモデルに、順位検定の考え方を維持しつつ部分尤度を適用して共変量の係数を推定する手法を、Cox 回帰と呼ぶ。通常の OLS 分析と同じく、分析の中心は、偏回帰係数についての有意性検定 (符号検定) である。それゆえ、異なる変数間の係数の違いが問題となる場合であっても、両者の相対差の有意性を検証できるに過ぎない。モデルが closed form で定式化されていない以上、係数の絶対的な大きさを問うことに経験的な意味はない。なお、比例ハザードモデルの適用例の多くが Cox 回帰を利用していることから、原型の比例ハザードモデルと、特定の推定手法を含意した Cox 比例ハザードモデルとが同一視されることもある。

上記の 1) と 2) の問題を分析するだけなら、個々のグループについて、生存関数やハザード関数を特定する必要はない。これは、比例ハザードモデル (Cox 比例ハザードモデル) の重要な長所である。上式(3)より、グループ 2 のハザードは、

$$h_2(t|x) = h_1(t) \exp(\beta x) \quad (4)$$

として表される。この基準となるハザード (ここでは h_1) は、ベースライン・ハザードと呼ばれる。(4)式からわかるように、ハザード関数は、比例性の仮定により、時間の要素を変数に含むベースライン・ハザード $h_1(t)$ と変数 x のみに依存する部分 $\exp(\beta x)$ との積として表現される。比例ハザード分析では、ハザードそのものではなく、(3)式のハザード比を分析対象とすることにより、すべてのハザード関数に共通のベースライン部分が消去されているわけである。

それでは、生存関数 $S(t|x)$ は、どのように定式化されるのであろうか。いま、ベースライン・ハザードを $h_0(t)$ 、その生存関数を $S_0(t)$ とすると、前掲の(1)式から、

$$S_0(t) = \exp\left(-\int_0^t h_0(u) du\right) \quad (5)$$

$$S(t|x) = S_0(t)^{\exp(\beta x)} \quad (6)$$

と表される。

すでに述べたとおり、比例ハザードモデルによって、生存 (倒産現象) に影響をあたえる変数を見つけたり、その変数の影響度合いを分析したりするうえでは、この生存関数 $S(t|x)$

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

を特定する必要はないが、倒産確率や倒産までの期間(存続可能期間)を予測する場合には、それを特定しなければならない。たとえば、社債のデフォルトと格付けについて、独自にハザード関数を定式化した研究には、Carty (2000) がある。しかし、すでに触れたとおり、倒産率ないし倒産確率の関数を closed form で記述する理論がいまだ存在しないため、その特定は一般に困難な作業である。現状では、統計パッケージにあらかじめ内包された代表的な関数型を適当に選択し、ベースラインの生存関数 $S_0(t)$ のパラメータを推定するという art な作業しかできない。

生存分析で生存関数を推定する手法としては、ノン・パラメトリックな手法である KM (Kaplan – Meier) 法が知られている。また、パラメトリックな関数型としては、ワイブル (Weibull)、対数正規 (log-normal)、対数ロジスティック (log-logistic)、ガンマ (gamma)、ゴンペルツ (Gomperz) などがある。いずれの手法を利用する場合でも、統計パッケージに依存してハザード関数を特定する場合には、パラメトリックな推定がなされており、ノン・パラメトリックという比較的頑強な推定方法をもつ比例ハザードモデルの長所が消滅してしまう点を強調しておかなければならない (Wheelock and Wilson, 2000, 中村, 2001)。さらに、経済現象のサンプルには偶然性が含まれているから、特定のサンプルから導かれた生存関数には一般性が必ずしも保証されないこと、生存確率や生存期間を統計的に推定することはできても、それらを一義的に予測できないことには注意が必要である。

もちろん、倒産の規定因子 y と、それとの関連が予想される変数 x とが特定されれば、その変数にもとづくハザード比を推定することによって、相対的な危険度の序列 (ranking) を計算し、それをメタ分析に利用できないわけではない。しかし、比例ハザードモデル (Cox 比例ハザードモデル) では、倒産確率や存続可能期間を直接予測できない点、かりにパラメトリックな推定をしても、理論モデルがないために十分に信頼できる結果が必ずしも得られない点は、このモデルの監査実務への応用、とりわけ企業の継続性をめぐる監査への応用を検討する際に、重要なポイントとなる。ここで確かめたように、比例ハザードモデルは、時間の要素は取り込んでいるものの、それを消去することによって、特定因子 (変数) と生存との関係の分析を容易にすることを目的として開発されてきたものであり、研究主題がモデル本来の目的から逸脱する場合には、慎重な分析が必要である。欲しい分析結果に合わせて分析手続きを歪曲させるようなことは、あってはならない。分析手法の不適切な拡大適用は、分析結果の信頼性を低下させてしまうからである。

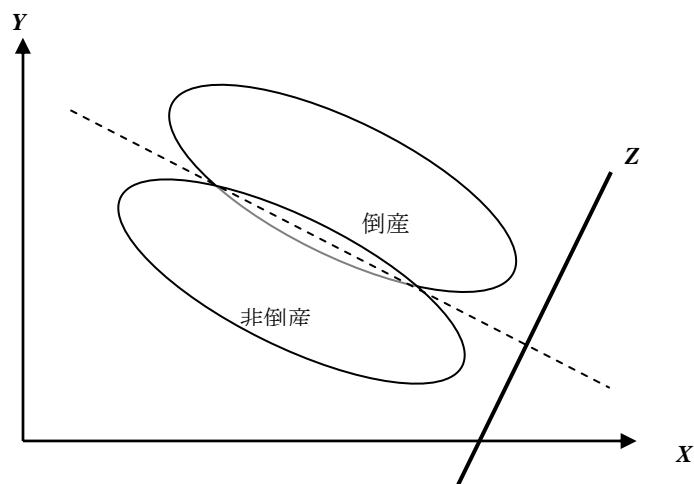
2.3 線形判別分析の限界

倒産予知の初歩的なモデルとして、線形判別分析がしばしば利用される。しかし、その適

用に当たっては、初歩的な誤解や誤用も多い。その応用結果を肯定するにせよ、否定するにせよ、分析技法そのものと、応用手法とを分けて考えなければならない。そこで、比例ハザードモデルの紹介に先だって、線形判別モデルの考え方を復習しておくのも有益であろう。両者の違いを理解することが、ハザードモデル、ひいては倒産分析の本質を理解するのに役立つはずである。いま、2つの財務比率 X と Y を考える。企業 i は、それぞれ (x_i, y_i) という組み合わせで財務比率が測定されている。倒産企業と非倒産企業の財務比率を XY 平面にプロットし、それぞれをグルーピングしたとき、図1のようになっていたとする。

倒産企業と非倒産企業について、財務比率の組み合わせの分布が図1のようであったとき、 XY 平面では一見グループ分けができていているように見える。しかし、グルーピングの楕円の書き方は恣意的であり、整然と分けることができるのか、明確ではない。そこで、各財務比率を X 軸（あるいは Y 軸）へ投影してみよう。その投影結果を表わしたのが図2である。図2では、サンプルの分布を便宜的に三角形形で表現している（三角形の高さは頻度と考えるても確率密度と考えるても、どちらでもよい）。この場合、非倒産企業グループの分布と倒産グループの分布の相当な部分が重なり合っている。このとき、分布の影付の部分にあるサンプル企業は、いずれの企業群（母集団）に属しているのか、判然としない。つまり、「財務比率 X (Y) が高い（大きい）と倒産する」といえるのか否か、わからない。

図1 線形判別分析の考え方



倒産分析とゴーイングコンサーン監査

図2 X(Y)軸への投影

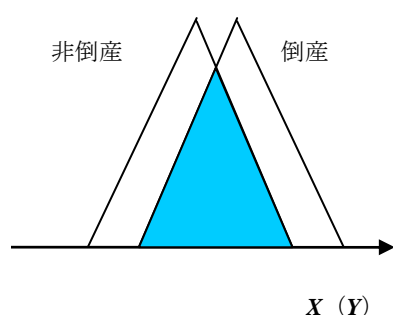
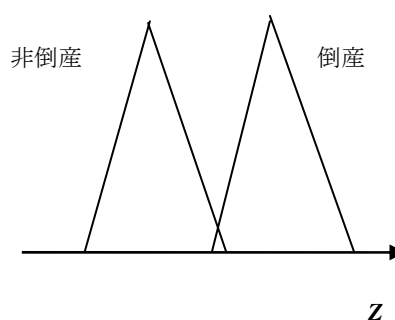


図3 Z軸への投影



そこでさらに、図1において2つのグループができるだけ重なり合わないような区分線(図1の破線)を考え、それと垂直な座標軸Zを設定する。つぎに、財務比率の組み合わせ (x_i, y_i) をZ軸に投影する(図3)。図3を見ると、Z軸上、右側の企業群は倒産しており、左側の企業群は倒産していない。このような変換をすれば、倒産する企業と倒産しない企業を区別(判別)することができそうである。線形判別分析では、2つの企業群を明確に区別できるような区分線、すなわちZ軸を探索することになる。Z軸は、XY平面上の直線として表されているから、 $Z=w_1X+w_2Y$ と表現される。ここで w_1 と w_2 は、ウェイトである。個々の企業の財務比率の組み合わせ (x_i, y_i) は、 $Z_i=w_1x_i+w_2y_i$ という計算により、Zスコアに変換され、Z軸上にプロットされる。判別にあたり、「有効な変数の組み合わせ比率」が算定されるわけである。

さて、いま企業1と企業2があり、それぞれの財務比率XとYは (x_1, y_1) 、 (x_2, y_2) であるとする。さらに、上述のウェイトがあたえられれば、財務比率の組み合わせは、それぞれ Z_1 、 Z_2 に変換される。ここで、 $Z_1 < Z_2$ であったとする。このとき、いずれか一方の企業のほうが倒産する確率が有意に高いといえるのか、その点が問題である。残念ながら、判別分析からは、その間にたいする解答を導くことはできない。判別関数からは、Z軸上での序列付けが判明するだけであり、Zスコアから企業1(2)が倒産する確率の判断をすることはできない。その意味で、判別分析は倒産予測モデルではない。

判別分析の結果を不確実な倒産の予測に利用するためには、Zスコアと倒産確率との関係(関数)が事前に知られていなければならない。しばしば試みられているのは、Zスコアについて一定の閾値を設定し、一方の側を倒産、他方を非倒産と予測し、その正答率や誤判別率によって、判別関数と閾値の予測精度を同時に評価する作業である。それは、確率的予測とは無縁の分類作業でしかない(この問題は後述する)。いま、われわれが知りたいのは、特定の企業が倒産する確率が高いか低いかであり、倒産すると予想した複数の企業のうち、何割が実際に倒産するかという的中率ではない。

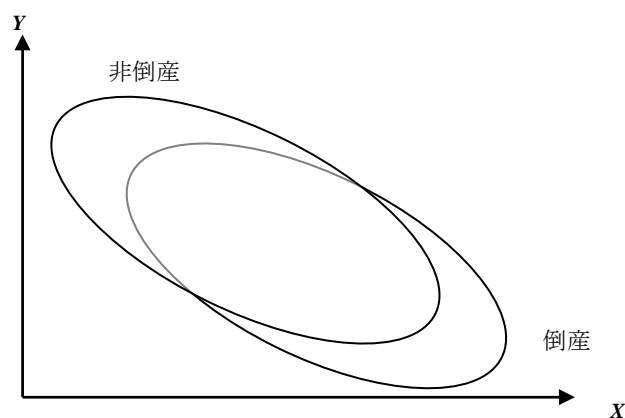
もっとも、判別分析あるいは、いわゆる Z スコアが倒産分析に役立たないかという点、そうではない。以下に見るロジットやハザードの説明変数を選択するうえで、判別分析は一定の手がかりを提供するとともに、Z スコアそのものも、それらの説明変数になりうる。Z スコアは、企業の状態を合成変量として簡略的に表現したものであるから、合成前の財務比率などと同様に、倒産予測モデルの変数になり得るわけである。むしろ、この点からも、判別分析が倒産予測モデルではないことは理解されるであろう。ただし、Z スコアの有用性の検証が目的ではないなら、それを説明変数にするのは迂遠であり、財務比率などをそのまま説明変数にするほうが、情報のロスは少なく、分析上は優れていることはいうまでもない。

また、判別分析では、多変量正規性、等分散性などの厳しい条件が要求され、その仮定が成立しない変数は扱えないという限界があることは、すでによく知られている。とくに、正規性の仮定を満たさない財務比率が存在することは、明記しておかなければ。たとえば、負債比率や回転率などは倒産分析ではよく取り上げられる変数であるが、それらは負の値をとらないため、分布が正の方向に歪んでいる可能性が高い。判別分析に先立って、選択した変数の正規性を検討する作業は欠かせない。

そのほかに重要な問題点もあるが、ここでは、次項の議論との関係で、別の問題点を確認しておきたい。いま、倒産企業と非倒産企業の財務比率 X と Y を XY 平面にプロットし、図 4 のようになっていたとする。この場合、財務比率 X が高いほど、また、財務比率 Y が低いほど倒産する確率が高いように見える。しかし、図 4 のように、倒産企業群と非倒産企業群が重なり合っている部分が大きいと、判別分析によって信頼性の高い結果を得るのは難しい。

図 4 のような状況は特殊なケースではなく、財務比率が倒産の先行指標になりうるというとき、われわれが常識的に抱いているイメージであろう。実証研究は、漠然とした常識を科学的に検証することも使命の 1 つであるが、倒産分析にかんして、判別分析はその使命を果たすことができない。ほんらい、判別分析は、確実な結果にたいして、同時点の不確実な変数の識別能力（代理性）を問うものである。たとえば、種子を解剖せずに、個数や大きさ、繊毛の長さなどの外見から種別を判断するようなケースである。その場合、種別には不確実性が無いのにたいして、繊毛の長さなどには個体差による不確実性が存在している。

図 4 線形判別分析の限界



他方、倒産予測に求められているのは、現在の既知の変数と将来の不確実な結果との関係である。倒産と非倒産を所与としたときの変数の分布が知りたいのではなく、ある変数の値を所与としたときの倒産と非倒産の分布である。したがって、判別分析をもって倒産予測とするのは、議論が転倒している。なお、ここで議論したのは、判別分析と倒産予測をめぐる誤解と誤用であり、判別分析は適切に利用されるかぎり、有用な統計技法の1つであることはいうまでもないであろう。

2.4 ロジットとハザードの比較

伝統的に倒産分析に多用されているロジット分析も、Cox 比例ハザード分析も、共変量の係数の推定は最尤法によっているため、その計算方法は高度な統計知識がないと、正確に理解するのは難しい。それに加えて、実際にはサンプル・データのワークシートを統計パッケージに読み込ませるだけで計算結果が得られるため、被説明変数と説明変数との関係は、OLS のようには直感的に把握できない。とくに、ロジット回帰も Cox 回帰も、被説明変数を分析者が加工して作ったり、ワークシートのうえで被説明変数を直接確認したりできない（その必要がない）からである。そこで、ここでは統計数理の厳密さはいくらか犠牲にして、線形回帰を利用してロジットと比例ハザードモデルの構造を説明し、両者の類似点を説明してみたい。

いま、ある検定試験の1週間前に2種類の予備テストIとIIを実施したとする。受験者は1,000人である。予備テストの成績の上位から200人ずつA~Eの5グループに分け、それぞれのグループごとに、検定試験の可否を集計した。その集計結果は、表2のとおりである。

前項の 2.1 で利用した記号でいえば、検定合格を決める因子 y_t は、検定において発揮される受験者の学力である。この因子 y_t は観察不能である（予測時点では存在していない）。他方、予備テストで発揮されているのは y_{t-1} 、すなわち $t-1$ 時点の学力であり、予備テストの成績は x_{t-1} である。前者は観察不能であり、後者は観察可能なデータである。ここで分析したいのは、「予備テストの成績は将来の検定合格の予想に役立つか否か」である。なお、以下では、時点について誤解が生じるおそれはないので、時点を表す添え字は省略する。

表 2 予備テストの集計結果

	N	テスト I		テスト II	
		合格者数	合格率	合格者数	合格率
A	200	112	0.560	140	0.700
B	200	64	0.320	52	0.260
C	200	29	0.145	19	0.095
D	200	12	0.060	7	0.035
E	200	4	0.020	3	0.015
計	1,000	221	0.221	221	0.221

ここで、受験者 i にたいして、検定試験の合格を 1、不合格を 0 とする変数 Y_i をあたえ、予備試験の成績ランク A~E に応じて、5~1 を割り当てた変数 x_i をあたえる。まず、テスト I について、下記の線形回帰モデルを OLS で推定してみる (u は誤差項)。

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + u_i \quad (7)$$

その結果は、

$$Y = -0.181 + 0.134 x \quad \text{Adj. } R^2 = 0.2078$$

である。係数 β の robust t は 16.13 であり、 $p < 0.000$ である。この結果は、予備テスト I が検定試験の合否を予測するのに有用であることを一見示している。しかし、そのような判断はできない。第 1 に、変数 Y は、合格率として 0 と 1 のあいだの値をとると期待されているにもかかわらず、 $x=1$ のとき、 $\hat{Y} = -0.047$ となってしまうからである。第 2 に、分散不均一性にかんする White 検定によると、 χ^2 は 240.692 と大きく、この OLS 推定の結果は信頼できない。これらはいずれも、binary な現象に OLS 回帰を適用した場合に生じる典型的な問題点である。なお、予備テストの各成績ランクの合格率を被説明変数に、成績（ランク）を説

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

明変数にして OLS 推定する ($n=5$) と、この数値例では分散不均一の問題は解消されるが、最下位ランクの推定合格率が負の値になってしまい、やはり問題は解決されない。

つぎに、ロジット分析を試みよう。その構造を理解するため、まずは、線形回帰を応用する。予備テストの成績のランク i の合格率を P_i とすると、ここで推定すべき logit は、

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

である。この $(1-P)/P$ はオッズ比と呼ばれ、(8)式の被説明変数は対数オッズ比と呼ばれる。しかし、(8)式による残差の分散は不均一なので、これをそのまま OLS で推定することはできない。そこで、以下の式による WLS (weighted least square) を利用する ($n=5$)。

$$\sqrt{w_i} L_i = \alpha' \sqrt{w_i} + \beta' \sqrt{w_i} x_i + \sqrt{w_i} \varepsilon_i \quad (9)$$

$$L_i^* = \alpha' \sqrt{w_i} + \beta' x_i^* + v_i \quad (10)$$

$$\text{ただし、 } w_i^2 = \frac{1}{N_i P_i (1-P_i)} \quad (11)$$

この w^2 の分母は、クラス i の合格者数が確率 P_i の二項分布に従っているとみたときの二項分布の分散である。すなわち、「(8)式の誤差項 ε_i がその分散の平方根 (標準偏差) に比例するように分散不均一が生じている」と仮定して、回帰式を修正したのが、(9)および(10)式である。この(10)式による推定結果は、 $\alpha' = -4.894$ ($t = -88.58, p < 0.000$)、 $\beta' = 1.036$ ($t = 68.14, p < 0.000$) であり、Adj. R^2 は 0.9996 であった。White 検定の χ^2 は 5.0 であり、分散均一性の仮定は棄却されない。

ここで、数値例の種明かしをしよう。いま、対数オッズ比が x であるとする。すなわち、(8)式で $\alpha = 0$ 、かつ $\beta = 1$ としたケースである。その場合、予備テストの各成績ランクの合格率は、 $\exp(x)/\{1+\exp(x)\}$ となる。この対数オッズ比と合格率との関係を利用して、テスト I の数値例では、各ランクの合格率が $\exp(-4.76+x)$ となるように合格者数をあらかじめあたえてある。上記の線形回帰による推定結果は、ほぼそれに近くなっている。そのような数値例の構造をロジット分析で検出できるのかを確かめてみる。数値例の結果を 1,000 サンプルに展開して、正規にロジット分析をすると、 $\alpha = -4.8095$ ($t = -14.83, p < 0.000$)、 $\beta = 1.0117$ ($t = 12.69, p < 0.000$) であり、Wald χ^2 は 161.01 ($p < 0.000$) であった。数値例は端数処理をしたために若干の誤差はあるが、数値例の設定に近い分析結果が得られている。

こんどは、テスト II の数値例を使って、比例ハザードモデルの構造を確認しよう。この数

値例では、各ランクの合格率は、直近上位のランクの合格率よりも $\exp(-1)=0.368$ 倍だけ低くなるように設定してある。つまり、ハザード比（合格率比）は、 $\exp(1)=2.718$ である。まず、数値例の結果を 1,000 サンプルに展開して、Cox 回帰をすると、ハザード比は、2.688x であった。なお、タイの処理は、Breslow の方法によった。係数の有意性検定の結果は、 $z=14.51$ ($p<0.000$) であり、Wald χ^2 は 210.57 ($p<0.000$) であった。この係数 2.688 は、 $\exp(1)$ に近い値である。その差（誤差）は、合格者数について端数を丸めたことなどによっているのであろう。

つぎに、線形回帰を利用して、ハザード比と変数 x との関係を推定してみよう。「2 つのランク間の合格率の比の対数」を被説明変数、成績の差を説明変数とする。ここで成績そのものではなく、成績の差を問題にするのは、比の対数をとっているためである。たとえば、A ランクと C ランクの合格率の比の対数は、 $\ln(0.700/0.095)=1.997$ であり、両ランクの成績の差は $5-3=2$ である。5 つのランクから 2 つを選ぶので、回帰の対象となるサンプル数は 10 である。2 つの異なるランクを i, j とし ($i \neq j$)、ハザード比を R_{ij} とすると、定数項なしの回帰式は次のように表される³。

$$\ln R_{ij} = \ln \left(\frac{P_j}{P_i} \right) = \beta_{ij}(x_j - x_i) + \varepsilon_{ij} \quad (12)$$

これを OLS 推定すると、 $\beta = 0.969$ ($t=47.81, p<0.000$) であり、Adj. R^2 は 0.9951 であった。なお、White 検定の χ^2 は 0.797 であり、分散均一性は否定されない。この結果は、

$$R_{ij} = \frac{P_j}{P_i} = \exp\{0.969(x_j - x_i)\}$$

となることを示しており、 $\exp(0.969)=2.635$ であるから、これは前掲のハザードモデルによる分析結果と整合している。

これまでの解説からわかるように、ごく大雑把に要約すると、ロジット分析では同一ランク内の対数オッズ比が説明変数とされるのにたいして、比例ハザード分析では、2 つのランク間の対数ハザード比が説明変数とされている（図 5）。この被説明変数は、対数相対ハザード（log relative hazard）あるいは対数相対危険度と呼ばれる。両者ともに、特定の現象（検定合格や倒産）が生じる確率そのものを説明しようとしているのではなく、「確率比の分布（ばらつき）」を説明対象にしているのであり、その相対比を観察する視点（切り口）が異

³ 比例ハザードモデルでは、

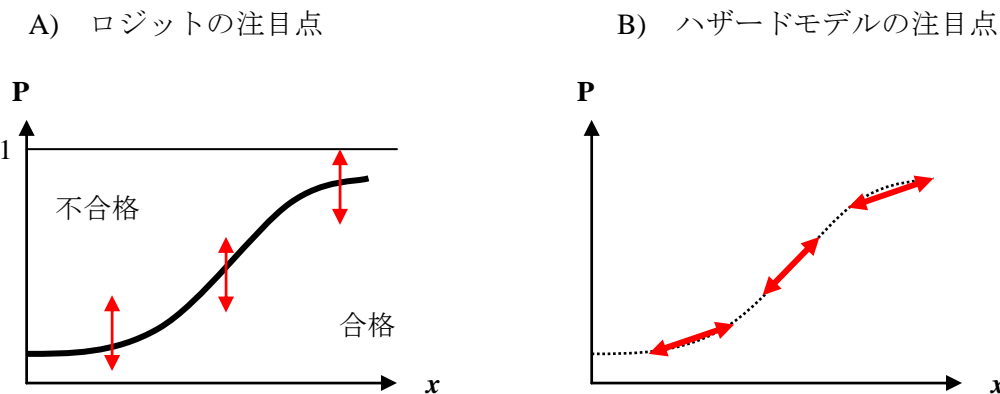
$$h_1(t|x) = h_0(t)\exp(ax+bx) = h_0(t)\exp(a) \cdot \exp(bx) = h'_0(t)\exp(bx)$$

となるから、定数項を含めても、ベースライン・ハザードをあらためて定義すればそれに吸収されてしまうため、定数項を考える必要はない。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

なっているに過ぎない。こうした類似性は、倒産分析にたいして1つの問題を提起する。いずれの分析手法を適用すべきかの選択問題である。それは、統計学的には難しい問題である(浜島, 2000, 第7章)。しばしば、ロジット分析が倒産直前の情報しか利用しないのにたいして、ハザードモデル分析は観察期間全体の情報を利用する点、とりわけ時間の要素を分析に取り込む点が利点に挙げられている。

図5 ロジットとハザードモデルの比較



注) 横軸の x は予備テストの成績、図の曲線が合格率を表す。両向き矢印のばらつきが、それぞれのモデルの注目点である。

しかし、すでに述べたように、比例ハザードモデルでは、時間の要素を取り入れつつ分析ではそれを消去するために、ハザード比の比例性 (proportionality) という特異な前提が必要になっている。その前提と引き替えに、順位相関あるいは順位和検定を応用した頑強なノン・パラメトリックな検定が可能になっていることを見逃してはならない。この点はロジット分析の場合も同様であり、対数オッズ比に着目することによって、適合度検定あるいは独立性検定を応用したノン・パラメトリック検定が可能になっている。たんに分析結果を利用した予測の精度だけを問題にするのではなく、分析の前提が満たされているのか否かの診断 (diagnosis) 作業は、OLS 回帰の場合と同様、すべての分析に必要である。有意な説明変数の発見ばかりに傾斜すると、その点は軽視されやすいので、十分な注意が必要であろう。

つぎに、Cox 比例ハザードモデルにおいて、どのように時間の要素が使われるのか、その典型的な処理方法を確認しよう。前掲の検定試験の後、2回目の検定試験が実施されるとする。1回目の検定不合格者 779 名にたいして、2回目の検定試験の1週間前に、再び予備テスト II を実施した。この予備テスト II は、受験者が短時間で簡単には変えることのできない能力を測定しているとする。そのため、1回目の検定前に行った予備テストの成績の序列

大日方 隆

と、2回目の成績の序列とは同一であった。つまり、1回目でAランクの判定を受けた受験者には、2回目もAランクの成績が判定された。一方、検定試験の合格率は、予備テストのすべてのランクについて、一様に低下した。これは、ケアレス・ミスが多いとか、緊張してしまって試験本番に弱いとかなどの受験者の性格に起因するサンプル・セレクション・バイアスによるものである。1回目と2回目の検定試験の合否を集計したのが、表3である。成績ランクのあいだの合格率の比は、1回目と同じように数値例を設定してある。

まず、この集計結果を、1回の検定試験にたいする1回の予備テストの結果であるとみなしてみよう。すなわち、受験者1,779 (=1,000+779)人について、予備テストでAランクの成績を得た260 (=200+60)人のうち、170 (=140+60)人が検定試験に合格した、等々と考えるわけである。そのようにみなしてCox回帰をすると、予備テストの成績の係数は2.7836 ($z=18.14$, $p<0.000$)となる。これによって、一見、予備テストの有効性は検証されたように見える。しかし、この検証は、重大な誤りを犯している。検定1回目と検定2回目の合格率の違いが無視されているからである。1回目の検定で合格した人は2回目の検定は受けないのにたいして、2回目の検定を受けている人は、1回目に不合格となった相対的に成績の悪い人なのである。1回目と2回目のサンプルの違いを無視し、両者を同一視してプール回帰した結果、前述の係数の2.7836は、ハザード比として設定した2.7182から乖離してしまっている。この例のように繰り返し試行ではないケースでは、単純なプール回帰はできない。

表3 予備テストIIの集計結果

	N	検定1回目		検定2回目		
		合格者数	合格率	n	合格者数	合格率
A	200	140	0.700	60	30	0.500
B	200	52	0.260	148	27	0.182
C	200	19	0.095	181	12	0.066
D	200	7	0.035	193	5	0.026
E	200	3	0.015	197	2	0.010
計	1,000	221	0.221	779	76	0.098

つぎに、Cox回帰の特性を活かした分析方法を確認しよう。Cox回帰では、被説明変数とは別に、時間の変数が計算に利用される。たとえば上記の数値例では、1回目の検定についてはtime=1、2回目についてはtime=2とする。それと同時に、サンプルにIDを付すことに

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

より、1回目の検定で合格して、2回目のサンプルから除かれた受験生と、2回とも検定を受けた受験生とを区別する。すでに述べたように、常にハザード比が一定、つまり、1回目の検定と2回目の検定のいずれにおいても、予備テストの成績ランク間の合格率の比が一定であるとして回帰推定する。そのために、何回目の検定であるかの情報が必要になるわけである。正しくCox回帰をすると、予備テストの成績の係数は、2.6895 ($z=17.44$, $p<0.000$) となり、さきほどの結果と整合的になる。なお、参考までに、2回目のみを分離して回帰すると、係数は2.6929 ($z=9.67$, $p<0.000$) となる。

さて、1回目と2回目の合格率の差は、時間の変数 t の影響として、ベースライン・ハザード部分に吸収され、明示的には扱われない。ここでは、それを簡単な手法で抽出してみよう。いま、1回目の検定で合格した人には0、1回目には不合格で2回目の検定も受けた人には1の値をとるダミー変数 D をあたえる。予備テストの成績とそのダミーを説明変数としてCox回帰すると、成績の係数は2.6895 ($z=17.43$, $p<0.000$)、ダミーの係数は0.7071 ($z=-3.11$, $p<0.000$) となる。これは、1回目と2回目の合格率の比が0.707であることを意味する。実際、1回目と2回目の「ランクごとの合格率の比」の平均は0.7062である。ここでの分析は、比例ハザードモデルの以下の関係を利用している。

$$h_1(t|x) = h_0 \exp(\gamma t) \exp(\beta x) \quad (13)$$

$$\ln\left(\frac{h_1}{h_0}\right) = \alpha + \beta x + \gamma t \quad (14)$$

前述のとおり、時間の要素の影響は、通常はベースライン・ハザード部分に反映され、見えなくなっている。つまり、通常は、(13)式の $\exp(\beta x)$ の部分しか、統計ソフトでは出力されない。それにたいし、上記の分析では、実質的に時間 t を表すダミー変数 D を使って、(14)式のように、 γ 部分を抜き出したわけである。繰り返しになるが、(13)式はハザードの比例性を表しており、その比例性を前提として βx に分析の関心を集中するためには、時間の変数 t が不可欠な要素となっている。なお、サンプル全体をプールした場合でも、じつは、この数値例では正確な分析が可能である。1回目の検定と2回目の検定を異なるグループとみなして分けて (stratification)、Stratified Cox 回帰をすれば、予備テストの成績の係数は、2.6895 ($z=17.43$, $p<0.000$) となる。(14)式の時間 t に変えて、適当なグループ化変数をあたえれば、通常(13)式のように分析が行われる。

この数値例は、1回目の検定と2回目の検定との違いを考慮するなら、時間の要素を取り入れた比例ハザードモデルが適していること、その適性を活かすには、入力データの構造に注意が必要であることを教訓としてあたえている。比例ハザードモデルにかぎったことでは

ないが、サンプルと変数データを選択する際には、検証目的および仮説の内容に注意を向けるとともに、分析モデル（手法）との適合性も十分に検討する必要がある。

最後に、Cox 比例ハザードモデルの倒産分析への適合性を確認しておこう。問題となるのは、時間の要素である。一般には、連続変量である時間をカテゴリ変量に変換すると、順序と比についての重要な情報が失われる。したがって、異なる年度のサンプルをプールして Cox モデルで分析するなら、本則のとおり、時点とサンプル ID の情報を利用しなければならない。そのことによって、Cox モデルは、「同じ企業は二度倒産しない」という事実に適合した survival 分析ができるという、重要なメリットをもたらす。それにたいして、判別やロジット分析は、倒産によって企業が消滅し、新規参入がなければ企業数が減少するという survival の状況を考慮していない。

もともと、生存企業のサンプル・データは、倒産企業がサンプルから脱落していくため、厳密には繰り返し試行の結果ではない。その点を反映できるCoxモデルは、他の分析手法よりも優れている。ただし、Coxモデルには比例性という制限的な前提があるため、いずれの前提を重視し、いずれを軽視するのかによって、採用すべきモデルは異なることになる⁴。それを一義的に決める決め手はなく、試行錯誤によるしかないであろう。

ただ、Cox モデルにも、時間要素の取り込みにかんして、適用上の難点がある。その点を最後に確認しておきたい。倒産分析の分析期間の設定は、倒産サンプルの選択を意味している。当然に、分析期間が異なれば、分析結果も異なりうる。その選択は、一般に、研究者の裁量にゆだねられている。Cox モデルを使った分析の場合には、分析期間の設定は、倒産サンプルの選択と同時に、観察開始期間の選択も含んでいる。いわゆる左センサー (left censor) の問題である。分析開始時点に存在する（データが入手できた）サンプルのすべてを、その時点から観察下において分析することもできれば、一定の条件に達したサンプルのみを観察対象とすることもできる。そうしたスクリーニングをするか否かの選択は、研究者にゆだねられているが、その選択は分析結果に重大な影響をあたえる。ここで問題なのは、スクリーニングをなにもしなかった場合、その問題からは一見中立であるように見えるものの、ハザードモデルの本質的性格にてらすと疑問が残るという点である。この点についても、こんごの検証が必要であろう。

3. ハザードモデルの倒産分析への応用 ——文献紹介

医学の分野で開発されたハザードモデルによる分析は、個人破産 (Stepanova and Thomas,

⁴ 比例ハザードモデルを採用しても、比例性の検証結果を示した論文は少ない。ただし、Allen and Rose (2005) は例外である。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

2002)、社債や抵当証券のデフォルト (McDonald and Van de Gucht, 1999, Moeller and Molina, 2003)、企業倒産などの金融・会計の領域にも応用されている。ここでは、本稿の主題に関連する倒産分析に適用した研究を紹介する。本来なら、文献整理の視点を定めるべきであるが、いまだ研究途上であり、文献の数が少ないので、あえて整理の座標軸を設けずに、発表された年代順にそれぞれの研究内容を個別に紹介する。その紹介にあたっては、とくに比例ハザードモデルの統計学的特性に留意する。それぞれの研究にたいする評価のコメントは、最後に加える。一連のサーベイから得られる将来の検討課題については、次の4節で議論する。

[1] Lane, Looney and Wansley (1986)

この研究は、Cox 比例ハザードモデルを企業倒産に適用した先駆的研究である。サンプルは、1979 – 83 年の銀行業であり、倒産は 130 行、非倒産は 334 行であった。ステップワイズ分析によって、1 年前予測と 2 年前予測の 2 つのモデルについて、Cox 比例ハザードモデルで有意な変数が絞り込まれた。以下がその変数であり、カッコ内は符号を表している。

1 年前予測：「商業、工業向け債権／貸出金」の対数(+)、貸出金／預金残高(+、「資本／総資産」の対数(-)、「営業費用／営業利益」の対数(+)

2 年前予測：「公債／総資産」の対数(-)、貸出金／総資産(+、「商業、工業向け債権／貸出金」の対数(+、「資本／総資産」の対数(-)、「営業費用／営業利益」の対数(+)、純利益／資本(+)

この研究の特徴は、Cox モデルと判別分析とを比較している点である。判別分析による 1 年前予測では Cox モデルと同じ 4 変数が選択され、2 年前予測では、Cox モデルの 6 変数のうち、「資本／総資産」の対数が除かれ、貸出金／預金残高が追加された。両者の比較の結果、Cox モデルは判別分析よりも、第一種の過誤の割合が低い一方、第二種の過誤の割合は逆に高いが、Cochran の Q 検定により、正誤判別率について両者に有意な差はないと報告されている。ただし、Cox モデルによる予想存続期間は、実際の期間よりも短い（過小推定の傾向がある）と指摘されている。

しかし、このモデル比較には問題も多い。比較の指標が正誤判別（率）でよいのか、また、それぞれのモデルで異なる説明変数を用いてよいのかは、慎重な検討が必要な問題である（この点は後述する）。また、ハザードモデルの正誤判別率を計算する際に、実際の存続銀行の割合をカットオフ・ラインにしているが、実際に観察される存続（倒産）割合は、たんなる偶然の結果かもしれない、それをベンチマークにするのは、統計学的に疑問が残る。さらに彼らは、ハザードモデルによる倒産（存続）期間を予測するにあたり、1 年（2 年）モデ

ルの時間の変数に月数 12 (24) を代入し、それを超えて存続する確率を計算しているが、生存関数の関数型の選択と必要なパラメータの推定方法に十分な説明がなされていない。前節で確認したとおり、生存関数と生存期間の分析は Cox 比例ハザードの守備領域を超えたものであり、別途の検討が必要である。

[2] Chen and Lee (1993)

この研究は、1982 – 1989 年の石油・ガス産業 (175 社) を対象として、財務的困窮 (financial distress) に陥った企業の特徴を調査したものである。財務的困窮の定義は、債務不履行 (46 社)、優先株配当の停止 (11 社)、Chapter 11 の適用 (10 社) であり、該当企業は計 67 社である。財務的困窮の生起にたいして有意な影響が観察された変数 (符号) は、運転資本 / 「負債の簿価と株式の時価総額との合計」 (-)、株式の時価総額 / 「負債の簿価と株式の時価総額との合計」 (-)、1981 年末時点における企業の存続年数 (-)、売上高の対数 (-) であった。さらに、「発見された石油・ガスの埋蔵量 / 資産計上された試掘費の簿価」も、full cost 法と successful efforts 法とに分けて、説明変数に加えられた。これらは、探索および試掘の効率を表す変数である。いずれの会計方法を採用していても、それらにかかる係数は少なくとも 5% 水準で有意であり、その符号はマイナスであった。

この研究の特徴は、すべてのサンプルについて、1981 年度の会計数値によって説明変数を計算している点である。つまり、1989 年に財務的困窮に陥った企業は、1982 – 1988 年にも財務諸表を公表しているが、その情報は彼らの分析には利用されていない。そのような分析手法は必ずしも否定されないが、企業の財務状態は不可逆的で単調な変化をするのではなく、可逆的に改善したり悪化したりするはずである。しかも、定期報告される会計情報をその通りに分析に取り込むことは比例ハザード分析でも可能であり、むしろ、そのほうが常識的な分析手法であろう。その問題が配慮されていない点で、この研究はリサーチ・デザインに重大な欠陥がある。

Abdel-Khalik (1993) も、この研究にたいするコメントにおいて、厳しい批判を加えている。その主たる矛先は、目新しい分析手法を使っても、既存の研究成果にたいしてどのような貢献が得られたのか不明であるという点に向けられている。至極当然の指摘である。Abdel-Khalik (1993) の関心は比例ハザードモデルに向けられ、説明変数の選択についてはコメントがなされていないが、企業の存続年数と売上高の規模がどのような実体に対応する変数であるのかは検討の余地があろう。とくに両者の相関が高いことを考えると、それらが何らかの代理変数になっている可能性を疑うべきであった。その点を含めて、この研究結果の解釈には相当な注意が必要である。

[3] Shumway (2001)

この研究は、判別分析では倒産直前の変数（の情報）しか分析に利用されないのにたいして、ハザードモデルでは、観察された全期間の変数（の情報）が分析に利用される点を強調している。サンプルは、1962年から1992年までの3,182社（39,745社一年）であり、うち倒産は300社であった。まず、Altman (1968)の変数——運転資本／総資産、留保利益／総資産、利子および税控除前利益（EBIT）／総資産、株価総額／負債、売上高／総資産——について、判別分析では、すべての変数が1962-83の期間でも、1962-92の期間でも有意であった。それにたいして、ハザードモデルで有意なのは、利子および税控除前利益（EBIT）／総資産と株価総額／負債のみであった。Altmanモデルによる倒産予測とハザードモデルによる倒産予測について、実際の倒産率と ranking が適合しているか否かの検証を通じて、倒産能力が比較された（1962-83年はパラメータ推定期間、1984-92年は予測能力の比較期間）。その結果、判別分析よりも、ハザードモデルの方が優れているという結果が得られた。

つぎに、Zmijewski (1984)の変数——純利益／総資産、負債／総資産、流動比率——について、判別分析では、1962-83の期間では3変数とも、1962-92の期間では純利益／総資産、負債／総資産の2変数が有意であった。それにたいして、ハザードモデルで有意なのは、純利益／総資産と負債／総資産であった。Zmijewskiモデルとハザードモデルの予測能力も前記と同様に比較され、この場合にも、ハザードモデルのほうが優れていた。

この研究に特徴的なのは、伝統的な財務比率だけではなく、市場ベースの変数も説明変数に加えた分析を行っている点である。市場ベースの変数は、「当該企業の株価総額／市場の時価総額」の対数（相対規模）、倒産前年の超過投資収益率（当該企業の投資収益率マイナス市場の平均投資収益率）、ガンマ＝投資収益率のボラティリティ（企業の投資収益率を市場の平均投資収益率に回帰したときの残差の標準偏差）である。これらはいずれも、ハザードモデルでは有意な変数であった。この研究では、財務比率である純利益／総資産と負債／総資産に、これらの市場ベースの3変数を加えると、予測能力は格段に上昇すると指摘されている。市場ベースの説明変数を追加することは重要な論点であり、次のセクションであらためて議論する。

[4] Turetsky and Mcewen (2001)

この研究の特徴は、企業が倒産に至るまでにいくつかの段階（stage）を経る点に着目し、その段階ごとに分けて分析している点である。出発点となるサンプルは、Compustat 1996年版収録企業（1988年以降のデータ）である。まず、営業キャッシュフローの正負が倒産の

初期シグナルになると仮定して、営業キャッシュフローが減少してマイナスに転落したか否かでサンプルを 2,671 社にスクリーニングした。その次の段階では、彼らは流動性と負債比率に着目した。それらが悪化すると、企業は、減配、債務不履行、債務リストラクチャリングなどの段階に至るとされる。債務不履行が生じた後は、収益性、市場リスク、負債比率に着目し、それらの動向が、倒産か存続かを決めると報告されている。このように、段階移行の予測にかんして会計情報が有用であることを示すとともに、段階によって有意な変数は異なることが報告されている。

具体的には、リスクを表す変数として、固定資産比率（固定資産／総資産）、売上高回転率の逆数（総資産／売上高）が採用され、市場リスクの変数には、簿価時価比率（Book-to-Market）が採用された。収益性を表す変数として、 $ROA = EBIT / \text{総資産}$ 、 $ROS = EBIT / \text{売上高}$ が採用された。その他の変数として伝統的な財務比率が選択され、流動比率、負債比率（簿価ベース）、インタレスト・カバレッジ・レシオ、総資産の対数が選択された。前述の各段階別の分析結果を詳細に記述すると、以下の通りであった。

- ① 営業キャッシュフローの減少後、減配と債務リストラは倒産確率を低下させる。
- ② 倒産（廃業と合併を含む）にたいして、流動比率と負債比率は有意である。
- ③ 債務不履行にたいして、売上高回転率の逆数、流動資産、負債比率、資産規模、減配は有意である。
- ④ 債務不履行後の倒産にたいして、 ROA 、負債比率、資産規模、市場リスクは有意である。

特定の指標でサンプルをスクリーニングすることは、斬新な着眼点であるが、そのスクリーニング作業がどのような意味をもつのかは、スクリーニングによって除外されたサンプルを分析してみないとわからない。それを除外したことが予測精度や、説明変数の有意性に影響をあたえるはずだからである。それが未解明であるという点で、この研究は、重大な疑問を残している。

[5] 森平・隅田 (2001)

この研究のサンプルは、日本の事業債格付けのデータ（1998年5月から2000年7月までの製造業の債券格付け）である。格付け変化を順序プロビット分析によって説明するモデルとハザード分析によって説明するモデルが採用された。採用された変数は、有利子負債比率（有利子負債／資本）、総資産事業利益率(ROA)、時価総額、日経総合株価指数ベータ値（60か月）であり、年度決算は連結、中間決算は単独の財務諸表から変数が計算された。ハザード分析の結果、時価総額や ROA は全体的に有意であった。有利子負債比率は、AAA から

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

BBB、BBB から BB のみで有意であり、ベータ値は A から BBB で有意であった。この結果は、前掲の研究[4]の結果と同様、企業の財務困窮の段階によって、次の段階への移行を予測する有意な変数が異なることを示している。その点で興味深い結果を提供してはいるが、連結情報と単独情報を混ぜて使うのは、理論的に誤りであり、結果の信憑性を著しく低めている。

[6] 大村・楠美・水上・塩貝 (2002)

この研究のサンプルは、1988年1月から2001年4月までの期間に倒産し、財務データが倒産前5期連続して入手可能な倒産企業451社である。彼らは、販売動向、追加融資、支払余力、自己金融能力の4要因に着目した。販売動向を示す変数には売上高/使用総資本、追加融資を示す変数には短期借入金/売上高、支払余力を示す変数には(流動資産-流動負債)/使用総資本、自己金融能力を示す変数には留保利益/使用総資本が選択された。分析には、業種と資産規模を規準とする paired-sample 方式が採用された。カットオフ・ラインを確率0.5としたとき、ロジット・モデルでは倒産企業の82%が正しく予測され、非倒産企業の73%が正しく予想された。正誤判別率は、5期前から1期前まで順に、78%、80%、78%、72%、70%であった。一方、ハザードモデルでは、70%、70%、62%、62%、63%であった。

付論に示されたハザードモデルの結果によると、売上高/使用総資本は5期前から一貫して有意な変数であるが、短期借入金/売上高は2期前のモデルでしか有意ではない。また、(流動資産-流動負債)/使用総資本は、3期前から1期前で有意であるのにたいして、留保利益/使用総資本は5期前から3期前で有意である。この分析結果は、倒産が近づくにしたがって、有意な変数が異なることを示唆している。この点では、[4]や[5]の研究と類似している。しかし、残念ながら、倒産が近づいても彼らのモデルの予測能力(精度)は上昇せずに、むしろ低下している。これは、変数選択に原因があるのであろう。支払余力や自己金融能力の概念が曖昧であり、変数の経験的意味も不明確である。また、この研究は、倒産と非倒産とを判別できるか否かを問題にしているが、すでに繰り返し述べているように、それはロジットや比例ハザードモデルのほんらいの使い方ではなく、研究主題にたいして分析手法が適合していない。

[7] Borghesi, Houston and Horanjo (2003)

この研究は企業の多角化に着目したものであり、主題は、多角化する要因の検討と、その影響——市場における評価や組織構造の選択など——を推定することに向けられている。彼らは、そのなかでCoxモデルによる生存分析を行っている。サンプルは、1981-2000年の46,586社であり、うち倒産企業は7,061社であった。選択された説明変数は、①企業の株式

公開からの経過年数を対数変換したもの、②売上高の対数、③セグメント別売上高をハーフィンダール指数にした多角化指標、④インサイダーの株式保有比率、⑤機関投資家の株式保有比率、⑥長期債務を株価総額で除した負債比率、⑦利子・税・償却費控除前利益 (EBITDA) を総資産で除した利益率、⑧月次投資収益率の年間の標準偏差、⑨設備投資額を売上高で除した比率、の9つである。

Cox 回帰の結果、7つの変数が有意 ($p < 0.0000$) であった。その変数と係数の符号は次のとおりである。②売上高の対数(-)、③多角化指標(+)、⑤機関投資家の株式保有比率(-)、⑥負債比率(+)、⑦EBITDA/総資産 (-)、⑧月次投資収益率の標準偏差(+)、⑨設備投資額/売上高(-)。これらのことから、彼らは、ハーフィンダール指標が小さいほど、すなわち多角化したほうが企業の生存期間が長くなると結論づけている。

この研究は、いわゆる倒産分析とは関心が異なるが、負債比率、収益性、リスクなどの変数と企業倒産との関係について、実証結果は常識的な推論と一致している。ただし、それらは、まさに常識的な意味でコントロール変数として位置づけられているため、仮説が設定されておらず、新しい貢献は見当たらない。その点に問題があるとしても、彼らが企業の年齢 (Age) とみなした株式公開後の経過年数が、ベースライン・ハザードに取り込まれるのではなく、説明変数とされていることと、その年数が企業倒産とは無関係であるという分析結果には、注目しておくべきであろう。ハザードモデルを企業倒産に適用するといっても、すでに説明したとおり、特定の変数 (共変量) が相対的にリスクを増大させるか否かに関心が向けられているのであり、「企業はいずれ消滅する」という信念を前提に適用しているのではない。実際、この研究は、企業には寿命がないことを示しているのである。

[8] Li, Zhang and Zhou (2005)

この研究は、新規公開 (IPO) 企業の利益管理 (earnings management) に注目したものであり、1991年から1999年のあいだにNYSE、AMEX、NASDAQで新規公開された企業1,729社をサンプルとしている。分析にあたり、同期間において公開されなくなった (delisted) 企業である388社に注目している。そのdelisted rateは、利益管理の変数とどのような関係にあるのかが、研究の主題である。利益管理の変数として選択されているのは、期待外の短期のaccrualsである⁵。そのほか、コントロール変数として、公開価格、公開後の発行株式数、引き受け幹事会社の信頼度ランク、時価簿価比率、総資産事業利益率、資産の成長率が採用された。

⁵ この種の研究では、期待外のaccrualsあるいは裁量的accrualsの特定ミス、計測ミスが問題になる。Li et al. (2005) では、その点の頑強性テストも行われているが、従来から指摘されている問題には解決していない。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

Li らの分析によると、公開時に増益方向への裁量的利益操作が大きいほど、1)企業は公開廃止になる確率が高く、また、2)公開から廃止までの寿命が短くなると報告されている。彼らの分析に特徴的な点は、前者 1)の分析にはプロビット分析を適用し、後者 2)の分析には Cox 比例ハザードモデルを適用している点である。2 種類の分析結果は整合しており、彼ら自身は、後者の観点をハザードモデルで分析したことを独自の貢献であると強調している。

この研究は、IPO 企業の投資収益率が公開後 3 ないし 5 年後には市場平均よりも有意に低くなるという事実発見に端を発した一群の研究と関連している。その事実発見の後、IPO 企業は公開時に裁量的な accruals によって利益を嵩上げしているものの、その後、(accruals が反転するのにもなって?)、業績が急降下し、それにつられて株価も下落するという報告が数多くなされている。しばしば、「IPO パズル」とも呼ばれる現象である。しかし、その IPO パズルそのものが存在しているのか、疑問も多い。超過利潤を公開時に創業者利得として得たものの、その後の競争激化により、比較的競争体質が脆弱な新興企業が既存の巨大企業に敗れて消滅するというシナリオも、相当に合理的であるにもかかわらず、パズルの解決が、投資家の錯覚にもとめられてしまっている。一群の研究では、対立仮説（代替仮説）を否定できるような検証がなされていない。

そうした状況において、Li らの研究結果は慎重に解釈しなければならない。たとえば、1) 公開廃止のリスクを犯してまで、IPO 企業の経営者が利益操作を行うインセンティブはどこにあるのか、2)公開廃止のリスクがあるにもかかわらず、投資家はなぜ新規公開企業の新株売り出しに高価格で応じるのか、3)そのような奇妙な現象が、なぜ繰り返されるのか、いっそう疑問が深まったということもできる。その研究結果を安易に経営者の利益操作志向や投資家のナイーブさに結びつけることがないように、注意する必要がある。そうした研究のインプリケーションをおくとしても、Li らの研究では、新規公開時に利益操作を行うと、なぜその後公開廃止の確率が高まったり、短命になったりするのかについて、十分な説明がなされていない。比例ハザードモデルの適用例としては興味深い研究であるが、合理的な仮説が不在の研究である。

[9] Rus and Abdullah (2005)

この研究は、1990 年から 2000 年のあいだに倒産したマレーシアの企業 36 社を対象にハザードモデルを適用したものである。同一産業に属する資産規模が近い企業を matched pair として、同数選択している。さらに、パラメータ推定に利用しなかった (hold-out sample) 倒産企業 10 社とペア 10 社を対象にして、倒産予測の正確性を検証している。インタレスト・カバレッジ・レシオ、負債／総資産、純利益／総資産、現金残高／総資産、現金残高／流動

負債、売上高の変化額、流動比率、資産総額の対数などが有意な変数であったと報告されている。説明変数の選択に仮説がないデータ・マイニングであるため、多重共線性の検討が慎重になされている。

この研究は新興市場を対象にしてなされたものとして興味深いが、いくつかの問題点もある。1つは、判別分析やロジット分析と比べたときのハザードモデルの優位性が強調されているが、その検証が全くなされていない。判別分析やロジット分析による先行研究において有意であった変数と、この研究で有意であった変数との違いが強調されているものの、その相違がなにに起因しているのかは判然としない。もう1つは、ほんらいカットオフの水準の選択とモデルの評価とは切り離せないはずであるのに（詳しくは後述）、カットオフの水準を恣意的に定めて、正誤判別率を計算している点である。カットオフ水準を利用した正誤判別率によるモデルの評価は、評価方法の1つではあるが、唯一絶対的なものではない。むしろ、しばしば利用されるその手法に、重大な問題が隠されていることに注意したい。

4. 先行研究のインプリケーション

4.1 被説明変数の選択

GC 監査で問題にされるのは、継続企業の前提が肯定されるか否かであり、たとえば1年以内に倒産する確率が高いと予想される状況では、その前提が崩れていると判断されるようである。そのような継続性の判断にたいして、倒産分析を利用できるか否かを検討するにあたり、最初に問題になるのは、GC 監査で問題としている企業の継続性が絶たれる状況ないし現象と、倒産分析で対象としている現象とが同じか否かである。両者に食い違いがあれば、倒産分析の研究成果を監査実践に応用できないことになる。

通常、倒産分析における倒産の定義は利用するデータ・ベースの制約に依存し、データ・ベースが公表されることを前提にして形式基準による認定がなされている。倒産という用語は、学術的な法律用語ではなく、日常用語であるため、その定義は、論者により、あるいは時代、国によって異なりうる。これまでの研究では、法律的に債務履行が不能な状態をもって倒産が定義されることが多い。たとえば、帝国データバンクでは、以下の7つのケースのいずれかに該当すると認められた場合を倒産と定義している⁶。

- (1) 2回目不渡りを出し銀行取引停止処分を受ける。
- (2) 内整理する（代表が倒産を認めた時）。
- (3) 裁判所に会社更生法の適用を申請する。
- (4) 裁判所に商法による会社整理の適用を申請する。

⁶ <http://www.tdb.co.jp/tosan/jouhou.html>を参照。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

- (5) 裁判所に民事再生法の手続き開始を申請する。
- (6) 裁判所に破産を申請する。
- (7) 裁判所に特別清算の開始を申請する。

これらは、企業の継続性が失われる状況である。一般に、企業の継続性が失われる状況は、倒産を真部分集合として含むと考えてよいであろう。

しかし、そのことは、倒産分析が GC 監査に適用可能であることを保証しない。それ以前に、倒産分析がいわゆる倒産のみを分析対象にしているのかは、重要な検討課題だからである。ここで第 1 に問題にするのは、経営破綻企業の救済合併である。文献[2]にたいする Abdel-Khalik のコメントにおいても、総サンプル 175 社にたいして合併サンプルが 44 社と多いことから、それらの扱い——単純に除外してよいか——について問題が指摘されている。

この問題に関連して、Pastena and Ruland (1986) は、財務的に困窮した企業を対象にして、(救済) 合併か倒産かの選択をプロビットで分析した。その研究によると、株式保有の集中度が高いほど合併を選択する傾向が高いとされる。彼らは、そうした選択行動を企業オーナーの機会主義によるものであるとしている。他方、Yost (2002) は、財務的に困窮した企業が Chapter 11 による企業再生、既成の倒産手続き、法廷外の財務リストラのいずれを選択するのかをロジットで分析した。その分析結果では、収益性が高い企業ほど Chapter 11 を選択する一方、長期債務の契約数が多い企業ほど財務リストラを選択する傾向があるとされる。しかし、株主の構成がそれらの選択に影響をあたえているという証拠は観察されなかった。

また、ドイツ企業を対象とした Koke (2002) は、倒産と被買収とを同時に被説明変数としたロジット分析をした。それによると、収益性が低く、負債比率が高い企業は倒産や被買収の確率が高くなると報告されている。Prantl (2003) は、倒産と自主廃業のそれぞれを対象に Cox 比例ハザード分析を行い、統合後の旧西ドイツと旧東ドイツとでは倒産や自主廃業に影響をあたえる要因が異なることをあきらかにした。また、Bhattacharjee et al. (2002, 2004a, 2004b) は、倒産と被買収とをまとめて退出 (exit) としたうえで、ハザードモデルを適用して、マクロ経済変数 (ビジネス・サイクルや長期利子率など) の影響を分析している。

他方、Astebro and Winter (2001) は、倒産と被買収とを multinomial logit で分析し、同じ説明変数でも倒産と被買収とでは説明力が異なること、両者について産業効果を考慮すべきことを指摘している。Perez et al. (2004) は、スペイン企業を対象として、被買収、倒産、自主廃業という退出経路と企業特性との関係を Cox 比例ハザードモデルで分析し、それらの経路ごとに、影響をあたえる要因や影響の程度が異なることを報告している。また、Buehler et al. (2005) は、スイスの倒産企業と合併企業とを分けて、それぞれに Cox 比例ハザードモデルを適用して、規定要因の比較を行っている。彼らによると、企業の年齢があたえる影響には

差がないものの、大企業ほど合併する確率が高いとしている。これらの研究の背後には、倒産と他の退出事象とが類似しているという認識が存在していることは、いうまでもないであろう。

上記の分析結果は、法的な倒産以外にも、分析対象を拡大する必要性を示唆している。というのは、企業を倒産させるか救済合併されるかが選択可能であるにもかかわらず、倒産のみを分析対象とした場合、サンプル選択にバイアスがかかっているか、倒産を選択させた（合併が選択できなかった）要因が *omitted variables* となることによって、分析結果が歪められている危険があるからである。もちろん、データの入手可能性に制約があるために、被説明変数を倒産以外にも拡大することは簡単には実行できないが、ハザードモデルにかぎらず、説明対象とする現象（2節で説明した Y_t ）の選択については、さらなる検討が必要であろう。

なお、上場廃止（*delist*）を倒産と同一視できない点は、確認しておくべきであろう。いわゆる倒産以外にも、上場基準や取引所規則に抵触した場合には上場廃止になり、その上場基準や取引所規則には、株主分布の制限や虚偽報告の禁止など、非財務的要因も含まれているからである。したがって、上場廃止をもって倒産とみなした場合、存続しているにもかかわらず規則違反で非公開となった企業も倒産グループに含まれてしまうことになるため、分析結果の信頼性が著しく低下する。

第2の問題は、最後の決算日（中間を含む）から倒産までの期間である。一般に、判別分析、ロジットおよびプロビット分析では、最後の決算日から倒産までの期間の長短は問題にされない。年度決算の情報を利用する場合、最後の決算日から1年以内に倒産したサンプルは無差別に扱われる。前節の記号でいうと、変数 x_t との関連が問われる現象は、 Y_t であったり、 Y_{t+1} であったりしているわけである。そのため、次の1年間に企業が倒産する可能性の判断に利用することを考えたとき、それらの分析結果がどれだけ有用であるのかは、直感的にはあきらかではない。

それにたいして、ハザードモデルは、変数が観察されたときから現象（イベント）が生じるまでの期間を分析に利用する。医学の分野では、ハザードモデルが病気の完治までの期間や余命を予測する際にも利用されている。それでは、ハザードモデルが、「1年以内の倒産」の予測に有用であるのか、あるいは、倒産までの推定期間を月単位で示せるのかというと、じつは難しい問題が存在している。Whalen (1991) の研究は、銀行の倒産分析に比例ハザードモデルを適用したものであるが、分析の有用性を確認しつつも、倒産時点をどのように確定するかについて、問題を提起した。金融当局のさじ加減で銀行倒産が早められたり、先延ばしにされたりするというのである⁷。

⁷ なお、銀行の倒産および被買収をCox比例ハザードモデルによって分析した研究には、Whalen (1991)

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

その指摘は、比例ハザードモデルだけでなく、倒産予測一般にあてはまる問題である。たとえば、わが国のダイエー、カネボウ、UFJ 銀行などは実質的に経営破たんしていると見られながらも、再生決定や合併承認までに長期を要した。企業経営者や利害関係者の意思（や意地）など、分析に取り込まれていない変数によって企業の倒産時期が左右される可能性がある、「一定期間内」という条件付きで倒産する確率を予測する作業は著しく難しくなる。さらに、監査人の行動や監査意見によっても企業の存続期間の長短が規定される場合には、倒産分析の監査への応用はいっそう難しい問題を抱え込むことになる。後者の点は 6 節であらためて触れる。ここでは、企業倒産にハザードモデルを適用する場合には、倒産時点の確定が重要であることを再確認しておきたい。

4.2 説明変数の選択

企業の倒産分析の説明変数には、Altman (1968) の研究以来、伝統的な財務分析で利用されている財務比率が採用されることが多い。しかし、説明変数を財務比率に限定しなければならない理由は理論的には存在しない。2 節で述べたとおり、一般に、説明変数の選択には仮説が必要である。この点については、5 つの面で先行研究の拡張を検討してみなければならない。第 1 は、企業のキャッシュフローの状況を示す変数である。第 2 は、上場企業について、証券市場における企業評価を示す変数（株価総額、市場ベータなど）である。第 3 は、企業の会計操作、なかでも earnings management を表す変数である。第 4 は、時系列的变化を示す変数である。第 5 は、非財務かつ非市場の情報である。以下、それらの変数が必要とされる理由を説明するとともに、将来の分析へ向けて、想定される仮説を提示してみたい。

第 1 のキャッシュフローの変数の問題は、ディスクロージャー制度をめぐる重要な論点とかがわっている。古くから、企業の支払能力や財務健全性は、貸借対照表や損益計算書からはわからないといわれてきた。それらをめぐる情報ニーズが第 3 の財務諸表の制度化要請と結びつき、財政状態変動表、資金計算書、キャッシュフロー計算書へと制度が変遷してきたのは、周知の通りである (Casey and Bartczak, 1985)。しかし、それらの財務諸表の必要性や利用目的については、昔と今とで必ずしも同じではない。財政状態変動表や資金計算書の時代には、それらの情報が倒産予測に有用であるといわれていたものの、発生主義の処理から産まれる accruals の増加にともない、キャッシュフローの情報は利益の質を判断するのに有用であると解されるようになったからである (大日方, 2002)。倒産分析にとって、キャッシュフロー情報が必要であるのか否かは、キャッシュフロー計算書の存在意義にかんする理論研究の面でも、非常に興味深い課題である。そこで、次の 2 つの仮説が考えられる。

と、Wheelock and Wilson (2000) がある。ただし、Wheelock and Wilson (2000) では、暦年を単位として生存期間をとらえており、Whalen が提起した問題を解決していない。

【仮説 1】

利益の測定に規定された会計数値を利用した財務比率だけによる倒産予測よりも、キャッシュフロー計算書に記載されるキャッシュフローの数値だけによる倒産予測のほうが、予測の精度は高い。

【仮説 2】

利益の測定に規定された会計数値を利用した財務比率に、キャッシュフロー計算書に記載されるキャッシュフローの数値を加えると、倒産予測の精度は向上する。

この問題に関連して、Casey and Bartczak (1985) は、6つの財務比率——現金／総資産、流動資産／総資産、流動比率、売上高／流動資産、純利益／総資産、負債／純資産——に営業活動によるキャッシュフロー（CFO）を追加し、さらに CFO／流動負債、CFO／負債を追加して分析した。サンプルは、1971 - 1982 年の倒産 230 社であり、企業の所属産業のみを規準に *matched - pair sample* を構成した。彼らは、判別分析でもロジット分析でも、財務比率だけの場合より、キャッシュフローの変数を含めたほうが予測精度は向上すると報告している。ただし、CFO の有用性には疑問符がつけられた。しかし、その検証結果が、キャッシュフロー情報そのものが倒産分析には役立たないことを意味しているのか、何らかの基準化によってキャッシュフローの変数を比率等に加工する必要性を示しているのかは、判然としない。また、Gentry, Newbold and Whitford (1985a) の研究でも、Casey and Bartczak (1985) と同様の変数が採用された。ロジット分析によると、やはり CFO そのものは有意ではないが、配当額は有意な変数であった。この結果は、配当額（あるいは配当政策）に企業経営者の継続性にかんする将来見通しが含まれている可能性を示唆しているが、この研究は事実発見にとどまっており、より踏み込んだ分析はなされていない。

他方、Henebry (1996) は、1986 - 1990 年の銀行業界を対象にして、銀行倒産をCox比例ハザードモデルで分析した。5年前の予測モデルから1年前の予測モデルまで5つのモデルを適用した。彼は、負債比率のような財務比率の他、キャッシュフローを表す変数（たとえば、投資活動によるキャッシュフロー、運転資本の増減など）も説明変数に加えた。分析結果は、3 - 5 年前の予測モデルではキャッシュフローの変数は有意であり、キャッシュフローの変数が銀行倒産についての早期の指標となりうることが示された。ただし、1 - 2 年前の予測モデルでは、キャッシュフローの変数を追加しても分析上のベネフィットは得られないと報告されている（この点は、Mossman et al., 1998 も参照）。ただし、そのような変化がなぜ生

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

じるのかについては、説明されていない⁸。

また、前節の文献[7] Borghesi, Houston and Naranjo (2003) で採用された変数 EBITDA は、キャッシュフローの代理変数と見ることができるが、すでに紹介したとおり、その変数にかかる符号はマイナスであった。つまり、キャッシュフローが潤沢でなくなると企業は倒産することを示唆している。Bhattacharjee et al. (2002, 2004) の比例ハザード分析においても、倒産と合併をあわせた企業の退出にたいして、キャッシュフローの代理変数である EBITDA が少ないと倒産の確率が高まり、アメリカではそれが多いと被買収の確率が高まると報告されている。さらに、プロビット分析を採用した Gentry, Newbold and Whitford (1985b)、およびロジット分析を採用した Dhumale (1998)、Laitinen and Laitinen (1998)、Charitou and Neophytou and Charalambous (2004) においても、キャッシュフローの変数が倒産予測にとって有用であると指摘されている。

Sharma and Iselin (2003) は、ロジット・モデルなどを利用して、キャッシュフロー情報と accruals 情報のいずれが倒産予測にとって有用であるのかを、予測精度の次元で比較した研究である。これは、上記の仮説 1 を検証したものである。ただし、この研究では、統計モデルの選択と説明変数の選択が恣意的であるため、実証結果を一般化することはできない。また、キャッシュフローか accruals かという二者択一の問題に終始しているが、投資家は両方の情報を同時に知るので、仮説 2 の検証もしてみなければならない。通常の変量回帰と同じように、変数の有意性について、係数の符号と大きさを分析し、変数の追加的な情報価値を検証してみなければならないであろう。

このように、ここで紹介した研究成果だけでは、上述の問題に答えるにはいまだ不十分である。その問題に明確な答えが得られていない一方で、資金繰りの悪化によって倒産するという直感的シナリオを否定できないのもまた事実である。わが国では、キャッシュフロー計算書が制度化されてまだ間もないが、キャッシュフローの変数が倒産予測にとって有意であるか否かは、データが十分にそろい次第、是非とも検証してみなければならない仮説である。

第 2 の市場ベースの変数——株価総額、市場ベータ、社債スプレッド、格付けなど、市場から入手できる変数——の問題は、モデルの選択ともかかわっている。判別、ロジット、ハザードモデルなどと並んで、オプション価格理論を利用して倒産確率などを推定する分析手法も、近年、注目を集めている (Altman, 1997, Kealhofer, 2003, 小林, 2004)。たとえば、Charitou and Trigeorgis (2002)、Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) は、オプション価格理論

⁸ 銀行倒産は、経済社会にあたる影響が大きいため、多くの研究者の関心を呼び、実証研究の題材とされることが多い。しかし、銀行を倒産させるか否かは、その国の金融政策が決めるものであり、その金融政策自体、時代とともに変わりうる。そのため、銀行倒産についての分析結果を一般化することは難しい。この点は、Henebry (1997) も参照。

を利用した企業倒産の研究である。このオプション価格理論を応用したモデルでは、市場ベースの変数が明示的に組み込まれており、モデル選択の問題が、説明変数の選択問題と結びつけて議論されることもある。Hillegeist, Keating, Cram and Lundstedt (2004) によると、市場ベースのBlack – Scholes – Mertonモデルによる倒産確率は、会計ベースのAltmanモデルやOhlsonモデルによる倒産確率よりも、より多くの情報量を有しているとされ、そのことは産業効果を調整しても否定されなかった。BSMモデルによる確率は、会計ベースの確率を与件としても追加的な情報価値を有しており、彼らは、BSMモデルを強く推薦している。なお、モデル比較にあたっては、log likelihood、pseudo R^2 、Vuong testなどが採用されている⁹。

しかし、説明変数の選択とモデルの選択とを結びつけてしまうのは性急であり、まずは、ロジットやハザードモデルにも市場ベースの変数を組み込むことを考えてみなければならない。古典的研究でも、市場ベースの変数は利用されており、たとえばAltman (1968) は負債比率の逆数を変数としていたが、そこでは株価総額が利用されていた。また、Ohlson (1980) でも、株価総額の対数を変数に選択されていた。さらに、前項の文献[3]Shamway (2001) では、市場ベースの変数を説明変数にすると倒産予測の精度が向上することが強調されていた。そこでの市場ベースの変数はいずれも、企業のリスクを表すと考えられている。同様の実証結果は、Raghuandan and Subramanyam (2003) でも報告されている。ただし、株式投資収益率などの市場データがGC監査の意見形成に影響をあたえている可能性については、すでにDopuch, Holthausen and Leftwich (1987) で指摘されているものの、その詳細については、いまだ十分には解明されていない。

市場ベースの変数のうち、企業のリスクを表すものとして市場ベータは有名であり、ここで説明する必要はないであろう (Johnson, 1989, McEnally and Todd, 1993)。また、文献[7]Borghesi, Houston and Naranjo (2003) でも、リスクの代理変数としてリターンのvolatilityが採用されていた。それに加えて、現在のファイナンス理論では、Fama and French (1992, 1993) の研究以来、risk factor か characteristics かをめぐり争点になってはいるものの、株価総額 (Size) と簿価時価比率 (Book-to-Market) は、企業のリスクを表す変数とみなされることが多い。Saretto (2004) は、第1段階で市場ベースの変数と財務変数でデフォルト・リスク (倒産リスク) を推定し、第2段階で、Size 要因と Book-to-Market 要因とがデフォルト・リスクとどのような関連があるのかを分析した。その研究では、Book-to-Market 要因はデフォルト・リスクと有意な正の関係にあると報告されている。Vassalou and Xing (2002, 2004) は、デフォ

⁹ これらの検定統計量はいずれも、モデル適合度にかんするものであり、その観点だけで予測モデルの優劣を議論してもよいのかは、重要な論点の1つである。たとえば、予測の結果そのものを、McNemar検定やCochran検定などのノン・パラメトリックな手法で比較してみるのも1つの方法である。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

ルト・リスクが高い場合にかぎって、Size や Book-to-Market がリターンと関係があることを発見するとともに、Size や Book-to-Market はデフォルト・リスク以外の要因の代理変数であることを発見した。同様に、Dichev (1998) や Griffin and Lemmon (2002) は、「Size や Book-to-Market」とデフォルト・リスクとでは、リターンとの関係が異なると報告している（なお、Gutierrez, 2001 も参照）。

Beaver et al. (2005) の研究は、会計情報の情報価値が歴史的に低下したかに着目したものであり、その情報価値を財務比率による倒産予測能力にもとめた点に特色がある。1962 年から 2002 年を対象にし、時代変化を分析するため、1962 年から 1993 年までの前半期と 1994 年から 2002 年までの後半期のサブ期間に分割している。公正価値による測定を定めた会計基準 (SFAS Nos. 87, 106, 107, 115) が導入された後の期間を独立期間とするために、このように期間分割されている。サンプル企業は、倒産企業が 8,130 社、非倒産企業が 74,823 社の計 82,953 社である。1)純利益／総資産、負債／総資産、利子・税・償却費控除前利益 (EBITDA)／総負債の 3 つを説明変数とする会計ベースモデルと、2)前年の累積超過月次投資収益率、月次投資収益率を市場インデックスに回帰したときの残差リターンの標準偏差、市場の時価総額にたいする当該企業の時価総額の比の対数、これら 3 つを説明変数とする市場ベースモデルとを比較している。

Beaver らの検証によると、会計ベースモデルの予測能力は、前半期に比べて後半期に低下した一方、市場ベースモデルの予測能力にはサブ期間で変化がなかった。ただし、会計変数（財務比率）と市場変数の合計 6 変数を説明変数とする予測モデルでは、その予測能力は後半期に低下するものの、低下の程度は小さくなることを報告している。これらの実証結果は、1)倒産予測能力を尺度としたとき、会計情報の有用性は低下していること、2)倒産予測にとって、市場変数を加えると予測能力は向上することを示している。ただし、変数の選択、とりわけ財務比率の選択が恣意的であること、予測能力の高低を比較する方法に問題がある点には留保が必要であろう。

このように、市場ベースのデータには企業の倒産リスクが反映されていることを確認する実証研究が多い。企業の倒産を分析する場合に、市場ベースのリスクを表す変数を取り入れることは、現在ではある種の「常識」といってもよい。たとえば、負債比率を計算する際の分母に会計上の純資産簿価を用いるのは、現在の「常識」に反している。ほんらいは、資本も負債も時価を使って負債比率を計算すべきである。ただ、負債については、時価を推定することは難しく、簿価を利用しても大きな誤差は生じないといわれている。しかし、資本については株価総額を用いるべきであり、会計上の負債比率と企業の倒産リスクとを関連づけ

る理論的な根拠は存在しない¹⁰。

一般に、市場ベースの変数は、会計情報をその公表前に反映している可能性があり、さらに会計以外の情報も反映していることなどを考慮すると、会計情報は市場ベースの変数にたいして追加的な情報価値を有しているのかが問われなければならないであろう。そこで、次の仮説が考えられる。

【仮説 3】

倒産予測には市場ベースの変数のみで十分であり、会計情報には市場ベースの変数を上回る情報価値はない。

近時、銀行監督当局は、提出された財務諸表の事後検証だけでなく、より早期に銀行破綻の兆候を発見するため、市場データを利用して銀行の監視を行おうとしている。そうした政策的課題に対応して、会計データよりも、市場データのほうが、銀行の健全性悪化をより早く発見できるかが、実証研究でも問題にされ始めている。Distinguin et al. (2005) は、ヨーロッパの銀行を対象にしてロジット分析を行った。彼らによると、市場データのより能力は限定的であり、それが銀行の財務状況の変化を予知できるか否かは、銀行の劣後債などの債務証券が市場で流通しているか否かという条件によるとしている（なお、Evanoff and Wall, 2001 も参照）。Curry et al. (2002) と Gropp et al. (2002) は、銀行の格付け変化にたいする市場データの予知能力は限定的であると報告している。Curry et al. (2003) も、市場データは四半期の会計データと組み合わせたときに、銀行の格付け変化にたいする予知能力を追加的に改善すると指摘している。Porath (2004) は、ドイツの銀行倒産を対象にして、マクロ経済の変数は余知能力の向上に役立つと述べている。

また、市場ベースの変数と会計ベースの変数との比較問題を強く意識して、Demers, Joos and Lev (2004) は、1980–2000年に新規公開されたインターネット関連企業とバイオ関連企業の消滅（CRSP データからの抹消）を対象に、ロジット分析によって、企業消滅の規定要因を分析した。これらの企業にとって、伝統的な会計情報が企業評価にはあまり有用ではないといわれ、企業が保有する技術や産業内の地位など会計以外の企業特性のほうが企業評価にとっては重要であるといわれている。そうした通念を検討することが、彼らの研究目的である。実証の結果によると、ベンチャー・キャピタルの支援、引き受け幹事会社の評判、オーナーの株式所有比率、同業種の大企業の株式所有比率、各産業で新規公開が始まってからの経過月数、公開時のリターン、企業規模などをコントロール変数にしてもなお、売上高の

¹⁰ 負債比率、size、Book-to-Marketの問題にかんしては、大日方 (2003) を参照。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

対数、R&D 投資額、流動比率などの会計情報による変数は有意であり、いずれも係数の符号はマイナスであった。その結果にもとづいて、彼らは、新興産業においても、会計情報の変数には追加的な予測能力があることを強調している。

しかし、Demers, Joos and Lev (2004) が採用した変数は会計情報にもとづいているといっても、それらは、利益計算のための期間配分の加工や評価のプロセスを経たものというよりも、生のキャッシュフローの情報に近い性格をもつものばかりである。彼らの研究は、通念とは異なる会計情報の有用性を確認する点で優れているものの、利益の計算に規定された会計数値にも追加的な予測能力があるのかを検証したものではない。その点で、仮説3の検証にとっては不十分である。その問題は、今後いつその研究が期待される論点である。

上記の問題は、第3の会計操作にかかわる変数の問題とも関連している。最近、現金収支をとみなわない損益である accruals が注目され、accruals がもつ情報内容を株価や投資収益率は完全に反映していないのではないかという accruals anomaly が多くの研究者の関心を引きつけている（大日方, 2004）。この accruals は、2つの検討課題を提供する。

1つは、財務的に困窮した企業ほど利益捻出のために増益方向への accruals が大きくなる、あるいは accruals の絶対額が大きくなると報告されている問題である（DeFond and Jiambalvo, 1994, Lys and Watts, 1994, Dechow 1995, Beneish, 1997 & 1999, Young, 1998, Krishnan and Francis, 1999, Lee et al., 1999, Peltier-Rivest, 1999, Black and Thomas, 2000, Beneish, Press and Vargus, 2002, Dichev and Skinner, 2002, Jaggi and Lee, 2002, Charitou and Lambertides, 2003, Rosner, 2003, Charitou, Lambertides and Trigeorgis, 2004, Kraft, Leone and Wasley, 2004）。かりにそうした事実が反復されるとしたら、accruals が倒産の早期のシグナルになると予想される。また、会計方針の変更の有無やその影響額の大きさについても、倒産の前兆であるか否かを検証してみる価値があろう（Dharan and Mascarenhas, 1992, DeAngelo, DeAngelo and Skinner, 1994, Jenkins and Pincus, 1998, Smith, Kestel and Robinson, 2001, Campbell et al., 2004, Ng, 2005）。前述の文献[8]も、この問題系統に属する研究である。

もう1つの問題は、前述の accruals anomaly に関連して、監査人は accruals に含意されている情報内容を監査意見に適切に反映させていないのではないかという疑念である（Francis and Krishnan, 1999, Bartov, Gul and Tui, 2001, Bradshaw, Richardson and Sloan, 2001, Nelson, Elliott and Tarpley, 2002 & 2003）。監査人の手続きや判断に問題があるのか、それとも accruals には情報価値がないのか、検証が待たれる課題である。そこで、次の仮説が考えられよう。

【仮説4】

倒産予測にあたり、accruals の情報や会計方針の変更の情報は有用である。

【仮説 5】

監査人は、企業の継続性の判断にあたり、accruals の情報を利用している。

このうち前者の問題に関連して、Janes (2003) は、1999 – 2000 年の 36,652 社一年を対象に倒産分析を行った。7,007 社のうち、みなし倒産企業 (CRSP データから除外されたもの) は 367 社 (5.2%) であった。運転資本 / 総資産、留保利益 / 総資産、株価総額 / 負債、売上高 / 総資産、EBIT / 総資産の 5 つをコントロール変数とし、総 accruals の十分位の最大グループと最小グループをダミー変数としたものを説明変数とした。ロジスティック回帰の結果、accruals のダミーに係る係数は両者ともプラスで、統計的に有意であった。そのことから、この研究では、極端な accruals は倒産 (あるいは財務的困窮) の早期シグナルになると結論づけられている。

しかし、それらは財務状況が悪化したために当然に生じた accruals なのか、それとも、悪化したことを隠蔽するために earnings management された結果の accruals であるのかは、Janes の研究からはわからない。たとえば、実態が悪化して収益性が低下すると減損処理が適用されたり、資金捻出のために資産売却されたりした場合には、極端な (絶対額の大きな) accruals が生じる。Janes が検出したのは、その現象だったのかもしれない、かりにそうであれば、accruals の変数を使うのは遠回りであり、減損処理や資産売却の有無を説明変数にすればよい。また、Butler, Leone and Willenborg (2004) は、負の abnormal accruals は実態の悪化にともなうものであり、それと GC 監査の意見とは直接の関係はないとしている。ただし、彼らが問題にしているのは、同時点の accruals、financial distress、audit opinion の関係であり、accruals が distress の先行指標になるか否かを検証したものではない。しかも、彼らの分析では、abnormal (discretionary) accruals が被説明変数に選択される一方で、監査意見が説明変数の 1 つに組み込まれており、因果の関係が転倒してしまっている。それは、理論モデルがないことの証拠である。

そうした問題を検討するうえで、次の仮説が問題になるであろう。

【仮説 6】

倒産予測にあたり、accruals のなかでも、earnings management のために操作された abnormal (discretionary) accruals はとくに有用である。

この仮説は単純であるにもかかわらず、検証は予想外に難しい。たしかに、従来の倒産分

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

析でも、インプリシットに accruals は説明変数とされてきた。たとえば、運転資本や在庫の回転率などである。ところが、上記の仮説 6 で問われているのは、accruals 全体ではなく、実態上の企業活動と必然的な関連がない abnormal accruals ないし discretionary accruals である。これをどのようにして分離把握できるのかは、現在でも争いがある難問である。Normal (non-discretionary) accruals にかんする理論モデルがないために、abnormal (discretionary) accruals を定式化できないのが現状であり、いわゆる Jones モデルや Modified Jones モデルを改良することを目的に、試行錯誤が繰り返されている (Fields, Lys and Vincent, 2001, Kothari, Leone and Wasley, 2004)。ほんらい Discretionary accruals を推定して、それを説明変数とする分析は、仮説を重ねるメタ分析であり、結果の解釈が難しくなる。そのような分析を行う際には、説明変数の作成に十分に注意するとともに、検定手法の選択にも注意する必要がある。分析者が複雑な加工をしたことにもなって、検定手法が前提とする状況が満たされなくなってしまう可能性が高いからである。とりわけ、パラメトリックな分析の信頼性が低下するために、ノン・パラメトリックな分析による補完作業などが必要になるであろう。

第 4 の変数は、時間にかかわる変数である。すでに述べたように、判別分析やロジット分析と比べて、ハザードモデルではモデル自体に時間の要素を明示的に取り込んでいる。しかし、時間の要素はそれ以外の方法でも、分析に反映させることができる。たとえば、前年度と比べた変化を説明変数にすればよい。ある変数の増減や、ある比率の上昇や低下を説明変数とするわけである。もちろん、その変化の絶対的な大きさばかりでなく、適当なグルーピング変数や順序変数に変換してもよい。単位時間あたりの変化を問題とすることで、時間の要素は分析に反映される。あるいは、過去数年間の利益の合計やキャッシュフローの合計などを変数にすることによっても、時間の要素を反映させることができるかもしれない。

従来の倒産分析では、先行研究にたいして、説明変数を追加したり、あるいは、分析モデルを変更したりすることで、追加的な貢献が示されてきたが、意外にも、変数の次元 (dimension) の変更は行われてこなかった。それだからこそ、そうした試行を行う価値は高い。実際に、安道・山下 (2004) では、倒産企業と非倒産企業とでは、使用総資本事業利益率、売上高利益率、当期純利益、キャッシュフロー対負債比率の時系列推移が異なることに着目して、それらの財務比率をスプライン平滑して平滑化財務指標を作成し、従来モデルよりも情報量基準で上回る推定が得られるとしている。

さらに、前節で紹介したように先行研究では、倒産までの期間の長短によって、有意な変数が異なる可能性が示されている。統計上の系列相関の問題がとくになれば、異なる時点の異なる変数を同時に説明変数とする方法も考えられる。あるいは、倒産に至る過程で、有意な変数が移り変わっていくならば、その変化に着目して、ディシジョン・ツリーの考え方

を応用して分析するのも1つの方法であろう。格付けの変化（推移）に着目するのも、これと同じ考え方である。その検証は倒産に至る経路（path）と同時分析になるが、倒産原因はいまだに解明されていないため、それは有望な分析であろう。それを仮説の形で示すと次のようになる。

【仮説7】

何年先の倒産を予測するかによって、有用な変数は異なっている。

【仮説8】

単一年度の情報だけよりも、複数年度の情報を利用したほうが、倒産予測の精度は向上する。

さらに、時間にかんする情報は、特定のモデルによる確率予測値の変化に注目することで得られる。特定の倒産予測モデルによる推定倒産確率を年度ごとに推定し、その推定値の時系列変化をあらためて説明変数とみなして、それを集約するモデルを考えることもできる（安道・山下, 2004 を参照）。たとえば、 t 時点におけるロジット・モデルによる推定確率を p_t とする。その時系列推移情報である $\{p_{t-2}, p_{t-1}, p_t\}$ などを利用して、あらためて p_{t+1}^* を推定するわけである。ただ、その場合、メタ分析になり、結合仮説の検証となるため、統計学的にも、経済理論的にも、仮説の構築はかなり難しくなることは言うまでもない。

最後の問題は、非財務情報かつ非市場情報の変数である。たとえば、事業計画の実現可能性、とくに研究開発や大規模投資の成功可能性、銀行による支援などの資金繰り計画の実現可能性、債務保証先の健全性、さらにはワンマン・カリスマ経営者の去就などである。これらは、定性的な判断による場合が多く、定量化されていなかったり、データ・ベース化されていなかったりするため、これまでの研究では軽視されている。しかし、GC 監査に専攻して実施された監査人の追記情報では、企業のリスクに重大な影響をあたえる要因として、それらの非財務かつ非市場の要因が指摘されてきた。実際、非上場企業にプロビット分析を適用した福田他 (2004) では、メインバンク企業の健全性や取引先企業の破綻情報などが倒産確率に有意な影響をあたえると報告している。これらをどのようにして分析に取り込んだらよいのかは、いまだ決めてはなく、理論的な仮説構築を含めて、いっそうの検討が必要であろう。

この節では、先行研究の成果を踏まえて、将来の検討課題を仮説の形式で提示した。それを実証分析に移すには、モデルを特定したうえで変数間の関係に記述し直した作業仮説が必

要であり、その変換のロスを極力小さくしなければならないとともに、仮説における概念に対応する変数には、できるだけノイズの少ないものを選択しなければならない。したがって、ここで示した仮説からただちに具体的な実証分析が可能になるわけではない。それにもかかわらず、あえて仮説を示したのは、冒頭でも述べたように、1)どのような研究にせよ、先行研究の成果との関連において研究目的が明確にされるべきであり、2)理論的な仮説にもとづいて実証分析がなされるべきことを強調するためである。ここで確認したように、企業倒産の問題は、ディスクロージャー制度の根幹にかかわる問題とも関連しており、たんに予測精度の高いモデルを開発するだけでなく、そうした重要な検討課題を検討する作業が期待されている。

4.3 説明変数の次元 (order)

多くの先行研究では、ad hoc に複数の説明変数を選択し、それらの1次の線形結合としてモデルが定式化されている。いま、 Y を被説明変数、 x_i ($i=1, 2, \dots, j$)を説明変数とすると、その定式化は、次の(15)式のように表される。

$$Y = F(\alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j x_j) \quad (15)$$

このような定式化を行ったうえで、前進選択、後退選択、逐次増減 (ステップ・ワイズ) などにより、特定モデルにおいて説明力のある (有意な) 変数が絞り込まれることが多い。それはまさに、data mining であり、あらかじめ説明変数と被説明変数との関係について仮説が設定されているわけではない。企業倒産を規定する因子を推定し、理論を構築するには、そのような試行錯誤の作業は不可欠であるものの、実証研究の観点からは、いくつかの問題点もある。最大の問題点は、検証すべき仮説や対立仮説が存在していないために、ある変数に説明力が観察されても、その変数しか説明力がないことを積極的に証明できない点である。他の変数にも説明力があるのではないかという疑念を払拭できないのである。たしかに、Altman の Z -score や Ohlson の O -score など、説明変数とその係数 (パラメータ) を一義的に定めた「倒産予知モデル」も、すでにいくつか知られている。しかし、それらは、あくまでも統計的関連性にかんする仮説に過ぎない。

一般に、変数の説明力の有無は、採用されたモデルばかりでなく、説明変数間の関係にも規定される。倒産分析では、前述した1次の線形結合が採用されることが多いが、それを支える理論的根拠はきわめて薄弱である。元となる理論モデルにおいて、複数の因子 (要因) が線形結合関係にあると想定されているなら、それらを変数に置き換えた分析モデル (作業モデル) でも線形結合関係を前提にしてよい。しかし、そのような理論モデルがないなら、線形結合による定式化は絶対条件ではない。むしろ、それによって、ほんらいなら検出され

るべき変数の説明力が見落とされてしまう危険性さえある。

ここで、倒産分析の data mining をする際、説明変数の次元 (order) が問題になること、1 次の変数だけを対象としたのでは必ずしも十分ではないことを確かめてみよう。なお、説明の便宜上、以下では OLS 回帰を前提にするが、判別分析であっても、ロジット・モデルでもハザードモデルでも、議論の本質は変わらない。

いま、表 4 の 10 個のサンプルについて、 y を x で説明するとしてみよう。1 次の線形回帰式は、

$$y_i = \alpha + \beta x_i + u_i \tag{16}$$

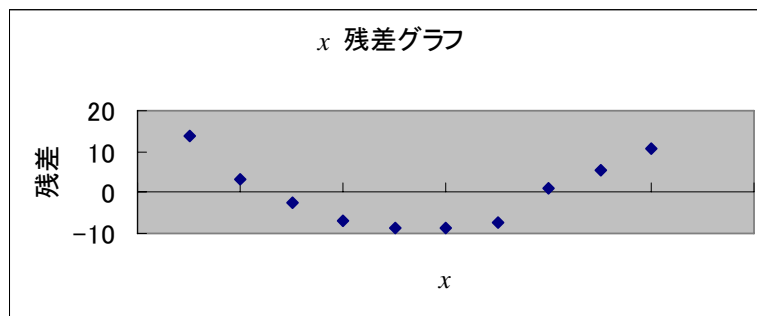
である。ここで i はサンプルの番号、 u は誤差項である。推定結果は、 $\beta=0.7151$ 、符号検定の結果は、robust $t=0.63$ 、 $p=0.547$ であり、統計的に有意ではない。なお、Adj. $R^2=-0.0522$ 、 $F=0.55$ ($p=0.478$) であり、この場合、回帰式そのものに意味がない。

表 4 2 次の変数が必要な例

No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
y	20	10	5	1	0	1	3	12	17	23
x	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

しかし、変数 x の説明力は、上記の分析によって完全に棄却されたとはいえない。表 4 のデータは、 x の単調増加にたいして、 y は下に凸の非線形になっており、1 次式の直線の当てはめが適切であるか否かを疑ってみなければならないからである。そこで、回帰分析の常套手段である残差分析をしてみよう。残差を縦軸に、 x を横軸に残差をプロットした結果が図 6 である。

図 6 (14)式の残差



このような凸の関係が観察されたなら、次の回帰式による分析も実行してみなければならない。

$$y_i = \alpha' + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + u_i' \quad (17)$$

この(14)式による分析結果は、 $\beta_1 = -10.9099$ (robust $t = -13.93, p < 0.000$)、 $\beta_2 = 1.0568$ (robust $t = 14.56, p < 0.000$) であった。なお、Adj. $R^2 = 0.9611$ 、 $F = 112.26$ ($p < 0.000$) であった。ここでの例示は、変数の次数を1次に限定すると、2次の変数に説明力があるにもかかわらずそれが検出できないまま見過ごされるケースがあることを示している。1次の線形結合を支持する理論的基盤が十分ではないならば、data mining にあたり非線形の可能性も考慮してみなければならない。

こんどは、2変数の場合を考えてみよう。2変数の場合、それ自身の2次の変数と2つの変数の積で作成される変数(交差項)が問題になる。とくに2変数(複数の変数)の場合、変数間の交互作用が問題になるからである。ここでは、自身の2次の変数の問題は無視して、交差項についてのみ考えよう。いま、被説明変数を y 、説明変数を x_1, x_2 とする。交互作用の存在が想定される(疑われる)場合、次のように、Hierarchically Well – Formulated なモデルを設定する必要がある。なお、サンプルを表す添え字は省略する。

$$\text{回帰式 1} \quad y = \alpha + \beta_1 x_1 + u \quad (18)$$

$$\text{回帰式 2} \quad y = \alpha' + \beta_2 x_2 + u' \quad (19)$$

$$\text{回帰式 3} \quad y = \alpha'' + \beta_1' x_1 + \beta_2' x_2 + \beta_3 x_1 x_2 + u'' \quad (20)$$

回帰式3は、いわゆる Full Model と呼ばれる。しかし、多くの実証研究では、説明変数を full entry して、交差項 $x_1 x_2$ を含まない下記の(21)式をもって Full Model と呼ぶことが多い。

$$y = \gamma_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \varepsilon \quad (21)$$

ここで議論するのは、交差項を除いてもよいのかという問題である。一般に、説明変数は、研究目的(主題)と、理論的に裏付けられた仮説に依存して選択される。問題は、そのような仮説がないデータ・マイニングにおいて、交差項をどのように扱ったらよいのかである。データ・マイニングの調査では、説明変数の選択と同様に、交差項を無視することも恣意的になされることが多い。しかし、交差項についての検証結果は、仮説(再)設定にかんして相当地に重要な示唆をあたえる可能性もある。この問題も、表5の数値例で考えてみよう。

表 5 2 変数に交互作用がある例

No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
y	30	110	130	250	130	380	200	540	190	140
x_1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x_2	5	6	4	7	3	8	2	9	1	0

この数値例について、上記の(20)式によらずに、(21)式で分析をしたとしよう。回帰推定の結果は、 $\gamma_1=40.7304$ (robust $t=10.53$, $p<0.000$)、 $\gamma_2=46.4696$ (robust $t=13.32$, $p<0.000$)、Adj. $R^2=0.9485$ 、 $F=83.89$ ($p<0.000$) であった。また、赤池の情報量規準 AIC は、10.124 であった。

一方、(20)式による推定結果では、 $\beta'_1=19.5995$ (robust $t=2.95$, $p=0.026$)、 $\beta'_2=9.5692$ (robust $t=0.87$, $p=0.418$)、 $\beta_3=4.8359$ (robust $t=3.69$, $p=0.010$) であった。なお、Adj. $R^2=0.9843$ 、 $F=189.27$ ($p<0.000$)、AIC=8.981 であった。この結果は、変数 x_2 は単独では説明力がないが、変数 x_1 と一緒になると説明力が産まれることを示唆している。ただし、変数 x_2 と変数 x_1x_2 との相関関係が高く (0.8033)、 x_2 の VIF が大きい (20.16)。すなわち、多重共線性の問題が生じている。そこで変数 x_2 を除いて、次のような回帰式による分析を追加する。

$$y = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_1 x_2 + \eta \quad (22)$$

この(22)式による推定結果では、 $\delta_1=14.2201$ (robust $t=9.90$, $p=0.000$)、 $\delta_2=6.0164$ (robust $t=36.30$, $p=0.000$) であった。また、Adj. $R^2=0.9841$ 、 $F=280.36$ ($p<0.000$)、AIC=8.946 であった。以上の結果より、誤った定式化による(21)式で推定するよりも、(22)式による推定結果のほうが優れていることは、あきらかであろう。

この数値例で重要な点は、変数 x_2 は単独では説明力がないが、変数 x_1 と一緒になると説明力が産まれることを検出できるか否かである。いうまでもなく、1 次の線形結合であると思いつている分析からは、その点はあきらかにならない。むしろ、誤った推論に導くだけである。かりに、変数 x_2 の説明力は変数 x_1 と一緒になってはじめて生じるのであれば、(22)式のように、興味深い関係が想定される。変数 x_1 の係数そのものが、変数 x_2 の 1 次式によって表されること、つまり、

$$y = a + (b + cx_2)x_1 \quad (23)$$

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

という入れ子の関係を推定できることになる。 δ_1 は b を、 δ_2 は c を回帰推定したことを意味する。上記の分析において δ_2 は正であったから、変数 x_2 には、変数 x_1 が y に与える影響を強める「相乗効果」が存在していることになる。変数 x_1 と変数 x_2 の相関係数は -0.3939 であり、説明変数間の相関関係を観察していただければ、このような特徴のある関係は簡単には見つからないであろう。「Data miningをするなら、可能性のある分析はすべて試さなければならぬ。」ことを示す、格好の数値例である。

上記の(20)式のようなモデルは、一見、複雑で特殊な処理のように思われるが、実証研究では、ごく普通に利用されている。たとえば、サンプル全体を、ある特性にもとづいて2つのサブ・グループに分割したとしよう。それぞれのグループの特性を0と1の変数 D で表すとする。被説明変数を y 、説明変数を x 、誤差項を u とするとき、しばしば、次式が分析に利用される。

$$y = \alpha + \beta_1 x + \beta_2 D x + u \quad (24)$$

この(24)式は、 $D=0$ を割り当てたグループの傾き(係数)を β_1 、 $D=1$ を割り当てたグループの傾きを $\beta_1 + \beta_2$ として推定するものであり、両者の格差である β_2 を明示的に検出する目的で利用される。この Dx は、(23)式の $x_1 x_2$ に該当している。正確に表現すれば、変数 Dx は、グループ分割の基準とされた特性と変数 x との交差項であり、 β_2 は y にたいする交差効果を表している。

もちろん、その特性のいかんにかかわらず、 y と x の一般的な関係について仮説が設定されているなら、その仮説検定に際してこのような分析をする必要は必ずしもない。仮説に理論的な裏付けがある場合には、論理的な推論が分析の補強をしてくれると期待できるからである。ほんらいであれば、仮説を(23)式のように表現できることを理論から導いて、その仮説を検証する作業モデル(回帰モデル)として(22)式を定式化できていれば、ここで説明したような回り道をしなくても済む。

しかし、なんども指摘しているとおり、倒産分析はそのような恵まれた環境にはなく、data miningをせざるを得ない状況にある。それだからこそ、1次の線形結合に限定して分析をすることはできない。Laitinen and Laitinen (2000)はテーラー展開による近似を根拠に、2次の項と交差項の必要性を説明し、ロジット分析を題材に例示的な検証をしている。結果からみると、本稿の議論とLaitinen and Laitinen (2000)の議論は異ならないが、彼らが近似を主張している元のモデルや関数が何であるかはあきらかではない。彼らの試みも、data miningの域を出ていないのである。モデルが1次式で理論的に記述できている場合には、2次の変数の導入はいたずらにノイズを増やすだけであり、彼らが推奨する方法は普遍的なものではな

い。

いずれにしても、説明変数の1次の線形結合として被説明変数を記述できるか否かを判断するには、理論が必要である。理論的な裏付けのない、たんなる思い込みによる分析は、実証研究とは対極にある研究姿勢であり、厳に慎まなければならない。Data mining において候補となった変数のうち、ある変数が最も説明力が高いという実証結果が得られたとしても、そのことは、他に優れた変数が存在しないことの証明にはならない。それは、「その変数には説明力がない。」という帰無仮説が当面は棄却されないことを意味しているに過ぎない。反証は1つで十分であるが、立証は無限回の試行を要するという実証の基本を忘れてはならないであろう。

5. 倒産予測モデルの監査実務への適用可能性

5.1 予測能力の比較

いま、倒産確率を High と Low の2種類のシグナルで予測 (output) するモデルがあるとする。あるサンプルについて、この予測モデルを使って予測したところ、表6の結果が得られた。実際の倒産企業数は B 社、非倒産企業数は NB 社である。予測モデルは、H 社にたいして High、L 社にたいして Low の判定をした。High の判定を受けたうち、実際に倒産したのは HB 社、倒産しなかったのは HNB 社あり、Low の判定を受けたうち、実際に倒産したのは LB 社、倒産しなかったのは LNB 社であった。

表6 予測モデルの成績

	倒産企業数	非倒産企業数	計
High	HB	HNB	H
Low	LB	LNB	L
計	B	NB	

このとき、High の判定が当たる率は HB/H 、はずれる率は HNB/H である。この当たる率の最大化、すなわち、はずれる率の最小化を目的として、このモデルを評価することもできる (ロジット回帰に登場するオッズ比を想起されたい)。また、 LNB/L も、当たった率であり、 LB/L をはずれた率ということもできる。従来、企業の存続性に言及せずに、継続企業の前提にたつ会計基準の適用を無条件で認めてきた状況 (すべての企業について Low と判定してきたかのような外観) にたいして、企業倒産についての「期待ギャップ」が問題とされたのは、この「はずれ率 LB/L 」が問題にされたからであろう。それが常識的な期待

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

の範囲であれば許容されるであろうが、期待外の出来事から生じる投資家の「驚き(コスト)」が大きければ、企業の存続可能性についての情報ニーズが高まったとしても、なんら不思議ではない。

そのような意味では、 H や L を分母にして、当たる率やはずれる率を考えるのは、それなりに常識的な感覚である。先行シグナルの予測能力を問題とするなら、この意味での的中率(はずれ率)は、重要である。先行シグナルを見た投資家が適応的行動をとるなら、そのシグナルと実際とのずれが、投資家にコスト(利得)を生じさせるからである。この論点は、条件付期待、期待改訂、ベイジアン意思決定などを想起すれば、わかりやすいであろう。たとえば、予測モデルが **High** のシグナルを算出したとする。その場合、GC 監査意見を表明することによる期待コスト(予測がはずれた場合の損失)は、 $C_1 \times (HNB/H)$ である。他方、GC 監査意見を表明しないことによる期待コストは、 $C_2 \times (NB/H)$ である。ここで、 C_1 と C_2 はコストを表わす適当な定数である。かりに監査人がコスト最小化を目的とするなら、2つの期待コストのうち小さいほうを選択すれば——意見表明するかしないかを決めれば——よい。また、予測モデルが **Low** のシグナルを算出したときも、問題となるのは、 LB/L と LNB/L である。

しかし、それだけが、当たりとはずれを測る唯一の尺度ではない。実際の倒産企業にたいして、できるだけ **High** の判定がなされること、すなわち、 HB/B が高いほど優れた予測(判定)であるという考え方もあろう(通常の間帰の手続きを想起されたい)。実際、Beaver et al. (2005)では、この観点から予測能力を比較している。逆に、実際の非倒産企業にたいして、できるだけ **Low** の判定がなされないこと、すなわち、 LNB/NB が低いほど優れた予測であるという考え方もありえる。

確かに、実際の中身を見ずに、外見だけで中身を区別しようとする場合には、この意味での的中率が重要になる。外見による誤った分類がコストを生じさせるからである。しかし、この意味での誤判別率を倒産予測に応用するとき、誤判別率の最小化が監査人(や投資家)にとってどのような意味をもつのかは、あまり明確ではない。判別分析を倒産予測モデルとみなす前述の誤解が蔓延しているためか、きわめて残念なことに、この誤判別率を無批判に採用する研究が多いが、その問題点の詳細は繰り返さない。

ここで問題は、 HB/B を最大化すると同時に、 LNB/NB を最小化する予測モデルの構築が可能か否かである。残念ながら、両者のあいだにはトレード・オフが生じることが知られている。したがって、予測モデルの構築と予測能力の評価とは、切り離して検討しなければならず、とりわけ後者は、研究者の裁量に委ねられている。この点は、後に再検討したい。ここでは、不本意ながらも慣例にしたがって、さしあたり HB/B の最大化に議論を絞ろう。

倒産確率について、High、Middle、Low の 3 種類の判定をするモデル A、B、C があるとす。倒産企業 100 社にたいして、各モデルの判定結果は表 7 のとおりであった（カッコ内の数値は累積数）。

モデル B は、モデル A に比べて予測能力で劣っているように見える。High の判定を受けた企業のみが倒産すると予測しても、High または Middle の判定を受けた企業が倒産すると予測しても、実際の倒産企業を分母にした正答率は、モデル A のほうが高いからである（70 > 60 あるいは 90 > 85）。しかし、モデル A とモデル C との比較は容易ではない。High の判定を受けた企業のみが倒産すると予測する場合には、モデル A のほうが優れているが（70 > 65）、High または Middle の判定を受けた企業が倒産すると予測する場合には、モデル C のほうが優れているから（90 < 95）である。累積数（累積確率）を見て、スコア全体を評価する必要があることはいうまでもないが、予測能力の優劣が一義的に決まらない場合があることに注意したい。

表 7 モデル間の予測能力の比較

	モデル A	モデル B	モデル C
High	70 (70)	60 (60)	65 (65)
Middle	20 (90)	25 (85)	30 (95)
Low	10 (100)	15 (100)	5 (100)
計	100	100	100

一般に、モデルの判定結果（スコア）の数が、生起する状態の数よりも多い場合、スコアと予想する状態とのあいだの対応関係を決めなければならない。倒産分析の場合、状態は倒産と非倒産の 2 つであるので、スコアが一定の閾値以上であれば倒産と予測するための値（カットオフ・ライン）を決めることになる。ここで注意すべきは、そのカットオフ・ラインを決めること自体が、モデルを評価する作業になっているという点である。また、このカットオフ・ラインをめぐる、誤解にもとづいた議論が繰り返されている。判別分析の Z スコアを絶対視し、倒産と非倒産の 2 元的分類予測に適用する議論である。不確実な将来事象を予測しているのであるから、『Z スコアが大きいほど倒産する確率が高い』ことを統計的（確率的）にいえる」にすぎない。個別企業の診断をするのは不可能であり、たかだか複数サンプル間の確率の相違について一定の有意水準で序列付けることしかできない¹¹。

¹¹ そもそも、過去の企業サンプルについて、回帰は判別分析によって推定されたウェイト（パラメーター）をそのまま現在の企業サンプルに適用して Z スコアなどを計算し、現在の企業が将来倒産する

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

さらに、高度な統計的問題は、モデル A とモデル B との差が有意であるか否かを、どのようにして検定したらよいのかである。モデルの予測能力は、サンプルの分布に依存するから、両者の差が偶然生じたものであるのか、有意な差であるのかは、統計的に評価してみなければわからない。一般に、その検定手法は、比較対象となるモデルによって異なるであろう。ただし、異なる確率分布を仮定したモデルを相互に比較するのは、極めて難しい作業であり、画一的な手続きが存在しているわけではない。たとえば、倒産分析でしばしば利用されている判別分析、ロジット（プロビット）回帰、Cox 比例ハザードモデルの三者をどのように比較したらよいのか、いまだ定説はないようである。かりにカットオフ・ラインを与件とできるのであれば、ノン・パラメトリカルな手法を適用する余地もあるが、それを与件とできる状況はかぎられるであろう。このように、倒産予測モデルの比較問題は、難解な問題を抱えている。

5.2 予測モデルの選択： 測定精度と情報価値

倒産予測の変数選択、あるいはモデル選択に関連して、しばしば正誤判別率（誤判別率）の比較が行われる。正誤判別率は、予測の精度にかんする 1 つの指標であるが、その基準だけでは、変数の選択やモデルの選択をすることはできない。それらの選択をするには、目的関数と制約条件が必要であり、これら 2 つの前提を忘れると、誤った意思決定をしかねない。その問題を確認するため、ここでは、議論を一般化したうえで、測定精度と情報価値の関係を検討する。

いま、ある精肉店が肉の計量器の購入候補として、計量器 A と B の 2 つを考えているとする。購入価格はどちらも同じである。最初に、どちらの測定精度が高いのかを調べるため、A、B それぞれの測定器について、肉 1kg の計量を 100 回ずつ試行した。その結果は、表 8 である。この試行結果によると、計量器 A は 80% の確率で正しく測定し、計量器 B は 70% の確率で正しく測定している。測定誤差の平均は、計量器 A は $\pm 0\text{g}$ 、B は -3.5g である。測定誤差の標準偏差は、計量器 A は 4.47g 、B は 8.38g である。そのかぎりでは、計量器 A のほうが測定精度は高い。

表 8 計量器の測定精度

測定誤差	- 20g	- 10g	$\pm 0\text{g}$	+5g	+10g
計量器 A		10 回	80 回		10 回
計量器 B	20 回		70 回	10 回	

か否かの予測に利用する議論は、in-sample推定とout-of-sample推定との違いを無視しており、構造的な問題をかかえこんでいる。しかし、この問題は高度に複雑であり、この論文では立ち入らない。

大日方 隆

それでは、この精肉店は、計量器 B ではなく、A のほうを購入すべきであろうか。かりに、この精肉店の目的関数が精度の高い測定をすることであれば、A を購入すればよい。しかし、精肉店の目的が利潤最大化である場合、A の購入が必ずしも利潤最大化に貢献するとはかぎらない。利潤最大化を目的とするならば、いずれの測定器のほうか利潤を大きくするのかを検討してみなければならない。そのためには、測定結果についての利得・損失関数が必要とされるわけである。

最初に、下方の測定誤差について考えよう。たとえば、計量器 A を使って肉 1kg を販売する際に、計量器 A が 990g を示していたとしよう。店頭では、お客から 990g 分の代金しか受け取れないので、肉 10g 分については、お客に渡したものの、代金はもらえない。したがって、その肉の仕入原価分だけ、この精肉店は損をする。ここで、肉の仕入原価が 1g あたり 100 円とすると、損失の総額は 1,000 円 ($=10\text{g} \times 100 \text{円/g}$) である。このような事態が確率 10% で起こるから、計量器 A の下方誤差にかんする期待損失は、100 円 ($=1,000 \text{円} \times 10\%$) である。同様に、計量器 B についての期待損失は 400 円 ($=20\text{g} \times 100 \text{円/g} \times 20\%$) となる。

つぎに、上方の測定誤差について考えよう。こんどは、お客に肉 1kg しか渡していないにもかかわらず、それ以上の代金を請求してしまう状況である。ここで、その状況に気がついたお客は、過払いの代金の返還と、損害賠償請求をしよう。その請求額は、1g あたり 1,000 円とする。計量器 A を使うと、お客への損害賠償による損失 1 万円 ($=10\text{g} \times 1,000 \text{円/g}$) が生じる事態は確率 10% で起こるから、期待損失は 1,000 円 ($=1 \text{万円} \times 10\%$) である。同様に、計量器 B についての期待損失は、500 円 ($=5\text{g} \times 1,000 \text{円/g} \times 10\%$) となる。

以上の結果をまとめたのが、表 9 である。下方誤差の期待損失を最小化するなら、測定器 A が優れている。他方、上方誤差の期待損失あるいは期待損失の合計額を最小化するなら、測定器 B が優れている。もちろん、前提とする利得・損失関数いかんで、その優劣の判断結果は異なってくる。ここで重要なのは、測定精度だけでは、計量器の優劣は経済合理的には決まらないという点である。測定器、より一般的な言い方をすれば、測定システムの優劣は、それが産み出す情報価値にてらして判断されなければならない、その情報価値を決めるのは、情報利用者の利得・損失関数である。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

表 9 計量器の期待損失

	下方誤差	上方誤差	合 計
計量器 A	△100 円	△1,000 円	△1,100 円
計量器 B	△400 円	△500 円	△900 円
優劣比較	A > B	A < B	A < B

ここでの議論を倒産予測モデルの選択にあてはめてみると、いずれの予測モデルが優れているのかは、予測の精度だけを問題にしても判断できないことがわかるであろう。その予測情報を評価するための利得・損失関数を特定する作業が必要になるわけである。予測にともなう第 1 種の過誤と第 2 種の過誤を期待損失の次元に引き直して比較できないかぎり、予測モデルの優劣について確定的なことはいえない¹²。予測モデルの比較問題は、この点で重大な限界を抱え込んでいる。

しかも、もともと不確実な将来の予測を問題としているから、ピンポイントの倒産確率には意味がなく、ピンポイントの閾値による正誤判別率には意味がない。実践的な応用を考えるうえで問題とすべきは、統計的に信頼できる範囲 (confidence interval) であろう (BarNiv et al., 1999, Barniv, Mehrez and Kline, 2000)。期待利得 (損失) も、一定の信頼度のもとでその範囲 (上限と下限) を推定してみなければならない。さらに、2 節で確認したように、ロジット分析でも比例ハザード分析でも、説明変数のばらつきから推定できるのは、倒産確率の相対比のばらつきであり、倒産確率のばらつきではない。倒産確率の相対比の区間推定値から、倒産確率の区間推定をすることは、統計学的に相当に難しい作業であり、ロジットや比例ハザードの分析結果をどのようにして倒産確率の推定に結びつけたらよいのかは、いまだ検討課題として残されている。

最後に、利得 (損失) 関数の推定問題に触れておく。前述の例で、測定器の納入業者の立場に立ってみる。この納入業者は、測定器 A と B の性能 (測定精度) は知っている。肉 1kg あたり、測定器 A は確率 10% で 10g の下方誤差、確率 10% で 10g の上方誤差を引き起こし、測定器 B は確率 20% で 20g の下方誤差、確率 5% で 10g の上方誤差を引き起こすのであった。ここで、それぞれの誤差を次のように表記する。

$$\begin{aligned} \text{測定器 A : 下方誤差} &= DEV_{AD} = 10\text{g} \times 10\% = 1\text{g} & \text{上方誤差} &= DEV_{AU} = 10\text{g} \times 10\% = 1\text{g} \\ \text{測定器 B : 下方誤差} &= DEV_{BD} = 20\text{g} \times 20\% = 4\text{g} & \text{上方誤差} &= DEV_{BU} = 5\text{g} \times 10\% = 0.5\text{g} \end{aligned}$$

¹² GC監査をめぐって監査人の責任が問われる場合、予測の精度だけではなく、利得 (損失) 関数の見積りについての説明責任が監査人の側にあることに注意したい。

大日方 隆

測定器の納入業者は、精肉店の利得（損失）関数を知らない。そこで、下方誤差 1g あたりの損失を C_D とし、上方誤差 1g あたりの損失を C_U とする。このように記号を定義すると、精肉店にとっての期待損失は次のように表現できる。

$$\text{測定器 A の期待損失} = DEV_{AD} \times C_D + DEV_{AU} \times C_U$$

$$\text{測定器 B の期待損失} = DEV_{BD} \times C_D + DEV_{BU} \times C_U$$

いま、精肉店は、総期待損失の最小化を目的としていると仮定する。精肉店が測定器 B の購入を希望しているとしよう。このとき、納入業者は、

$$DEV_{BD} \times C_D + DEV_{BU} \times C_U \leq DEV_{AD} \times C_D + DEV_{AU} \times C_U \quad (25)$$

と予想するであろう。この(25)式より、測定器の納入業者は、精肉店の利得（損失）関数について、

$$\frac{C_U}{C_D} \geq \frac{DEV_{BD} - DEV_{AD}}{DEV_{AU} - DEV_{BU}} \quad (26)$$

と予測することになる。具体的な数値で確かめてみると、

$$\frac{C_U}{C_D} = \frac{1,000}{100} = 10 \geq \frac{DEV_{BD} - DEV_{AD}}{DEV_{AU} - DEV_{BU}} = \frac{4-1}{1-0.5} = 6 \quad (27)$$

となっている。

この例では、測定器 A の下方誤差による損失は B より小さいにもかかわらず、上方誤差による損失がそのメリットを打ち消すほど大きいために、精肉店は測定器 B を選択しているわけである。ここで重要なのは、期待利得を計算（あるいは予測）する際に問題となるのは、 C_D と C_U の金額（絶対額）ではなくて、その相対比 C_D/C_U であるという点である。これは、意思決定者本人である精肉店にとっても、それを外側から予測する納入業者にとっても同じである。

そのことを確認するため、こんどは、損失の単価を操作してみよう。相対比が問題であるから、上方誤差による損失の単価だけを変えてみる。(27)式の両辺が等しくなるように、上方誤差にともなう損害賠償額を 1g あたり 600 円としよう。測定器 A の上方誤差による期待損失は 600 円、測定器 B のそれは 300 円になる。下方誤差による期待損失は、測定器 A は 100 円、B は 400 円であったから、この場合、どちらの測定器も期待損失は 700 円で等しくなる。さらに、損害賠償額を引き下げて、1g あたり 500 円とすると、測定器 A の上方誤差

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

による期待損失は 500 円、B は 250 円となり、総期待損失は、A が 600 円、B が 650 円となる。上方誤差の損失単価が相対的に低くなった結果、測定器 B の下方誤差のペナルティーが相対的に大きくなり、結果が逆転したわけである。

さて、この測定器の納入業者が、精肉店の利得（損失）関数をできるだけ正確に知るにはどうしたらよいであろうか。そのためには、異なる性能の測定器を数多く準備し、その中から精肉店に選んでもらえばよい。異なる誤差をもつ測定器の数が増えるほど、(27)の不等式に示されるような上限と下限の範囲が狭まり、その選択から得られる情報精度は高まると期待できるからである。そのような経験の繰り返しにより、測定器の納入業者が、精肉店の「期待損失の比」を知っているとしよう。新開発された複数の測定器について、納入業者が性能テストをしなくても、精肉店に試用してもらい、購入希望を聞けば、測定器の性能の相対的な差を知ることできる。

これを、GC 監査意見にあてはめてみよう。GC 監査の事例が多くなると、その集積データから、第 1 種の過誤と第 2 種の過誤として、監査人による倒産予測の測定誤差が判明する。それらがわかると、第 1 種の過誤による期待損失と第 2 種の過誤による期待損失の比が、統計的に推定できることになる。さらに、それを前提として、特定の監査意見について、監査人が見込んでいる倒産確率について情報を得ることができる。監査人が、「倒産確率予測→期待損失の計算→監査意見の表明」という手順を踏んでいるなら、その逆をたどれば、表明された意見から倒産確率についての情報を入手できるかもしれない。

ここでの議論をまとめよう。第 1 に、倒産予測モデルの優劣を比較する、あるいは予測の結果を評価する場合、予測の精度の定義をあらかじめ決めなければならないが、予測の精度だけを検討対象としたのでは不十分であり、予測をする意思決定者の利得（損失）関数も考慮に入れなければならない（Koh, 1991, LaSalle et al., 1996, Krishnan and Krishnan, 1997）。第 2 に、二者択一（binary choice）の意思決定を問題とするかぎり、利得（損失）関数といっても、その全貌が問題になるのではなく、上方と下方とか、第 1 種と第 2 種とか、期待損失の相対比を問題とすれば十分である。ただし、これらの 2 点は、これまでの倒産分析では適切に考慮されておらず、いまだ実践への応用は難しい状況にある。

6 倒産予測と GC 監査

6.1 監査意見の倒産への影響

前項の議論から、監査人がどのような場合に倒産を予測して、継続性に疑念を表明すべきか、容易に想像がつくはずである¹³。監査人の目的が期待ペイオフの最大化にあるとすれば、

¹³ 監査人が倒産を予測することと、GC監査において継続性に疑念を表明することとは同じではない。

意見表明の結果として得られる監査人のペイオフを考慮しなければならない。いま、利得は所与の監査報酬のみであるとして、意見表明によって損失のみが生じるとしよう。監査人が被るであろう損失には、誤った判断に起因する損害賠償のような直接的なものだけではなく、間接的なコストも含めて考えなければならない。たとえば、訴訟に備えた保険料、契約解除にともなう報酬獲得機会の喪失、評判の低下などである (Carcello and Palmrose, 1994, Hopwood, McKeown and Mutchler, 1994, Lys and Watts, 1994, Krishnan and Stephens, 1995, LaSalle et al., 1996, Krishnan and Krishnan, 1996 & 1997, Matsumura and Subramanyam, 1997, Louwers, 1998, Francis and Krishnan, 1999, Bell, Landsman and Shackelford, 2001, Reynolds and Francis, 2000, Carey, Geiger and O'Connell, 2002, Geiger and Raghunandan, 2002)。そのコスト関数が増加すれば、クライアント企業の状況がたとえ同一であっても、監査人の意思決定は影響を受ける (Geiger et al., 2005, Mong and Roebuck, 2005)。

監査人の損失は、次の2つのシナリオごとに推定されることになる。

○倒産すると予想したものの、実際には倒産しなかったケース

○倒産しないと予想したものの、実際には倒産したケース

これらの条件付き確率がわかれば、それらに各ケースの予想損失を乗じることにより、期待損失を計算することができる。あとは、その期待損失を最小にするように、倒産予測をするための推定倒産確率の閾値 (カットオフ・ライン) を決めればよい。それ自体は、ごく一般的な最適化 (optimization) の計算であり、論理的に難しいことはない。たとえば、Lee and Urrutia (1996)、Lin (1996) は、保険会社の倒産を対象として、カットオフ・ラインと予測誤差のコストの両者を操作して、複数の倒産予測モデルの比較をしている点で、優れた研究である。Lee and Urrutia (1996) は、ロジットとハザードモデルの予測精度の比較を行っている。ただし、ベースライン・ハザードの関数形をワイブル分布に特定した理由があきらかではなく、その点で、比例ハザードモデルのほんらいの優位性が失われてしまっている。

ここで考えてみなければならないのは、どのようにして、前述の条件付確率を求めたらよいのかである。読者が「いまさら何を? そのために倒産分析を使うのではないか。」と感じたとしたら、それは短絡的に過ぎる。たしかに投資家 (あるいは、倒産分析の分析者) は、観察された変数 x_{t-1} から、規定因子 y_{t-1} と y_t のインプリシットな推定を介して、将来の現象 Y_t を予測する。そこで想定されている関係関数を関数で表すと、おおよそ次のようになるであろう。まず、規定因子はある種の時系列法則に従っていると予想する。つまり、 $y_t = F(y_{t-1})$ で

GC監査意見が表明されたとき、投資家が知りうるのは、「当該企業が倒産する確率が高い」ことではなく、「監査人にとって、GC監査意見を表明するほうが利得が多い」ということである。ただし、ここではその問題は無視する。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

ある。観察される変数は、観察不能な規定因子を表す代理変数であると予想する。つまり、「 $y_{t-1}=G(x_{t-1})$ である。したがって、 $y_t=F(G(x_{t-1}))$ となっているはずである。」と想定するのであろう。

このような関係を想定して統計分析をするさい、倒産現象にとって規定因子は操作不能な変数であり、規定因子にとって観察される変数は操作不能な変数であることが前提とされている。その前提は、一般の投資家（当該企業の株主を除く）や研究者については成立している。しかし、監査人については、その前提は必ずしも成立しない。監査人の行動は、観察される変数、すなわち会計数値にも不確実な影響をあたえる可能性があり、さらには、倒産の規定因子を含む企業経営などにも不確実な影響をあたえる可能性があるからである。監査人は、観察される現象や規定因子にたいして必ずしも「独立」ではない。そのため、統計分析による倒産予測を GC 監査に利用するには、重大な限界が存在している。

第 1 に、監査意見は投資家のみには知られるのではなく、取引先や企業経営者にも知られる点が問題になる。たとえば、継続性についての疑念の表明が、取引先の債権回収を早めたり、人材流出を招いたりして、それを表明しなかった場合に比べて倒産を早めるかもしれない。これは、*self fulfilling prophecy* と呼ばれる現象であり、GC 監査をめぐる 1 つの争点になっている。(Citron and Taffler, 1992 & 2001, Moizer, 1995, Louwers, 1999, Bryan, Tiras and Wheatley, 2000, Pryor and Terza, 2001, Gaeremynck and Willenkens, 2003, Vanstraelen, 2003)。あるいは、経営者が企業のリストラを一段と強化したり、債権者や株主が自己の減損処理を免れるために、支援を強化したりして、企業の財務健全性が回復するかもしれない。それによって倒産の時期が先延ばしされる可能性だけでなく、倒産しない可能性もある。(Kennedy and Shaw, 1991, Nogler, 1995, Wilkins 1997)。そのような継続性の意見表明の帰結があらかじめわかっていないければ、前述の条件付確率は計算できない。しかし、現時点では、GC 監査の経験と実証研究の成果の蓄積が不足しており、確かなことはいえない。

その確定はともかく、ここでの事象と要因の関係を前掲の記号で表現してみよう。監査人の継続性にかんする意見表明を gco とすると、 $y_t=f(y_{t-1}, gco_{t-1})$ となる。つまり、議論すべきは前述の関数 F ではなく、この関数 f である。そのことを検証するには、次のようなモデルを考えてみなければならない。

いま、倒産現象を Y 、観察される会計数値や市場データの変数などを x_k ($k=1, 2, \dots, j$)、GC 監査意見を gco とする。この gco は、監査人が継続性に疑念を表明した場合を 1、それ以外を 0 とする変数である。倒産予測モデルを P 、企業を i 、時点を t とする。分析モデルの一般型ではないが、たとえば次の関数型を考えてみよう。

$$Y_{it} = P(\alpha + \beta_1 x_{1it-1} + \beta_2 x_{2it-1} + \dots + \beta_j x_{jit-1} + \gamma gco_{it-1}) \quad (28)$$

ここで問題となるのは、 $\gamma=0$ と考えてよいか否かである。前述のとおり、 $t-1$ 時点の監査意見が、その後、企業に何らかの影響をあたえ、倒産の時期、ひいては倒産するか否かにまで影響を及ぼすとすれば、 $\gamma=0$ とはならないであろう。ただし、その正負の符号について議論するには、より詳細な仮説が必要である。

この点については、すでに Mutchler (1985, 1986) が判別分析を用いて先駆的な分析をしている。それによると、GC 監査意見は倒産判別率の向上にあまり寄与しておらず、Mutchler (1985) は GC 監査が redundant であるという仮説を棄却できなかった(なお、Koh and Killough, 1990, Boritz and Sun, 2004 も参照)。それにたいして、Hopwood, McKeown and Mutchler (1989) は、ロジットによる倒産予測モデルの説明変数として、伝統的な財務比率に加えて、GC 監査意見を組み込んだ。彼らの研究結果では、GC 監査意見にかかる係数(上記の γ) は、1% 水準で統計的に有意な正の値であった。すなわち、GC 監査で継続性に疑念が表明された企業ほど、その後倒産する確率は高いという結果が得られたのである。それと同時に、その実証結果は、「(そこで説明変数とされた) 財務比率に含まれていない情報が、GC 監査意見には含まれている」ことを示唆するものである。また、GC 監査意見を説明変数に組み込んだモデルと組み込まないモデルとの適合度 (fitness) の差は、統計的に有意であった。

最近では、Raghunandan and Subramanyam (2003) が、きわめて興味深い実証結果を報告している。彼らは、監査人の利得(損失)関数が未知であることから、倒産予測判定について生じうる一定のばらつきを想定したうえで、ロジット分析を使って次の3点を実証した。第1に、財務変数のみによる倒産予測モデルの予測精度は、GC監査意見の予測精度と有意な差異はないものの、市場ベースの変数を加えた予測モデルの精度は、GC監査意見の予測精度を上回っていた¹⁴。この結果は、Shamway (2001) と同様に、伝統的な財務比率が倒産予測にはあまり役に立たないことを確認したものである。第2に、GC監査意見を説明変数に加えたとき、その倒産予測にたいする説明力は高く、GC監査意見は、財務変数や市場データの変数と並んで、重要な変数であった。第3に、GC監査意見は、財務変数を過大評価し、市場データの変数を過小評価していた(この点は、Mutchler, 1985, Menon and Schwarz, 1987 も参照)。この結果は、監査人が市場データの情報を有効に利用していないことを示唆している。Raghunandan and Subramanyam (2003) の2番目の実証結果は、上記の γ がゼロではない

¹⁴ これまでも、統計手法を使った倒産予測モデルによる予測精度と、GC監査意見の予測精度を比較する分析は行われている。しかし、監査人の利得(損失)関数を考慮しない前者の精度と、それに規定されて実際に表明された後者の精度を比較することは、本文で述べたように、ほんらいはできない。それにたいして、Raghunandan and Subramanyam (2003) の研究は、その利得(損失)関数を考慮している点で優れており、実証結果の信憑性を高めている。なお、Tucker, Matsumura and Subramanyam (2003) は、GC監査意見の予測精度が低い原因の1つは、企業が opinion shopping によって監査人を交代させるからであると指摘している。

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

ことを、統計的に確認したものである。分析の結果は、 γ は正で統計的に有意 ($p < 0.00$) であった。

この問題を、監査人の視点ではなく、投資家の視点で考えてみよう。かりに $\gamma = 0$ であるとしてみる。その場合、投資家の倒産予測にとって、GC 監査の意見には情報価値がないことを意味する。それは、奇妙な状況を含意する。すなわち、投資家は、継続性に疑念が表明されていても、それを常に無視するという状況である。それは、あまりにもナイーブな想定であろう。結局、GC 監査に積極的な役割を期待し、洗練された投資家を前提とするなら、 $\gamma = 0$ ではないと仮定することになる。しかし、これまでの倒産分析では、GC 監査の意見が説明変数とされることはまれであり、その情報価値は十分に考慮されていない。したがって、既存の研究成果をそのまま GC 監査に応用することはできない。その応用研究は今後の課題となっている。

6.2 監査の質と監査人の私的情報

倒産分析を GC 監査に応用するうえで、第2に問題となるのは、監査と会計数値との関係である。前節でも触れたとおり、財務的に困窮した企業は、そうでない企業に比べて、多くの earnings management を行うことは、よく知られている。実証結果にはばらつきがあり、いまだ定説があるわけではないが、たとえば、増益方向に会計方針を変更したり、経営者の裁量で決まる発生費用を減額したりするのは、常識的な1つのシナリオであろう。ここで検討しなければならないのは、その earnings management の程度やそれに影響を受ける会計情報の質は、監査の厳格さや質によって左右されるのかという点である。そのような関係も、すでに実証研究によって報告されている (Ahmed, Billings and Morton, 2004)。この点においても、監査人は会計数値のたんなる傍観者ではない。つまり会計情報と監査意見とは「独立」ではないわけである。

さらに、投資家には入手し得ない情報 (private information) も監査人は監査を通じて入手しているはずである。たとえば実施した監査手続きなどは、そうした監査人独自の情報の典型例である。投資家よりも入手した情報が多い分、監査人のほうが投資家よりも精度の高い予測ができるはずである¹⁵。実際、Ruiz-Barbadillo et al. (2004) は、企業の財務状況を所与としても、監査人の独立性とクライアント企業に対する事前の知識などがGC監査意見を表明する確率に影響をあたえると報告している (なお、Barnes and Huan, 1993, Goodman and Braunsein, 1995, LaSalle and Anandarajan, 1996, Ireland, 2003 も参照)。かりに、監査人の利得(損失)関数などの他の条件を一定として、GC監査意見にも情報価値があることを期待すると

¹⁵ ここでの議論は、「会計のprofessionalである監査人はexpertとしての能力をもち、そもそも情報分析能力の点で通常の洗練された投資家よりも優れている」という見解を否定するものではない。

したら、その情報価値の源泉は監査人が投資家よりも高い精度で倒産予測ができることによるのであり、その原因は、入手している情報の格差に求めなければならないであろう。

その点に着目して、ここでは、監査人が入手した情報のうち、投資家が知らない部分（監査人の *private information*）を z としよう。この場合、監査人が倒産予測にあたって想定すべき関係は、 $y_{t-1} = g(x_{t-1} | z_{t-1})$ と表すことができる。つまり、特定の監査がなされたという条件付きで、会計数値などの観察された変数を評価することになる。たとえば、売掛金の回収状況を重点的に監査した場合と、在庫管理状況を重点的に監査した場合とでは、企業が *earnings management* のために利用する（利用できる）手段は異なるであろう。それは、財務諸表上の会計数値の違いになって現れる。監査の質が企業の *earnings management* に影響をあたえ、その結果、会計情報の *value relevance* も影響を受けるというシナリオである（Krishnan, Percy and Tutticci, 2002, Cohen, Dey and Thomas, 2004, Marquardt and Wiedman, 2004, Whelan and McNamara, 2004）。そのことを知っている監査人は、倒産予測にあたって会計数値を利用する際に、自身で行った監査を考慮するはずである（Ho, 1994, Goodman and Braunstein, 1995, Rau and Moser, 1999, Schelleman and Knechel, 2003）。

この点に関連する興味深い問題が、Enron 事件に端を発して、誌上での争点となっている（Nelson, 2003b, Ashbaugh, 2004）。Frankel, Johnson and Nelson (2002) と Reynolds, Deis and Francis (2004) は、*discretionary accruals* の絶対額は、監査報酬と負の関係にあるのにたいして、監査以外の報酬とは正の関係にあると報告している。Sarin (2003) は、会計不正が摘発されたケースでは、他に比べて監査以外の報酬が多いと指摘している。また、Sharma and Sidhu (2001) は相報酬に占める監査以外の報酬の比率が高いほど、GC 監査意見が表明されなくなる傾向があることを指摘し、監査人の独立性に疑問を呈している。

それにたいして、Chung and Kallapur (2001)、Antle et al. (2002)、DeFond, Raghunandan and Subramanyam (2002)、Ashbaugh, LaFond and Mayhew (2003)、Larcker and Richardson (2004)、Kinney, Palmrose and Sholz (2004)、Ruddock, Taylor and Taylor (2004) らは、監査以外の報酬と企業の *earnings management* の関係を否定している。また、Geiger and Rama (2003) は、GC 監査意見の表明は監査以外の報酬の多寡の影響を受けていないと報告している。この論争の焦点は、監査以外の報酬の多寡と監査人の独立性との関係に向けられているが、その背景には、監査の厳格さや質が企業の *earnings management* に影響をあたえることが想定されている。やや短絡的ではあるが、Fung and Gul (2005) は、GC 監査意見の表明頻度を監査の質の代理変数とみなしている。

さらに、Francis, Maydew and Sparks (1999)、Lynn and Tui (2002)、Cohen, Dey and Lys (2004a) では、Big 6 の監査は、企業の *accruals* の機会主義的利用を抑制すると報告されている。同

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

様に、Krishnan and Gul (2002)、Krishnan (2003) は、Big 6 のクライアント企業は、投資収益率と discretionary accruals の相関が高く、その discretionary accruals は将来の収益性とも強く関係していると報告している。これらの研究は、監査の厳格さや質が、会計情報の relevance や情報価値に影響をあたえることを示唆している。また、DeFond and Subramanyam (1998) は、監査人が交代する直前には減益方向の discretionary accruals が多いことを発見した。これも、監査のありかたが会計数値に影響をあたえることを示唆している。また、研究の主題は異なるが、Bedard and Johnstone (2004) は、コーポレート・ガバナンスが利益操作リスクに影響をあたえ、監査報酬はその利益操作リスクと有意な関係があることを示した。GC 監査意見については、Weber and Willenborg (2003) が、Big 6 による GC 監査意見の有用性を地方監査法人と対比して報告している。ただし、これは新規公開企業を対象としており、その結論を一般化できない。

上記で確認した実証研究の成果は、監査人が入手した情報を踏まえて、クライアント企業の会計情報を評価すべきこと、つまり、倒産分析にあたって監査人が想定すべき関数は $y_{t-1} = g(x_{t-1} | z_{t-1})$ であることを支持している。もちろん、この関数 g は前述の関数 G と同一ではない。もしもこれを推定するとしたら、個々の監査人が個別の経験にもとづいて推定する以外にはない。実証研究としての倒産分析は、公表された会計情報や市場データを利用したものであり、変数 z は未知のものとして扱われている。そこでは、個別の監査人にしか知り得ない情報は考慮されていない。それゆえに、既存の倒産分析の研究成果は、そのまま GC 監査には応用できない。

6.3 GC 監査意見の情報価値

GC 監査にあたって倒産分析を応用しようとする発想は、監査人が正確に倒産予測をしてそれを GC 監査意見に反映させれば、投資家の意思決定にとって有用な情報が提供されるという信念に基づいている。しかし、ここまで確認してきたように、正確な倒産予測が有用な情報を産み出すとはかぎらない。倒産分析の有効な活用を考える上では、原点に返って、GC 監査がどのような意味で投資家にとって有用であるのかを確認しておかなければならない。倒産分析の応用は、その有用性を高める方向で検討されるべきであり、そのためにも、GC 監査意見の情報価値を検討してみる必要がある。

これまでの議論を統合して、監査人が倒産予測するときに想定すべき関係を整理しよう。監査人が想定すべき関係は、投資家にとっての $y_t = F(G(x_{t-1}))$ ではなく、監査人にとっての $y_t = f(g(x_{t-1} | z_{t-1}), gco_{t-1})$ である。しかも、監査人が入手する私的情報 z_{t-1} と意見表明 gco_{t-1} とは無関係でないことはあきらかである。したがって、その関係はより一般的に、 $y_t = H(x_{t-1}, z_{t-1},$

gco_{t-1})と表されることになる。このような関係が存在するがゆえに、意思決定有用性という財務報告の目的にたいして、GC 監査が役立つのであろう。そのメカニズムは次の通りである。まず、監査人しか知らない情報 z_{t-1} が GC 監査意見 gco_{t-1} を通じて顕示 (reveal) される。つぎに、その情報 z_{t-1} が value relevant であれば、投資家にとって、GC 監査意見にも情報価値が存在することになる。前項で議論した、GC 監査意見を利用した倒産予測精度の向上は、投資家にとっての情報価値の一面でしかなく、その監査意見を通じて、未知の relevant information を入手できることが、GC 監査の情報価値のもう一面を構成しているわけである。この点においても、利得 (損失) 関数の問題と同様に、GC 監査の予測精度だけが問われるべきではない。

これまで、GC 監査意見に情報価値があるか否かは、実証結果が混在しているが、最近では、情報価値があることを報告する研究も多い。しかし、そのことを検証するのはかなり難しい作業である。Fleak and Wilson (1994)、Sung and Wild (1994)、Jones (1996)、Carlson, Glezen and Benefield (1998)、Blay and Geiger (2001)、Citron, Taffler and Uang (2001)、Schaub and Highfield (2003)、Schaub, Watters and Linn (2003) らは、いわゆる event study によって、GC 監査意見の情報内容 (information content) を検証し、GC 監査意見に情報価値があると報告している。

ところが、GC 監査意見の公表は、財務諸表の公表と一緒にになった confounding event であるため、分析に際して、投資家にとって期待外の会計情報と期待外の監査意見とを区別して把握しなければならない (この点は、Chen and Church, 1992 も参照)。多くの研究では、倒産予測モデルによって投資家の事前の倒産予測を定式化して、期待外の監査意見を推定している。しかし、倒産予測モデルとインプットする情報 (説明変数) が一義的には決まらない点、検証すべき仮説が結合仮説となっている点など、リサーチ・デザインに多くの問題が残されている。

また、Willenborg and MaKeown (2001) は、新規公開企業の日論見書における GC 監査意見を対象にして、その有用性を報告しているが、投資家が公開以前の情報を知らないことに起因しているのか判別できず、事実発見の域を出ていない。Uang et al. (2004) は、GC 監査意見における厳しい表現と、その後の財務困窮の劣悪さとのあいだに有意な関係があることを発見した。彼らは、その結果を、GC 監査意見に予想能力があると解釈しているが、その現象は前述の self fulfilling prophecy と区別がつかず、GC 監査意見の情報価値を検証しているとはいえない。

さらに、Chen and Church (1996)、Dawkins and Rose-Green (1998)、Holder-Webb and Wilkins (2000)、Tan (2002) は、企業が実際に倒産したときの abnormal return を対象にして、それ以

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

前に GC 監査意見がついていた企業とそうでない企業を比較することによって、GC 監査意見の情報内容を推定し、GC 監査意見の情報価値を積極的に評価している。ただし、このリサーチ・デザインにも問題が多い。第 1 に、GC 監査意見の公表から企業が倒産するまでのあいだに投資家が入手した情報をどのようにしてコントロールするのかについて、重大な問題を残している。「投資家が公表された GC 監査意見を鵜呑みにして、その後、なんら期待を改訂しない。」と仮定するのは、ナイーブな投資家を前提にするのと同じであり、理論的に誤っている。第 2 に、実際に倒産した企業しか分析対象にしておらず、GC 監査で継続性に疑念が表明されながら倒産しなかった企業は分析対象から除かれている。かりに前者について GC 監査意見のメリットが存在していたとしても、後者についての GC 監査意見のデメリットがそれを上回っているならば、GC 監査意見にたいする評価は異なるはずである。

一方、GC 監査意見の情報価値にたいして否定的な結果を報告している実証研究もある。Ameen, Chan and Guffey (1994) は、OTC 企業についての GC 監査意見には情報価値がないと報告している。さらに、Ameen and Guffey (1994) は、株式取引量と bid – ask spread を指標にした検証から、やはり GC 監査意見の情報価値を否定している。イギリス企業を対象とした研究である Lennox (1999) は、GC 監査における倒産予測の精度があまりに低く、GC 監査意見には情報価値がないと指摘している。さらに、その原因を検討し、監査人が入手可能な情報を十分に利用していない点と、適正意見を継続して表明することに固執する傾向がある点を指摘している。また、オーストラリア企業を対象にした Bessell, Anandarajan and Umar (2003) では、GC 監査意見には情報価値がないと報告されている。しかし、これらの研究も event study であるため、GC 監査意見に情報価値を認めている研究と同様に、リサーチ・デザインに検討すべき課題が残されている¹⁶。また、Taffler et al. (2004) は、GC 監査意見とその後 1 年間のリターンとの関係を分析し、投資家は GC 監査意見を過小評価していると指摘している。要するに、GC 監査意見の情報価値は、残念ながら、いまだ実証的には解明されていない。

一般に、監査意見に情報価値があるといえるのは、すでに述べたように、そこから投資家が new information を知ることができる場合である。投資家が GC 監査意見から未知の情報を引き出すには、あらかじめ、 z_{t-1} と gco_{t-1} との関係、すなわち監査人の意思決定モデル（監査人の主観的な利得・損失関数を含む）が投資家に知られていなければならない。その意思決定モデルをあきらかにするには、関数 $y_t = H(x_{t-1}, z_{t-1}, gco_{t-1})$ を推定しなければならない。それには監査人の視点による倒産分析が必要であり、投資家の視点による従来の倒産分析では解

¹⁶ なお、本題からは多少外れるが、財務困窮企業が継続性意見を避けるため、監査人を交代させるという opinion shopping が行われる可能性もある。それにとまなうノイズを除去するため、監査意見の情報価値を分析するさいには、監査人が交代しているサンプルには特別な注意が必要となろう。この点は、Lennox (2000) も参照。

明できない。GC 監査と倒産予測との関係を考えるうえで、 z_{t-1} と gco_{t-1} のそれぞれの影響と両者の関係が追加的に問題になるからである。その問題は、投資家の視点からする倒産分析とは、あきらかに次元が異なった問題を含んでいる。

この節での議論をまとめると、GC 監査をめぐる監査人の意思決定問題は、次のように整理される。監査人の目的関数は、監査報酬、独自の情報を入手するコスト、GC 監査の意見表明による期待利得（損失）の三者の合計を最大にすることである。制約条件は、1)入手する情報とコストとの関係、2)意見表明と期待利得（損失）との関係、3)監査人が入手する情報と意見表明を前提としたときの倒産予測の精度、の3つである。公表データにもとづく倒産分析は、このうち3)の制約条件を近似的にあきらかにしているに過ぎず、実証研究に大きな期待はできない。なぜなら、監査人は企業の内部情報（の一部）を入手できるのにたいして、実証研究は一般に利用可能なデータ（publicly available data）にもとづいて行わなければならないからである。GC 監査に固有の問題の多くは、既存の倒産分析では欠落しているであり、倒産分析の研究成果は、そのままではGC 監査に役立たない。それらをどのようにして分析したらよいかは、今後の課題として残されている。

7. おわりに ——要約と今後の展望

比例ハザードモデルは、ハザード比の比例性が成立している状況では、生存分析の強力な手法である。しかし、企業倒産について比例性を前提にできるのかは、一般的には確たることをいえない。何を説明変数にするのかによって、比例性の有無は異なるからである。企業倒産の規定因子、およびそれと relevant な変数が特定されていない現状では、比例ハザードモデルの適用可能性についてあきらかなことはいえない。研究はいまだ発展途上であり、本稿で触れた被説明変数と説明変数の選択などのほか、他のモデルとの比較をどのようにすべきかなど、これから検討すべき課題は多い。

倒産分析にかぎらず実証研究では、統計モデルの選択以上に、検証しようとする仮説に理論的な裏付けがあるか否かが重要な問題である。いうまでもなく、手前勝手に仮説を設定していたのでは、科学的な研究はできない。幸いにも、先行研究と検証すべき課題は山積しているものであり、必要な作業は、先行研究を適切に理解し、経験的なインプリケーションを意識しつつ、有意義な検証課題を設定することである。4 節で議論したように、倒産分析は、長い間繰り返し問われてきた利益情報の有用性をめぐる議論にたいして、異なる角度からアプローチできる可能性も秘めている。それを現実化できるか否かは、仮説構築にかかっているわけである。

そのような発展途上の倒産分析をGC 監査に応用できるのかは、さらに難しい問題を含ん

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

でいる。監査人は科学的な意味でいう観察者ではない（監査人の意見がその後の企業行動に影響をあたえうる）からである。むしろ、倒産分析が監査上の問題発見の手がかりをあたえることを期待してもかまわない。また、GC 監査にあたって統計的な予測モデルを利用することも否定されない。しかし、既存の分析モデルが、そのまま監査人の意思決定モデルになることはあり得ず、それは監査人にたいして免責の基盤を提供するものではない。つまり、監査人が統計的な確率予測モデルを利用しても、そのことが最善の努力を尽くしたことの証拠になるわけではないのである。既存のモデルでは、GC 監査に固有の要因、とりわけ監査人が入手しうる企業の内部情報が考慮されていないからである。本稿では、その分析道具のほんらいの使い方を確認して、その限界をあきらかにした。そのうえで、監査研究が解明すべき課題の存在を示した。

本稿のレビューの結果として、ほんらい問われるべきは、GC 監査の必要性であろう。その存在意義を問う場合には、6 節の議論からあきらかなように、むしろ、目的と手段とを逆にして考えてみなければならない。投資家の意思決定を対象としてきた倒産分析を GC 監査に役立てようとするのではなく、GC 監査を対象に含めた倒産分析が投資家の意思決定に役立つのかを考えてみなければならないのである。この転倒が、冒頭でギャップあるいは飛躍と称していたものの正体である。

このサーベイ論文は、倒産分析の将来の課題も指摘してきた。これまで、財務諸表データの倒産予測能力に関心が向けられてきたが、「誰が、いつ、財務諸表を見て、なにを判断して、なにを予測し、どのように行動するのか」という意思決定過程については、ほとんど解明されていない。倒産は、企業経営者だけでなく、株主と債権者の意思決定の結果でもあるから、3 者の意思決定過程が絡み合った対象を解明するのは、高度な難問である。しかし、それ以前に、倒産企業がどのように行動するのか、倒産直前の企業の財務諸表データは非倒産企業とどこがどのように異なっているのかさえ、きちんと検討されていない。倒産分析に多用されている判別分析は、ほんらいはその検討に有効である。倒産と非倒産が既知であるとき、財務データという概観あるいは前兆の識別能力を問うのが判別分析の役割だからである。やや皮肉な言い方をすれば、判別分析を倒産予測の手段であると誤解してきたことが、基礎的な事実の確認を怠ることにつながっているのかもしれない。いずれにしても、倒産企業の行動パターンを組織的、体系的にあきらかにすることが、当面の重要な課題である。

参考文献

Abdel-Khalik, A. R., "Discussion of 'Financial Ratios and Corporate Endurance: A Case of the Oil and Gas Industry'," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 9, No. 2, Spring 1993, 695 – 705.

- Ahmed, A. S., B. K. Billings and R. M. Morton, "Extreme Accruals, Earnings Quality, and Investor Mispricing," working paper, Florida State University, 2004.
- Allen, L. N. and L. C. Rose, "Financial Survival Analysis of Defaulted Debtors," *Journal of Operational Research Society*, online publication, July 2005, 1 – 7.
- Altman, E. I., "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy," *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 4, September 1968, 589 – 609.
- Altman, E. I. and A. Saunders, "Credit Risk Measurement: Development over the Last 20 Years," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, Nos. 11/12, December 1997, 1721 – 1740.
- Ameen, E. C. and D. M. Guffey, "An Investigation of the Effect of Qualified Audit Opinions on the Trading Volume and Bid – Ask Spread of Over-the-Counter Firms," *Review of Financial Economics*, Vol. 3, No. 1/2, Fall 1993/Spring 1994, 41 – 51.
- Ameen, E. C., K. Chan and D. M. Guffey, "Information Content of Qualified Audit Opinions for Over-the-Counter Firms," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 21, No. 7, October 1994, 997 – 1011.
- Antle, R., E. A. Gordon, G. Narayanamoorthy and L. Zhou, "Joint Determination of Audit Fees, Non – Audit Fees, and Abnormal Accruals," working paper, Yale University, 2002.
- Ashbaugh, H., "Ethical issues Related to the Provision of Audit and Non-Audit Services: Evidence from Academic Research," *Journal of Business Ethics*, Vol. 52, No. 2, June 2004, 143 – 148.
- Ashbaugh, H., R. LaFond and B. W. Mayhew, "Do Nonaudit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence," *Accounting Review*, Vol. 78, No. 3, July 2003, 611 – 639.
- Astebro, T. and J. K. Winter, "More than a Dummy: The Probability of Failure, Survival and Acquisition of Firms in Financial Distress," working paper, University of Waterloo, 2001.
- Aziz, M. A. and H. A. Dar, "Predicting Corporate Financial Distress: Whither do We Stand?" working paper, Loughborough University, 2004.
- Balcaen, S. and H. Ooghe, "Alternative Methodologies in Studies on Business Failure: Do They Produce Better Results than the Classical Statistical Methods?" working paper, Ghent University, 2004.
- Barnes, P. and H. D. Huan, "The Auditor's Going Concern Decision: Some UK Evidence Concerning Independence and Competence," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 20, No. 2, January 1993, 213 – 228.
- BarNiv, R. and J. B. McDonald, "Review of Categorical Models for Classification Issues in Accounting and Finance," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 13, No. 1, July

- 1999, 39 – 62.
- BarNiv, R., A. Mehrez and D. M. Kline, “Confidence Intervals for Controlling the Probability of Bankruptcy,” *Omega*, Vol. 28, No. 5, October 2000, 555 – 565.
- BarNiv, R., J. Hathorn, A. Mehrez and D. Kline, “Confidence Intervals for the Probability of Insolvency in the Insurance Industry,” *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 66, No. 1, March 1999, 125 – 137.
- Bartov, E., F. A. Gul and J. S. L. Tsui, “Discretionary – Accruals Models and Audit Qualifications,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 30, No. 2, December 2001, 421 – 452.
- Beaver, W. H., M. F. McNichols and J.-W. Rhie, “Have Financial Statements Become Less Informative?: Evidence from the Ability of Financial Ratios to Predict Bankruptcy,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, No. 1, March 2005, 93 – 122.
- Bedard, J. C. and K. M. Johnstone, “Earnings Manipulation Risk, Corporate Governance Risk, and Auditors’ Planning and Pricing Decisions,” *Accounting Review*, Vol. 79, No. 2, April 2004, 227 – 304.
- Bell, T. B., W. R. Landsman and D. A. Shackelford, “Auditor’s Perceived Business Risk and Audit Fees: Analysis and Evidence,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 1, June 2001, 35 – 43.
- Beneish, M. D., “Detecting GAAP Violation: Implications for Assessing Earnings Management among Firms with Extreme Financial Performance,” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 16, No. 3, Fall 1997, 271 – 309.
- , “The Detection of Earnings Manipulation,” working paper, Indiana University, 1999.
- Beneish, M. D., E. Press and M. E. Vargus, “The Relation between Incentives to Avoid Debt Covenant Default and Insider Trading,” working paper, Indiana University, 2002.
- Bessell, M., A. Anandarajan and A. Umar, “Information Content, Audit Reports and Going – Concern: An Australian Study,” *Accounting and Finance*, Vol. 43, No. 3, November 2003, 261 – 282.
- Bhattacharjee, A., C. Higson, S. Holly and P. Kattuman, “Macro Economic Instability and Business Exit: Determinants of Failures and Acquisitions of Large UK Firms,” working paper, University of Cambridge, 2002.
- , “Business Failure in UK and US Quoted Firms: Impact of Macroeconomic Instability and the Role of Legal Institutions,” working paper, University of Cambridge, 2004a.
- , “Macroeconomic Conditions and Business Exit: Determinants of Failures and Acquisitions of UK Firms,” working paper, University of Cambridge, 2004b.

- Black, E. L. and C. Thomas, "The Value Relevance of Multiple Occurrences of Nonrecurring Items," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 15, No. 4, December 2000, 391 – 411.
- Blay, A. D. and M. A. Geiger, "Market Expectations for First – Time Going – Concern Recipients," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 16, No. 3, Summer 2001, 209 – 226.
- Borghesi, R., J. Houston and A. Horanjo, "Value, Survival, and the Evolution of Firm Organizational Structure," working paper, University of Florida, 2003.
- Boritz, J. E. and J. Sun, "Predicting Going Concern Risks in Canada," working paper, University of Waterloo, 2004.
- Bradshaw, M. T., S. R. Richardson and R. G. Sloan, "Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, No. 1, June 2001, 45 – 74.
- Bryan, D., S. L. Tiras and C. M. Wheatley, "The Relation of Audit Opinion and Auditor Change with Bankruptcy Emergence," working paper, State University of New York at Buffalo, 2000.
- Buehler, S., C. Kaiser and F. Jaeger, "Merger or Fail? The Determinants of Mergers and Bankruptcies in Switzerland, 1995 – 2000," working paper, University of Zurich, 2005.
- Butler, M. A. J. Leone and M. Willenborg, "An Empirical Analysis of Auditor Reporting and its Association with Abnormal Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 37, No. 2, June 2004, 139 – 165.
- Campbell, J. Y., J. Hilscher and J. Szilagyi, "In Search of Distress Risk," working paper, Harvard University, 2004.
- Carcello, J. V. and Z. Palmrose, "Auditor Litigation and Modified Reporting and Bankrupt Clients," *Journal of Accounting Research*, Vol. 32, Supplement 1994, 1 – 30.
- Carlson, S. J., G. W. Glenzen and M. E. Benefield, "An Investigation of Investor Reaction to the Information Content of a Going Concern Audit report While Controlling for Concurrent Financial Statement Disclosures," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 37, No. 3, Summer 1998, 25 – 39.
- Carey, P., M. A. Geiger and O'Connell, "Costs Associated with Going – Concern Modified Opinions: An Analysis of the Australian Audit Market," working paper, Monash University, 2002.
- Carty, L. V., "Corporate Credit-Risk Dynamics," *Financial Analysts Journal*, Vol. 56, No. 4, July/August 2000, 67 – 81.
- Casey, C. and N. Bartczak, "Using Operating Cash Flow Data to Predict Financial Distress: Some Extensions," *Journal of Accounting Research*, Vol. 23, No. 1, Spring 1985, 384 – 401.
- Charitou, A. and N. Lambertides, "Earnings Management Prior to Bankruptcy," working paper,

- University of Cyprus, 2003.
- Charitou, A., N. Lambertides and L. Trigeorgis, “Managerial Discretion, Institutional Ownership and Monitoring Preceding Bankruptcy,” working paper, University of Cyprus, 2004.
- Charitou, A. and E. Neophytou and C. Charalambous, “Predicting Corporate Failure: Evidence for the UK.,” *European Accounting Review*, Vol. 13, No. 3, September 2004, 465 – 497.
- Charitou, A. and L. Trigeorgis, “Option – Based Bankruptcy Prediction,” working paper, University of Cyprus, 2002.
- Chen, K. C. W. and B. K. Church, “Default on Debt Obligations and the Issuance of Going – Concern Opinions,” *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 11, No. 2, Fall 1992, 30 – 49.
- , “Going Concern Opinions and the Market’s Reaction to Bankruptcy Filings,” *Accounting Review*, Vol. 71, No. 1, January 1996, 117 – 128.
- Chen, K. C. W. and C. J. Lee, “Financial Ratios and Corporate Endurance: A Case of the Oil and Gas Industry,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 9, No. 2, Spring 1993, 667 – 694.
- Chung, H. and S. Kallapur, “Client Importance, Non – Audit Services, and Abnormal Accruals,” working paper, Purdue University, 2001.
- Citron, D. B. and R. J. Taffler, “The Audit Report under Going Concern Uncertainties: An Empirical Analysis,” *Accounting and Business Research*, Vol. 22, No. 88, Autumn 1992, 337 – 343.
- , “Ethical Behaviour in the U.K. Audit Profession: The Case of the Self – Fulfilling Prophecy Under Going – Concern Uncertainties,” *Journal of Business Ethics*, Vol. 29, No. 4, February 2001, 353 – 363.
- Citron, D. B., R. J. Taffler and J. Y. Uang, “Do Going – Concern Uncertainty Disclosures Have Market Price Impact?” working paper, Cranfield School of Management, 2001.
- Cleves, M. A., W. W. Gould and R. G. Gutierrez, *An Introduction to Survival Analysis Using STATA*, STATA Press, Revised Edition, 2004.
- Cohen, D. A., A. Dey and T. Z. Lys, “Trends in Earnings Management and Informativeness of Earnings Announcements in the Pre – and Post – Sarbanes Oxley Periods,” working paper, Northwestern University, 2004 (2004a).
- , “The Effect of the Sarbanes Oxley Act on Earnings Management: What has Changed?” working paper, Northwestern University, 2004 (2004b).
- Curry, T. J., P. J. Elmer and G. S. Fissel, “Regulator Use of Market Data to Improve the Identification of Bank Financial Health,” working paper, Federal Deposit Insurance Corporation, 2002.

- , “Using Market Information to Help Identify Distressed Institutions: A Regulatory Perspective,” *FDIC Banking Review*, Vol. 15, No. 3, September 2003, 1 – 16.
- Dawkins, M. C. and E. Rose-Green, “Prior Wall Street Journal Announcements of Possible Bankruptcy Filings and Price Reactions to Subsequent Bankruptcy Filings,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 25, Nos. 7&8, September/October 1998, 813 – 827.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo and D. J. Skinner, “Accounting Choice in Troubled Companies,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 7, Nos. 1&2, January 1994, 113 – 143.
- Dechow, P. M., “Detecting Earnings Management,” *Accounting Review*, Vol. 70, No. 2, April 1995, 193 – 225.
- DeFond, M. L. and J. Jiambalvo, “Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, Nos. 1-2, January 1994, 145 – 176.
- DeFond, M. L., K. Raghunandan and K. R. Subramanyam, “Do Non – Audit Service Fees Impair Auditor Independence? Evidence from Going Concern Audit Opinions,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No. 4, September 2002, 1247 – 1274.
- DeFond, M. L. and K. R. Subramanyam, “Auditor Changes and Discretionary Accruals,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, No. 1, February 1998, 35 – 67.
- Demers, E., P. Joos and B. Lev, “A Tale of Two “Bubbles”: The Rise and Fall of Internet and Biotechnology Stocks,” working paper, University of Rochester, 2004.
- Dharan, B. G. and B. Mascarenhas, “Determinants of Accounting Change: An Industry Analysis of Depreciation Change,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 7, No. 1, Winter 1992, 1 – 21.
- Dhumale, R., “Earnings Retention as a Specification Mechanism in Logistic Bankruptcy Models: A Test of the Free Cash Flow Theory,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 25, Nos. 7&8, September/October 1998, 1005 – 1023.
- Dichev, I. D., “Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk?” *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 3, June 1998, 1131 – 1147.
- Dichev, I. D. and D. J. Skinner, “Large – Sample Evidence on the Debt Covenant Hypothesis,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No. 4, September 2002, 1091 – 1204.
- Distinguim, I., P. Rous and A. Tarazi, “Market Discipline and the Use of Stock Market Data to Predict Bank Financial Distress,” working paper, Universitate de Limoges, 2005.
- Dopuch, N., R. W. Holthausen and R. W. Leftwich, “Predicting Audit Qualifications with Financial and Market Variables,” *Accounting Review*, Vol. 62, No. 2, July 1987, 431 – 454.

- Evanoff, D. D. and L. D. Wall, "Sub – Debt Yield Spreads as Bank Risk Measures," working paper, Federal Reserve Bank of Atlanta, 2001.
- Fama, E. F. and K. French, "Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, June 1992, 427 – 465.
- , "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, February 1993, 3 – 56.
- Fields, T. D., T. Z. Lys and L. Vincent, "Empirical Research on Accounting Choice," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, Nos. 1-3, September 2001, 255 – 307.
- Fleak, S. K. and E. R. Wilson, "The Incremental Information Content of the Going – Concern Audit Opinion," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 9, No. 1, Winter 1994, 149 – 166.
- Francis, J. R. and J. Krishnan, "Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 16, No. 1, Spring 1999, 135 – 165.
- Francis, J. R., E. L. Maydew and H. C. Sparks, "The Role of Big 6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 18, No. 2, Fall 1999, 17 – 34.
- Frankel, R. M., M. F. Johnson and K. K. Nelson, "The Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Management," *Accounting Review*, Vol. 77, Supplement 2002, 71 – 105.
- Fung, S. and F. A. Gul, "Evidence of Audit Quality Differences Among Big Five Auditors," working paper, Hong Kong Polytechnic University, 2005.
- Gaeremynck, A. and M. Willekens, "The Endogenous Relationship between Audit – Report Type and Business Termination: Evidence on Private Firms in a Non-Litigious Environment," *Accounting and Business Research*, Vol. 33, No. 1, 2003, 65 – 79.
- Geiger, M. A. and K. Raghunandan, "Going – Concern Opinions in the 'New' Legal Environment," *Accounting Horizons*, Vol. 16, No. 1, March 2002, 17 – 25.
- Geiger, M. A., K. Raghunandan and D. V. Rama, "Recent Changes in the Association between Bankruptcies and Prior Audit Opinions," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 24, No. 1, May 2005, 21 – 35.
- Geiger, M. A. and D. V. Rama, "Audit Fees, Nonaudit Fees, and Auditor Reporting on Stressed Companies," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 22, No. 2, September 2003, 53 – 69.
- Gentry, J. A., P. Newbold and D. T. Whitford, "Classifying Bankrupt Firms with Funds Flow Components," *Journal of Accounting Research*, Vol. 23, No. 1, Spring 1985 (1985a), 146 – 160.

- , "Predicting Bankruptcy: If Cash Flow's Not the Bottom Line, What Is?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 41, No. 5, September/October 1985 (1985b), 47 – 56.
- Goodman, B. and D. N. Braunstein, "Explaining Auditors' Going – Concern Decisions: Assessing Management's Capability," *Journal of Applied Business Research*, Vol. 11, Vol. 3, Summer 1995, 82 – 93.
- Grice, J. S. and M. T. Dugan, "The Limitations of Bankruptcy Prediction Models: Some Cautions for the Researcher," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 17, No. 2, September 2001, 151 – 166.
- Griffin, J. M. and M. L. Lemmon, "Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, October 2002, 2317 – 2336.
- Gropp, R., J. Vesala and G. Vulpes, "Equity and Bond Market Signals as Leading Indicators of Bank Fragility," working paper, European Central Bank, 2002.
- Gutierrez Jr., R. C., "Book-to-Market Equity, Size, and the Segmentation of the Stock and Bond Markets," working paper, Texas A&M University, 2001.
- Henebry, K. L., "Do Cash Flow Variables Improve the Predictive Accuracy of a Cox Proportional Hazards Model for Bank Failure?" *Quarterly Review of Economics & Finance*, Vol. 36, No. 3, Fall 1996, 394 – 409.
- , "A Test of the Temporal Stability of Proportional Hazards Models for Predicting Bank Failure," *Journal of Financial and Strategic Decisions*, Vol. 10, No. 3, Fall 1997, 1 – 11.
- Hillegeist, S. A., E. K. Keating, D. P. Cram and K. G. Lundstedt, "Assessing the Probability of Bankruptcy," *Review of Accounting Studies*, Vol. 9, No. 1, March 2004, 5 – 34.
- Ho, J. L., "The Effect of Experience on Consensus of Going – Concern Judgments," *Behavioral Research in Accounting*, Vol. 6, 1994, 160 – 181.
- Holder-Webb, L. M. and M. S. Wilkins, "The Incremental Information Content of SAS No. 59 Going – Concern Opinions," *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, No. 1, Spring 2000, 209 – 219.
- Hopwood, W., J. McKeown and J. Mutchler, "A Test of the Incremental Explanatory Power of Opinions Qualified for Consistency and Uncertainty," *Accounting Review*, Vol. 64, No. 1, January 1989, 28 – 48.
- , "A Reexamination of Auditor versus Model Accuracy within the Context of the Going – Concern Opinion Decision," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 10, No. 2, Spring 1994, 409 – 431.
- Ireland, J. C., "An Empirical Investigation of Determinants of Audit Reports in the UK," *Journal of*

- Business Finance and Accounting*, Vol. 30, Nos. 7-8, September/October 2003, 975 – 1015.
- Jaggi, B. and P. Lee, “Earnings Management Response to Debt Covenant Violations and Debt Restructuring,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 17, No. 4, Fall 2002, 295 – 324.
- Janes, T. D., “Accruals, Financial Distress, and Debt Covenants,” Dissertation, University of Michigan Business School, 2003.
- Jenkins, N. T. and M. Pincus, “LIFO versus FIFO: Updating What We Have Learned,” working paper, University of Iowa, 1998.
- Johnson, D. J., “The Risk Behavior of Equity Firms Approaching Bankruptcy,” *Journal of Financial Research*, Vol. 12, No. 1, Spring 1989, 33 – 50.
- Jones, F. L., “The Information Content of the Auditor’s Going Concern Evaluation,” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 15, No. 1, Spring 1996, 27 – 36.
- Kane, G. D., F. M. Richardson and U. Velury, “The Prediction of Financial Distress,” working paper, University of Delaware, 2000.
- Kealhofer, S., “Quantifying Credit Risk I: Default Prediction,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 59, No. 1, January/February 2003, 30 – 44.
- Kennedy, D. B. and W. H. Shaw, “Evaluating Financial Distress Resolution Using Prior Audit Opinions,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 8, No. 1, Fall 1991, 97 – 114.
- Kinney, W. R., Z. Palmrose and S. Sholz, “Auditor Independence, Non – Audit Services, and Restatements: Was the U.S. Government Right?” *Journal of Accounting Research*, Vol. 42, No. 3, June 2004, 561 – 588.
- Koh, H. C., “Model Predictions and Auditor Assessments of Going Concern Status,” *Accounting and Business Research*, Vol. 21, No. 84, Autumn 1991, 331 – 338.
- Koh, H. C. and L. N. Killough, “The Use of Multiple Discriminant Analysis in the Assessment of the Going – Concern Status of an Audit Client,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 17, No. 2, Spring 1990, 179 – 192.
- Koke, J., “Determinants of Acquisition and Failure: Evidence from Corporate Germany,” *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 4, December 2002, 457 – 484.
- Kothari, S. P., A. J. Leone and C. E. Wasley, “Performance Matched Discretionary Accrual Measures,” working paper, University of Rochester, 2004.
- Kraft, A., A. Leone and C. Wasley, “Research Design Issues and Related Inference Problems Underlying Tests of the Market Pricing of Accounting Information,” working paper, University of Rochester, 2004.

- Krishnan, G. V., "Audit Quality and the Pricing of Discretionary Accruals," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 22, No. 1, March 2003, 109 – 126.
- Krishnan, J. and J. R. Francis, "Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 16, No. 1, Spring 1999, 135 – 165.
- Krishnan, G. V. and F. A. Gul, "Has Audit Quality Declined? Evidence from the Pricing of Discretionary Accruals," working paper, City University of Hong Kong, 2002.
- Krishnan, J. and J. Krishnan, "The Role of Economic Trade – Offs in the Audit Opinion Decision: An Empirical Analysis," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 11, No. 4, Fall 1996, 565 – 586.
- , "Litigation Risk and Auditor Resignations," *Accounting Review*, Vol. 72, Vol. 4, October 1997, 539 – 560.
- Krishnan, J. and R. G. Stephens, "Evidence on Opinion Shopping from Audit Opinion Conservatism," *Journal of Accounting and public Policy*, Vol. 14, No. 3, Fall 1995, 179 – 201.
- Krishnan, G., M. Percy and I. Tutticci, "The Role of Audit Quality in Firm Valuation: The Case of R&D Capitalization in Australia," working paper, City University of Hong Kong, 2002.
- Laitinen, T. and M. Kankaanpaa, "Comparative Analysis of Failure Prediction Methods: The Finnish Case," *European Accounting Review*, Vol. 8, No. 1, May 1999, 67 – 92.
- Laitinen, E. K. and T. Laitinen, "Cash Management Behavior and Failure Prediction," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 25, Nos. 7&8, September/October 1998, 893 – 919.
- , "Bankruptcy Prediction Application of the Taylor's Expansion in Logistic Regression," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 9, No. 4, 2000, 327 – 349.
- Lane, W. R., S. W. Looney and J. W. Wansley, "An Application of the Cox Proportional Hazards Model to Bank Failure," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 10, No. 4, 1986, 511 – 531.
- Larcker, D. F. and S. A. Richardson, "Fees Paid to Audit Firms, Accrual Choices, and Corporate Governance," *Journal of Accounting Research*, Vol. 42, No. 3, June 2004, 625 – 658.
- LaSalle, R. E. and A. Anandarajan, "Auditors' Views on the Type of Audit Report Issued to Entities with Going Concern Uncertainties," *Accounting Horizons*, Vol. 10, No. 2, June 1996, 5 – 72.
- LaSalle, R. E., A. Anandarajan and A. F. Miller, "Going Concern Uncertainties: Disclaimer of Opinion versus Unqualified Opinion with Modified Wording," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 15, No. 2, Fall 1996, 29 – 48.
- LeClere, M. J., "The Occurrence and Timing of Events: The Application of Event History Models in Accounting and Finance Research," working paper, Loyola University Chicago, 1999.

- Lee, T. A., R. W. Ingram and T. P. Howard, “The Difference between Earnings and Operating Cash Flow as an Indicator of Financial Reporting Fraud,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 16, No. 4, Winter 1999, 749 – 786.
- Lee, H. S. and J. L. Urrutia, “Analysis and Prediction of Insolvency in the Property – Liability Insurance Industry: A Comparison of Logit and Hazard Models,” *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 63, No. 1, March 1996, 121 – 130.
- Lennox, C. S., “The Accuracy and Incremental Information Content of Audit Reports in Predicting Bankruptcy,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 26, Nos. 5&6, June/July 1999, 757 – 778.
- , “Going-concern Opinions in Failing Companies: Auditor Dependence and Opinion Shopping,” working paper, University of Bristol, 2000.
- Li, J., Lu Zhang and J. Zhou, “Earnings Management and Delisting Risk: The Case of IPO Firms,” working paper, University of Rochester, 2005.
- Lin, S., “Financial Distress Classification in the Life Insurance Industry,” *Journal of Insurance Regulation*, Vol. 14, No. 3, Spring 1996, 314 – 342.
- Long, J. S. and J. Freese, *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using STATA*, STATA Press, Revised Edition, 2003.
- Louwers, T. J., “The Relation between Going – Concern Opinions and the Auditor’s Loss Function,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 36, No. 1, Spring 1998, 148 – 156.
- Louwers, T. J. and F. M. Messina, “The Auditor’s Going – Concern Disclosure as a Self – Fulfilling Prophecy: A Discrete – Time Survival Analysis,” *Decision sciences*, Vol. 30, No. 3, Summer 1999, 805 – 824.
- Lynn, S. G. and J. S. L. Tui, “Audit Quality, Management Ownership, and the Informativeness of Accounting Earnings,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 17, No. 1, Winter 2002, 25 – 50.
- Lys, T. and R. L. Watts, “Lawsuits against Auditors,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 32, No. 3, Supplement 1994, 65 – 93.
- Marquardt, C. A. and C. I. Wiedman, “The Effect of Earnings Management on the Value Relevance of Accounting Information,” *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 31, Nos. 3&4, April/ May, 2004, 297 – 332.
- Matsumura, E. M. and K. R. Subramanyam, “Strategic Auditor Behavior and Going – Concern Decisions,” *Journal of Business Finance, and Accounting*, Vol. 24, No. 6, July 1997, 727 – 758.

- McDonald, C. G. and L. M. Van de Gucht, "High – Yield Bond Default and Call Risks," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 3, August 1999, 409 – 419.
- McEnally, R. W. and R. B. Todd, "Systematic Risk Behavior of Financially Distressed Firms," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 32, no. 3, Summer 1993, 3 – 19.
- Menon, K. and K. B. Sahwarz, "An Empirical Investigation of Audit Qualification Decisions in the Presence of Going Concern Uncertainties," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 3, No. 2, Spring 1987, 302 – 315.
- Moeller, T. and C. A. Molina, "Survival and Default of Original Issue High-Yield Bonds," *Financial Management*, Vol. 32, No. 1, Spring 2003, 83 – 107.
- Moizer, P, "An Ethical Approach to the Choices Faced by Auditors" *Critical Perspectives on Accounting*, Vol. 6, No. 5, October 1995, 415 – 431.
- Mong, S and P. Roebuck, "Effect of Audit Report Disclosure on Auditor Litigation Risk," *Accounting and Finance*, Vol. 45, No. 1, March 2005, 145 – 169.
- Mossman, C. E., G. G. Bell, L. M. Swartz and H. Turtle, "An Empirical Comparison of Bankruptcy Models," *Financial Review*, Vol. 33, No. 2, May 1998, 35 – 53.
- Mutchler, J. F., "A Multivariate Analysis of the Auditor's Going – Concern Opinion Decision," *Journal of Accounting Research*, Vol. 23, No. 2, Autumn 1985, 668 – 682.
- , "Empirical Evidence Regarding the Auditor's Going – Concern Opinion Decision," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 6, No. 1, Fall 1986, 148 – 163.
- Nelson, M. W., "A Review of Empirical Conflicts-of-Interest Research in Auditing," working paper, Cornell University, 2003.
- Nelson, M. W. J. A. Elliott and Tarpley, "Evidence from Auditors about Managers' and Auditors' Earnings Management Decisions," *Accounting Review*, Vol. 77, No. 4, Supplement 2002, 175 – 202.
- , "How Are Earnings Managed? Examples from Auditors," *Accounting Horizons*, Vol. 17, Supplement 2003, 17 – 35.
- Ng, J., "Distress Risk Information in Accruals," working paper, University of Pennsylvania, 2005.
- Nogler, G. E., "The Resolution of Auditor Going Concern Opinions," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 14, No. 2, Autumn 1995, 54 – 73.
- Ohlson, J.A., "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, Spring 1980, 109 – 131.
- Pastena, V. and W. Ruland, "The Merger/Bankruptcy Alternative," *Accounting Review*, Vol. 61, No. 2,

- April 1986, 288 – 301.
- Peltier-Rivest, D., “The Determinants of Accounting Choices in Troubled Companies,” *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 38, No. 4, Autumn 1999, 28 – 44.
- Perez, S. E., A. S. Llopis and J. A. S. Llopis, “A Competing Risks Analysis of Exit for Manufacturing Firms,” working paper, University of Valencia, 2004.
- Porath, D., “Estimating Probabilities of Default for German Savings Banks and Credit Cooperatives,” working paper, Deutsche Bank, 2004.
- Prantl, S., “Bankruptcy and Voluntary Liquidation: Evidence for New Firms in East and West Germany after Unification,” Center for European Economic Research, Discussion Paper No. 03 – 72, 2003.
- Pryor, C. and J. V. Terza, “Are Going – Concern Audit Opinions: A Self – Fulfilling Prophecy?” working paper, Pennsylvania State University, 2001.
- Raghunandan, K. and K. R. Subramanyam, “Market Information and Predictive Accuracy of the Going Concern Opinion,” working paper, Florida International University, 2003.
- Rau, S. E. and D. V. Moser, “Does Performing Other Audit Tasks Affect Going – Concern Judgments?” *Accounting Review*, Vol. 74, No. 4, October 1999, 493 – 508.
- Reynolds, J. K. and J. R. Francis, “Does Size Matter? The Influence of Large Clients on Office – Level Auditor Reporting Decisions,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 30, No.3, December 2000, 375 – 4000.
- Reynolds, J. K., D. R. Deis and J. R. Francis, “Professional Services Fees and Auditor Objectivity,” *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol. 23, No. 1, March 2004, 29 – 52.
- Rosner, R. L., “Earnings Manipulation in Failing Firms,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 20, No. 2, Summer 2003, 361 – 408.
- Ruiz-Barbadillo, E., N. Gomez-Aguilar, C. D. Fuentes-Barbera and M. A. Garcia-Benau, “Audit Quality and the Going-concern Decision-making Process: Spanish Evidence,” *European Accounting Review*, Vol. 13, No. 4, December 2004, 597 – 620.
- Ruddock, C., S. Taylor and S. Taylor, “Non – Audit Services and Earnings Conservatism: Is Auditor Independence Impaired?” working paper, University of New South Wales, 2004.
- Rus, R. M. and N. A. H. Abdullah, “An Empirical Investigation of Failing Companies in an Emerging Capital Market,” working paper, University Utara Malaysia, 2005.
- Sarin, A., “Auditor Compensation and Audit Failure – An Empirical Analysis,” working paper, Santa Clara University, 2003.

- Saretto, A. A., "Predicting and Pricing the Probability of Default," working paper, University of California, Los Angeles, 2004.
- Schaub, M. and M. J. Highfield, "On the Information Content of Going Concern Opinions: The Effects of SAS Numbers 58 and 59," *Journal of Asset Management*, Vol. 4, No. 1, June 2003, 22 – 31.
- Schaub, M., M. P. Watters and G. F. Linn, "Going Concern Opinions Useful in Conveying Information Regarding the Computer Industry and Firms," *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, Vol. 7, No. 3, 2003, 11 – 20.
- Schelleman, C. and W. R. Knechel, "The Impact of Potential Earnings Management on the Pricing and Production of Audit Services," working paper, Universiteit Maastricht, 2003.
- Sharma, D. S. and E. R. Iselin, "The Relative Relevance of Cash Flow and Accrual Information for Solvency Assessments: A Multi-Method Approach," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 30, No. 7/8, September 2003, 1115 – 1140.
- Sharma, D. S. and J. Sidhu, "Professionalism vs Commercialism: The Association Between Non – Audit Service (NAS) and Audit Independence," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 25, Nos. 5-6, June/July 2001, 595 – 629.
- Shumway, T. "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model," *Journal of Business*, Vol. 74, No. 1, January 2001, 101 – 124.
- Smith, M., J. Kestel and P. Robinson, "Economic Recession, Corporate distress and Income Increasing Accounting Policy Choice," *Accounting Forum*, Vol. 25, No. 4, December 2001, 334 – 352.
- Stepanova, M. and L. Thomas, "Survival Analysis Methods for Personal Loan Data," *Operations Research*, Vol. 50, No. 2, March/April 2002, 277 – 289.
- Sung, S. K. and J. J. Wild, "Informativeness of Annual Reports for Firms in Financial Distress," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 1, Fall 1994, 331 – 351.
- Taffler, R. J. and J. Lu, "Is State of Denial? Market Underreaction to Going – Concern Audit Report Disclosures," working paper, Cranfield School of Management, 2003.
- Taffler, R. J., J. Lu and A. Kausar, "Is Denial? Stock Market Underreaction to Going-concern Audit Report Disclosures," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 38, December 2004, 263 – 296.
- Tan, C. E. L., "The Asymmetric Information Content of Going – Concern Opinions – Evidence form Bankrupt Firms With and Without Prior Distress Indicators," working paper, Baruch College, The City University of New York, 2002.

- Tucker, R. R., E. M. Matsumura and K. R. Subramanyam, “Going – Concern Judgment: An Experimental Test of the Self – Fulfilling Prophecy and Forecast Accuracy,” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 22, No. 5, September 2003, 401 – 432.
- Turetsky, H. F. and R. A. McEwen, “An Empirical Investigation of Firm Longevity: A Model of the *Ex Ante* Predictors of Financial Distress,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 16, No. 4, June 2001, 323 – 343.
- Uang, J.-Y., D. B. Citron, S. Sudarsanam and R. J. Taffler, “Management Going – Concern Disclosures: Impact of Corporate Governance and Auditor Reputation,” working paper, Cranfield School of Management, 2004.
- Vassalou, M. and Y. Xing, “Default Risk in Equity Returns,” working paper, Columbia University, 2002.
- , “Default Risk in Equity Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 2, April 2004, 831 – 868.
- Vanstraelen, A., “Going – Concern Opinions, Auditor Switching, and the Self – Fulfilling Prophecy Effect Examined in the Regulatory Context of Belgium,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 18, No. 2, Spring 2000, 231 – 255.
- Vuong, Q. H., “Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypothesis,” *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, March 1989, 307 – 333.
- Ward, T. J., “A Review of Financial Distress Research Method and Recommendations for Future Research,” *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, Vol. 3, No.1, 1999, 160 – 178.
- Weber, J. and M. Willenborg, “Do Expert Information Intermediaries Add Value? Evidence from Auditors in Microcap Initial Public Offerings,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, No. 4, September 2003, 681 – 720.
- Whalen, G., “A Proportional Hazards Model of Bank Failure: An Examination of Its Usefulness As An Early Warning Tool,” *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Cleveland), Vol. 27, No. 1, 1991, 21 – 31.
- Wheelock, D.C. and P. W. Wilson, “Why Do Banks Disappear? The Determinants of U.S. Bank Failures and Acquisitions,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 1, February 2000, 127 – 148.
- Whelan, C. J. and R. P. McNamara, “The Impact of Earnings Management on the Value-relevance of Earnings and Book Value: A Comparison of Short-term and Long-term Discretionary Accruals,” working paper, Georgia College & State University, 2004.
- White, H., “A Heteroskedasticity – Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for

- Heteroskedasticity,” *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, May 1980, 817 – 838.
- Wilkins, M. S., “Technical Default, Auditors’ Decisions and Future Financial Distress,” *Accounting Horizons*, Vol. 11, No. 4, December 1997, 40 – 48.
- Willenborg, M. and J. C. McKeown, “Going-concern Initial Public Offerings,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 30, No. 3, December 2000, 279 – 313.
- Yost, K., “The Choice Among Traditional Chapter 11, Prepackaged Bankruptcy, and Out-of-Court Restructuring,” working paper, 2002.
- Young, S., “The Determinants of Managerial Accounting Policy Choice: Further Evidence for the UK.,” *Accounting and Business Research*, Vol. 28, No. 2, Spring 1998, 131 – 143.
- Zmijewski, M. E., “Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, No. 3, Supplement 1984, 59 – 82.
- 安道知寛・山下智志, 「財務指標の時間依存を考慮した信用リスク評価モデル ——デフォルト予測への応用」, 金融研究研修センター, ディスカッションペーパー, 2004年4月.
- 大橋康夫・浜田知久馬, 『生存時間解析 SASによる生物統計』, 東京大学出版会, 1995年.
- 大村敬一・楠美将彦・水上慎士・塩貝久美子, 「倒産企業の財務特性と金融機関の貸出行動」, 経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズ, DP/02-5, 2002年12月.
- 大日方隆, 「利益の概念と情報価値(2)」, 斎藤静樹編著, 『会計基準の基礎概念』, 中央経済社, X-2章, 2002年, 375 – 417.
- , 「過剰債務が株価－利益関係にあたえる影響 ——建設、不動産、流通のケース——」, 『経済学論集』, 第69巻, 第3号, 2003年10月
- , 「原発費用の裁量的決定と Value Relevance」, 東京大学経済学研究科日本経済国際共同研究センター, ディスカッションペーパー, CIRJE-J-102, 2004年2月.
- 木島正明編著, 『金融リスクの計量化(下巻) クレジット・リスク』, 金融財政事情研究会, 1998年.
- 木島正明・小守林克哉, 『信用リスク評価の数理モデル』, 朝倉書店, 1999年.
- 小林孝雄, 「信用リスク・モデル化のアプローチ」, 『証券アナリスト・ジャーナル』, 第42巻, 第3号, 2004年3月.
- 楠岡成雄・青沼君明・中川秀敏, 『クレジット・リスク・モデル』, 金融財政事情研究会, 2001年.
- 中村剛, 『Cox 比例ハザードモデル』, 朝倉書店, 2001年.
- 浜島信之, 『多変量解析による臨床研究(第三版)』, 名古屋大学出版会, 2000年.

倒産分析とゴーイングコンサーン監査

福田慎一・粕谷宗久・赤司健太郎, 「デフレ下における非上場企業のデフォルト分析」, 日本銀行ワーキングペーパー, No. 04-J-14, 2004年9月.

森平爽一郎・隅田和人, 「格付け推移行列のファクター・モデル」, 日本銀行金融研究所, 『金融研究』, 第20巻, 別冊第2号, 2001年12月.