

財務困窮企業の生存時間分析

— 企業継続能力評価モデルの構築 —

及川 拓也[※]

1. 研究の背景と目的

本研究の目的は、ゴーイング・コンサーン監査の実用に耐えうる企業継続能力評価モデルを構築することである。本稿では、その前段階として、財務困窮企業の生存時間分析を行い、当該企業が倒産に至るまでの生存時間に影響を与える要因(財務指標)について検討する。また、導出された比例ハザードモデルが財務困窮状態から倒産に至るプロセスに対してどの程度の説明力を有するのかを検討する。

わが国では、線形判別モデルやロジットモデルを用いた企業継続能力評価モデルないし倒産予測モデルに関する研究は数多く行われてきた。これらの研究は倒産・非倒産の判別や倒産確率の予測に重点をおくものであり、倒産の一時点だけが研究の対象とされてきた。一方、企業の事業継続能力が維持できなくなるまでの期間(生存時間)の推定や、生存時間に影響を与える要因の分析に重点をおいた研究はほとんど行われてこなかった。こうした分析を可能とするのが生存時間分析¹⁾である。

わが国の会計・監査研究分野において、生存時間分析、特にハザードモデルを用いた研究が注目された背景としては、事業継続能力にかかる監査、いわゆるゴーイング・コンサーン(以下「GC」と呼ぶ)監査の制度化²⁾により、監査人が企業のGCの評価・判断に「実質的に」関わらざるを得ない状況になった³⁾こと、GC監査の実用に耐えうる企業継続能力評価モデルを構築する上で、既存モデルには統計上の制約条件などモデルの構造にかかる問題やサンプリングなど方法論上の問題があるため、これらに替わる新しいモデ

ルを検討する必要があったこと、などがあげられる。

このGC監査は、職業的専門家としての監査判断のばらつきが生じるリスクが高い実務領域と言われている(高田[2007,p.174])。同一企業のデータを用いて、同一企業のGCを判断しているにもかかわらず、監査人によって、全く正反対の結論(GCが「ある」と「なし」)が出される可能性もある⁴⁾。GCがあるか否かの判断は、企業にとってみれば倒産問題に直結するものであり、監査人の監査判断のばらつきが社会に与える影響は極めて大きい。それゆえ、GCにかかる監査判断には客観性が強く求められる。

本研究は、その客観性を担保する手段として、企業継続能力評価モデルを構築し、活用することを志向するものである。監査人の高度な専門知識と経験に加え、意思決定支援ツールとしてモデルを活用することの意義は、GCにかかる監査判断のばらつきを低くおさえ、同一データからはほぼ同一の結論を得られるようにすること⁵⁾である。

また、本研究では、生存時間分析の代表的なモデルであるCoxの比例ハザードモデル(以下「比例ハザードモデル」と呼ぶ)によるモデルの構築を目指している。既存の企業継続能力評価モデルないし倒産予測モデルの問題については、すでに多くの先行研究で指摘されている⁶⁾ところであるが、特に、本研究では、GC監査において監査人に求められる能力の観点から、既存モデルの多くで採用されてきた、倒産企業と財務健全企業を一定の条件(資産規模等)でペアにするpaired samplingの問題に着目している。

GC監査において、監査人が直面する問題は、被

※ 青森公立大学准教授

監査会社が「倒産の可能性の高い状態」ないし「財務困窮状態」にある場合の、1年以内の存続可能性の見極めである。決して財務的に健全な被監査会社の存続可能性の見極めではない。既存モデルのように、倒産企業と財務健全企業をペアとしたサンプルデータから導出されたモデルは、倒産企業と財務健全企業を識別する能力を有する可能性は高いが、財務困窮状態の中から1年以内に倒産する可能性が高い企業を識別する能力は極めて低いと言わざるを得ない。この点で、既存モデルは、GC監査を行う監査人にとってあまり意味をなさないと言える。

そもそも既存モデルは、「公表財務諸表から得られた財務数値の内容が悪い企業は倒産し、良い企業は倒産しない」とする仮説のもと構築されている(白田[1999,p.67])ことに問題がある。GC監査での実用を想定するならば、本研究で問われるべき課題は、「財務困窮状態の中でその後倒産した企業と同じ財務困窮状態にありながら倒産しなかった企業の財務数値(財務指標)上の違いは何なのか」である。したがって、構築されるべきモデルは、財務困窮企業ないし倒産企業(財務困窮状態の後倒産した企業)のみで構成されるサンプルデータから導出される必要がある。このようなサンプリングが可能で、かつ時間的要素を考慮したモデル構造⁷⁾となっているのが、比例ハザードモデルである。

以下、本稿では、先行研究の知見にもとづき、サンプリングを精緻化した上で、財務困窮企業の生存時間分析を行う。

2. 先行研究

(1) サンプリングの精緻化

財務困窮企業の生存時間に影響を与える変数(財務指標)について、先行研究では様々な視点から検討が行われてきた。例えば、Shumway[2001]および及川[2008]は、先行研究で有意とされた変数(財務指標)がハザードモデルでも有意となるかを検証した。Turetsky and McEwen[2001]および大村ほか[2002]は、財務困窮段階ごとに(あるいは倒産が近づくにつれて)生存時間に影響を与える有意な変数が異なるかを検

証した⁸⁾。また、高田ほか[2004]、金[2004]および及川[2008]は、サンプルとなる財務困窮企業の識別に重点をおいて検証を行った。しかしながら、これらの先行研究は方法論上の問題を抱えている。

1つは、サンプリングの問題である(表1参照)。先行研究では、財務困窮企業の生存時間に影響を与える要因として統計的に有意とされる変数(財務指標)が、それぞれのサンプルに限定されており、全体として統一的な見解は得られていない⁹⁾。この原因として、サンプルデータの中に財務健全企業が含まれている点が指摘される。paired samplingの問題は上述したとおりであるが、他のモデル(線形判別モデルやロジットモデルなど)とのパフォーマンスの比較を行っている研究、例えばShumway[2001]および大村ほか[2002]では、paired sampling(あるいは財務健全企業と財務困窮企業が混在するサンプリング)が採用されている。財務困窮企業ないし倒産企業とは明らかに性質の異なる財務健全企業のデータを含めることで、倒産と非倒産を識別する有意な変数は見いだしやすくなるが、その有意となる変数は必ずしも財務困窮企業の生存時間に影響を与える変数になるとは限らないのである。

もう1つの原因としては、「倒産の可能性の高い状態」ないし「財務困窮状態」についての検討が不十分であることが指摘される。paired samplingを採用せず、財務困窮企業ないし倒産企業のみでサンプリングをする際、どのような状態をもって、「倒産の可能性の高い状態」ないし「財務困窮状態」とみなすかが重要となる。この判断が甘くなると、財務健全企業がサンプルに含まれることになり、paired samplingと同じ問題が生じる可能性が高くなる。

例えば、高田ほか[2004]および金[2004]は決算日の株価が200未満の状態を、及川[2008]はAltman[1968]のZスコアが1.20以下の状態を「倒産の可能性の高い状態」ないし「財務困窮状態」とみなしているが、検討の余地はある。高田ほか[2004]および金[2004]では、倒産した上場製造企業の倒産直前期決算日の株価を調査

し、倒産企業のほとんどの株価が200円未満であることを根拠にしているが、調査したサンプル数が少ないこと(それぞれ30社と23社)と、200円未満であっても必ずしも財務的に困窮しているわけではないこと、が問題として指摘される。また、及川[2008]では、倒産した上場製造企業(26社)の倒産直前期から5期前までのZスコアを調査し、倒産企業の多くが倒産危険域と言われる1.81よりさらに低い状態(1.20以下)、すなわち財務困窮度が一層高まった状態で継続し、倒産に至っていることを根拠にしているが、高田ほか[2004]らと同様の問題が指摘される。さらに、Turetsky and McEwen[2001]は、営業キャッシュフローの減少・マイナスの状態を財務困窮の初期シグナルとみなしているが、明確な根拠は示されていない。

モデルの構築にあたっては、「倒産の可能性の高い状態」ないし「財務困窮状態」について十分な検討を行った上で、サンプリングをより精緻化させる必要がある。

(2) 比例ハザード性の検証

もう1つの問題は、比例ハザードモデルでは、時間に関係なくハザード比が一定となること(比例ハザード性の仮定)が前提とされているが、先行研究ではこの検証がほとんど行われていないことである。比例ハザード性の仮定が満たされていないければ、たとえ変数(共変量)の回帰係数が有意となっても、その効果は信用できないものと言われている。モデルの信頼性を高めるためにも、生存時間に影響を与える変数(財務指標)の検討と比例ハザード性の検証をセットで行う必要がある。

ただし、財務困窮企業ないし倒産企業の財務数値の特性から、財務困窮企業の生存時間に影響を与え、かつ比例ハザード性の仮定を満たす変数を見いだすことはかなりきつしいりとなる。一般的に、財務困窮企業ないし倒産企業の財務数値は、財務健全企業と比較して、偏りや異常値を有する可能性が高い。また、似たような値をとる傾向にある。もちろん財務数値のこうした特性は、変数候補と

なる財務指標にも反映されることになる。例えば、倒産企業の倒産直前期の売上高経常利益率はマイナスの値となる傾向にある。及川[2008]では、12の財務指標の中から、財務困窮企業の生存時間に影響を与える変数として、3つの財務指標の組み合わせを見いだしたが、いずれも比例ハザード性の仮定を満たしていなかった。

財務困窮企業ないし倒産企業にサンプルを限定し、サンプリングを精緻化すればするほど、それらの財務数値の特性から比例ハザード性の仮定を満たすことがますます困難になることが予想される。GC監査の実用に耐え、よりパフォーマンスの高い比例ハザードモデルによる企業継続能力評価モデルを構築するカギは、サンプリングの精緻化と比例ハザード性の仮定を満たすといった、この矛盾するような問題をいかに解決するか、である。

3. 財務困窮企業の識別

本稿では、以下の手続きにしたがって、「倒産の可能性の高い状態」ないし「財務困窮状態」にある企業を識別することにした。

まず、本稿の対象を、2001年5月から2002年4月の間に決算を行った上場企業(銀行、証券、保険、その他金融を除く)で、かつAltman[1968]のZスコアによって倒産危険度が高いと判別された(Zスコアが1.81以下であった)企業1,070社とした¹⁰⁾。

次に、この初期サンプルを財務困窮度にしたがい4つのグループにわけ、グループごとにその後(2008年12月まで)の倒産件数を調査した。

表2に示すように、倒産件数が最も多かったのは、財務困窮度が最も高いとみなされる第1グループの23件であり、続いて第2グループの14件であった。第3グループと第4グループはそれぞれ4件と3件であった。このことから、本稿では、第1グループと第2グループの計534社を「倒産の可能性の高い状態」ないし「財務困窮状態」にある企業と見なすことにした。

最後に、非倒産企業サンプルについて、財務データの一部に欠損値(10社)や異常値(21社)が見

つかった31社を除外し、503社(倒産企業37社、非倒産企業466社)を最終サンプルとした。

4. Cox回帰分析

(1) 共変量の検討

次に、モデルに組み入れる共変量(財務指標)について、以下の手続きにしたがい検討を行った。

最初に、先行研究で有意とされた変数の中から、8項目(成長性、資本効率、営業効率、資産効率、流動性、安全性、キャッシュフロー、一株当利益率)に関連する指標と、Altman [1968] のモデルで用いられた指標の計40指標を選択した。次に、欠損値が含まれる4つの指標(正味運転資本比率、商品・製品回転日数、一株当利払後事業利益、一株当経常利益)を除く36指標について、ステップワイズ(変数増加法)を用いて、6つの有意な指標の組み合わせ(表3参照)を選択した(統計ソフト: SPSS Statistics 17.0、以下同様)。なお、財務データは2001年5月から2002年4月の間の個別決算であり、NEEDS CD-ROM(Nikkei Digital Media, Inc)を利用した。また、株価データについては、株価CD-ROM(東洋経済新報社)を利用した。

このうち、固定資産回転率(X_2)については係数の符号が予想と異なるため検討が必要である。この指標は、固定資産を有効に活用していかにか売上高・営業収益に結びつけたか、を示すものであり、一般的には過剰な設備投資の判断材料として用いられるものである。本稿の分析結果にしたがうと、固定資産回転率が高ければ高いほど、倒産のハザードが増加することになり、一般的な解釈と一致しなくなる。

この原因として、先行研究で指摘されてきた、倒産企業の経営者が倒産前に行う特徴的な会計行動、すなわち倒産回避行動が影響していると考えられる。白田 [2003, p.114] によれば、倒産企業の経営者は、有利子負債の返済を優先させるため、売却損を出してでも固定資産を売却する行動をとる傾向にある。分析に用いたサンプルの固定資産回転率の平均値

を見てみると、財務困窮状態でその後倒産した企業のほうが、同じような状態で倒産しなかった企業よりも、数値上、よりよい値を示しており、あたかも倒産した企業のほうがより経営効率の高い経営を行っていたかのような誤解を与える結果となっている(表4参照)。このことは、倒産企業において、倒産前に倒産回避行動がとられた可能性が高いことを示唆している。

以上の検討から、 X_2 (固定資産回転率)を除く5つの指標を共変量とし、最終サンプル503社を用いてCox回帰分析(強制投入法)を行うことにした¹²⁾。なお、これらの変数間に強い相関関係は見られなかった¹³⁾。

(2) 比例ハザードモデルの導出

表5は、選択された5つの共変量と生存期間(月)について、記述統計量をサンプルグループごとに示している。また、表6はCox回帰分析の結果を示している。なお、生存時間分析の観察期間は、2001年5月～2002年4月の決算月から2008年12月までである。また、非倒産企業サンプルには倒産以外(合併や親会社による完全子会社化)の理由で上場廃止となった企業75社(censored case)が含まれている。

Cox回帰分析の結果、以下の比例ハザードモデルが導出された。

$$h(t) = h_0(t) \cdot \exp(-0.048X_1 + 0.016X_3 - 0.023X_4 + 0.673X_5 - 4.929X_6)$$

比例ハザードモデルでは、係数の符号がプラスであれば(ハザード比が1を超えれば)ハザードを増加させ、マイナスであれば(ハザード比が1未満であれば)減少させる、と解釈される。表6より、5つの変数とも係数の符号が予測どおりとなり、係数の値も統計的に有意となった。係数の符号がマイナスとなった売上高経常利益率(X_1)、当座比率(X_4)および株式時価負債簿価(X_6)は、その値が大きいほどハザードを減少させることを示唆している。逆に係数の符号がプラスとなった支払手形回転日数(X_3)や有利子負債利率(X_5)は、その値が大きいほどハザードを増加させることを示唆している。

特に、有利子負債利率のハザード比は他の共変量よりも高く、財務困窮企業にとって有利子負債および利息費用が相当の負担となっていることを示唆しており、一般的な理解と一致する結果となった。

5. 倒産プロセスと比例ハザードモデル

最後に、導出された比例ハザードモデルが財務困窮状態から倒産に至るプロセスに対してどの程度の説明力を有するのかを検討する。表7は、本稿の分析に用いた指標について、財務困窮状態でその後倒産した企業(倒産企業サンプル)と、同じような状態で倒産しなかった企業(非倒産企業サンプル)の間で、平均値ないし中央値に有意な差が見いだされたものである。

Cox回帰分析と関連指標の分析結果から、図に示すような倒産プロセスを導き出すことができた。なお、本稿では、財務困窮企業の中でも困窮度がより一層高い企業をサンプルとしていることから、これらの企業は、財務的に多少困窮している企業と比較して、すでに信用力が相当低下していることが想定される。また、倒産企業サンプルと非倒産企業サンプルの前年度からの売上減少率に有意な差はみられず(表7参照)、両サンプルとも同じように売上が減少していたことがわかる。このような状況の中で、その後、倒産した企業は次のようなプロセスを辿ったと考えられる。

まず、倒産企業サンプルは、売上の減少によってすぐに資金不足に陥ったと考えられる。非倒産企業サンプルも売上が前年度よりも減少しているが、手元流動性比率および流動比率の平均値と中央値を見てみると、両サンプルの間に有意な差がみられる。このことより、売上の減少が倒産企業サンプルでは資金不足に直結することが示唆される。売上の減少が倒産企業サンプルで資金不足に直結した原因の1つとしては、在庫管理の問題が考えられる。棚卸資産回転日数について見てみると、両サンプルの間に有意な差があり、倒産企業サンプルのほうが長期化していることがわかる。このことは、倒産企業サンプルは売れない在庫を多数抱えており、売上

を出しにくい体質になっていることを示唆している。さらに、両サンプルとも売上が減少しているとはいえ、売上債権対買入債務比率の平均値を見てみると、非倒産企業サンプルでは買入債務の支払いに対して約2倍の売上債権があり、倒産企業サンプルほど売上の減少が資金不足に直結しにくいことを示唆している。

資金不足に陥ると、次に買入債務の返済が困難になる。資金不足を補うため、取引先に支払いの延長を依頼する。このため買入債務回転期間が長期化する。買入債務回転日数について見てみると、両サンプルにおいて有意な差がみられ、倒産企業サンプルのほうが回転日数が長期化していることがわかる。

こうした支払い延長の依頼は信用不安をもたらし、財務困窮状態ですでに信用力が落ちているところにさらなる拍車がかかる。その結果、低金利での資金調達が困難になる。倒産企業サンプルでは資金不足により、割高でも借入れを行うため、有利子負債に加え金利負担も増大する。売上高純金利負担率でも、両サンプルにおいて有意な差がみられ、倒産企業サンプルの利息負担が増大していることがわかる。また、倒産企業サンプルでは、有利子負債の増加に伴い財政状態はますます悪化する。自己資本比率やキャッシュフロー(CF)対負債比率について、両サンプルの間に有意な差がみられたのも、こうした状態が表面化したものと考えられる。

売上の減少、金融費用の増大は、利益率を低下させる。両サンプルの間で、売上高経常利益率や売上高当期利益率について有意な差がみられたのは、金融費用の増大が影響していると考えられる。売上高支払利息割引料率でも、両サンプルの間に有意な差があり、倒産企業サンプルのほうが金融費用の負担が大きいことがわかる。また、比例ハザードモデルにおいても、売上高営業利益率ではなく、売上高経常利益率が有意な変数とみなされたことは、金融費用の負担が倒産ハザードを増加させることを示唆している。最終的に、こうした利益率の低下と財政状態の悪化は、上場企業であれば、市場からの評価を低め、株価のさらなる下落をもたらすこ

となる。

以上のプロセスは、財務困窮状態にあってその後倒産した企業と倒産しなかった企業の分岐点を的確に示しており、一般的な倒産のプロセスとして理解可能なものである。

6. まとめと課題

本稿では、Cox回帰分析を行い、財務困窮企業の生存時間に影響を与える要因(財務指標)について検討した。また、導出された比例ハザードモデルが財務困窮状態から倒産に至るプロセスに対してどの程度の説明力を有するのかを検討した。

Cox回帰分析の結果、財務困窮企業の生存時間に影響を与える要因として、5つの指標が見いだされた。また、これら5つの指標と関連指標の分析結果から、一般的に理解可能な倒産プロセスを導出することができた。このことから、比例ハザードモデルを用いて企業継続能力評価モデルを構築することが可能であることが示唆された。

ただし、本稿の分析結果は、下記の限界に照らして解釈される必要がある。

- ・倒産上場企業のサンプル数が少ない。
- ・分析に用いられたサンプルには、複数の業種(銀行、証券、保険、その他金融を除く)が含まれている。
- ・モデルに組み込まれた5つの共変量のうち3つについて、比例ハザード性の仮定が満たされていない¹⁴⁾。

本稿では、財務困窮企業の中でも一層困窮度の高い企業を分析対象とし、そのサンプル数を確保するため、多くの業種をまぜて分析を行った。財務数値ないし財務指標には業種の特徴が反映される傾向があるため、このことが分析結果に影響を与えた可能性がある。今後、一定のサンプル数を確保した上で、業種の特徴を考慮した分析が必要である。

また、比例ハザード性の仮定について、そもそも財務困窮企業の生存時間に影響を与える共変量(財務指標)の効果が時間の経過とともに変化せず一定となるのかどうか、検討する余地があ

る。もし、財務困窮企業の財務指標が時間の経過とともにその効果が変化し、ハザード比が一定とならない時間依存性共変量としての性質を有しているならば、比例ハザード性を前提としないモデルの構築を検討しなければならない。また、先行研究で指摘されたように、財務困窮状態から倒産に至るまでの段階(ステージ)ごとに、財務困窮企業の生存時間に影響を与える共変量が異なるならば、ステージごとにモデルを再構築することも検討する必要がある。

(本研究成果は、平成21年度科学研究費補助金若手研究(B)課題番号19730303の交付を受けたものである。)

(2010年6月14日受付、2010年7月9日受理)

注

- 1) 生存時間分析とは、死亡といった突発的に発生するイベントについて、そのイベントのハザード(瞬間死亡率)をモデル化することでイベントが発生するまでの時間間隔や生存時間に影響を与える要因とその影響度合いを分析する手法である。
- 2) 2002年1月に公表された『監査基準の改訂に関する意見書』(以下「意見書」と呼ぶ)により、2003年3月期決算から、監査人は、二重責任の原則のもと、経営者によるGCの評価を踏まえた上で、GCに重要な疑義を抱かせる事象や状況の有無、合理的な期間(少なくとも決算日から1年間)について経営者が行った評価、当該事象等を解消あるいは大幅に改善させるための経営者の対応および経営計画について検討する(「監査基準の改訂について」三6(2))ことが義務づけられた。なお、2009年4月に公表された『意見書』において、一定の事象や状況に対する経営者の対応策等を勘案してもなお、GCに関する重要な不確実性がある場合に、適切な注記がなされているかどうかを監査人が判断すること(「監査基準の改訂について」一)と改訂された。
- 3) GCに関する監査基準では、監査人の責任を企業のGCそのものの認定ではなく、GCに関する開示が適切に行われているか否かの判断(「監査基準の改訂について」三6(2))とし、監査人が企業のGCを評価する

ことを形式論理的に回避させている(高田[2007,p.157])。しかしながら、GC監査を実施する際、どこかの時点で監査人は被監査会社のGCを判断しなければならない。例えば、経営者が提出した経営計画が妥当であるかどうかの判断や、そもそもGCの前提に重要な疑義を抱かせる事象や状況があるか否かを判断する際、監査人は、被監査会社の財務困窮度や存続可能性の評価を避けて通ることはできない。この意味で、監査人は企業のGCの判断に「実質的に」関わらざるを得ない状況になった、と言える。

4) りそな銀行の2003年3月期決算における繰延税金資産の計上を巡って、2つの監査法人が全く正反対(「債務超過状態」と「税効果は3年(当初5年)ある」)の判断を示した。繰延税金資産は、次期以降に税金資産の費用化に見合うだけの課税所得が見込まれることを前提に計上認められるものであるが、これは同時に企業にGCがあることを前提とするものでもある。りそな銀行の繰延税金資産計上問題については、日本経済新聞(2003年6月14日付)を参照。

5) 同一データからはほぼ同一の結論を得られるようにすることの必要性および意思決定支援ツールとしてモデルを活用することの有用性について、高田[2007,p.159,p.174]は、職業的専門家の判断のばらつきの問題と損害賠償請求訴訟の観点からその根拠を説明している。

6) 線形判別モデルを用いた企業継続能力評価モデルの問題については、及川[2004]および高田[2007, pp. 169-172]を参照。

7) 共変量を $x(x=x_1, x_2, \dots, x_p)$ とし、共変量の回帰係数を $\beta^T(\beta^T = \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ とすると、比例ハザードモデル $h(t)$ は以下のように示される。

$$h(t) = h_0(t) \cdot \exp(\beta^T x) \\ = h_0(t) \cdot \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p)$$

$h_0(t)$ は基準ハザード関数と呼ばれ、共変量のベクトル x がすべて平均値をとるとき、時点 t におけるハザードは $h_0(t)$ となる。比例ハザードモデルは、生存時間にのみ依存する部分 $h_0(t)$ と変数にのみ依存する部分 $\exp(\beta^T x)$ の積として示される。なお、ハザードモデルの構造や考え方については、及川[2008, pp.156-160]を参照。

8) Lane, Looney and Wansley[1986]は、銀行(倒産130行、非倒産334行)をサンプルとして、21の指標について倒産1年前と2年前の予測では有意となる変数が異なるかを検証した。なお、非倒産の銀行は、paired samplingにより選択された。

9) Shumway[2001]では、Altman[1968](線形判別モデル)およびZmijewski[1984](プロビットモデル)で有意とされた変数をそれぞれ比例ハザードモデルに組み入れ、Altman[1968]の5変数に対しては2つ(利息・税引前利益/総資産、株式時価総額/総負債簿価)、Zmijewski[1984]の3変数に対しては2つ(純利益/総資産、総負債/総資産)だけが統計的に有意となった。

Turetsky and McEwen[2001]は、13の指標の中から、営業キャッシュフロー減少後の債務不履行に対しては、総資産/売上高、流動比率、負債比率、規模(総資産の対数)、減配といった指標が有意となり、債務不履行後の倒産に対しては、ROA、負債比率、規模、市場リスク(簿価時価比率)が有意な変数となることを明らかにした。

大村ほか[2002]は、販売動向、追加融資、支払余力、自己金融能力を企業倒産のリスクファクターとみなし、その代理変数である4つの指標(使用総資本売上高比率、売上高短期借入金比率、使用総資本純運転資本比率、使用総資本留保利益率)を変数として組み入れ、倒産が近づくにつれて有意な変数が異なることを明らかにした。

高田ほか[2004]は、45の財務指標から生存時間に影響を与える変数として4つの指標(使用総資本営業利益率、株主資本比率、有形固定資産減価償却累計率、キャッシュフロー(CF)対負債比率)の組み合わせを、金[2004]は、84の財務指標から4つの指標(売掛金回転日数、売上高支払利息割引料率、正味運転資本比率、一株当利払後事業利益)の組み合わせを見いだした。

及川[2008]は、先行研究(白田[2003](線形判別モデル)、高田ほか[2004]および金[2004])で有意とされた12の財務指標の中から、3つの指標(株主資本比率、有形固定資産減価償却率、棚卸資産回転期間(あるいはCF対負債比率))の組み合わせを見いだした。

10) Altman[1968]のZスコアは、次の線形判別モデルから算出され、Zスコアが1.81以下になると倒産危険域にあると判断される。

Zスコア＝

$$0.012 x_1 + 0.014 x_2 + 0.033 x_3 + 0.006 x_4 + 0.999 x_5$$

x_1 ＝運転資本 / 総資産

x_2 ＝留保利益 / 総資産

x_3 ＝利息・税引前利益 / 総資産

x_4 ＝株式時価総額 / 総負債簿価

x_5 ＝売上高 / 総資産

このZスコアモデルは、モデルの構造にかかる問題や倒産予測モデルとしての精度の低さが指摘されているが、本稿では、及川[2009]の調査結果から、当該モデルを倒産予測モデルとしてではなく財務困窮度を測定するモデルとして用いることで一定の有効性を見いだせると判断している。なお、及川[2009]は、2000年1月から2004年4月の間に倒産した上場企業75社(銀行、証券、保険、その他金融を除く)の倒産直前期から5期前までのZスコアを調査し、倒産企業の多くが、危険域(1.81以下)の中でもさらに財務困窮度が増した状態(Zスコアがさらに低い状態)が継続して倒産に至ったことを明らかにした。また、Zスコアについては、ダイヤモンド社の『週刊ダイヤモンド』(2002年10月12日号)に掲載された「2002年版倒産危険度ランキング」を参照した。

- 11) 平均値の差の検定(t検定)について、等分散を仮定する場合としない場合の結果がほぼ等しいことから、等分散を仮定する場合の結果のみ示すこととする(表7についても同様)。
- 12) 最終サンプルについて、この状態(財務困窮状態)が継続すると累積ハザード(倒産確率)が高まることをカプラン・マイヤー法による生存時間分析を行い確認した。さらに、最も困窮度が高いとみなされる第1グループの累積ハザードは、観察期間(2001年5月~2002年4月の決算月から2008年12月まで)の初期30か月の間、第2グループと比較して急激に上昇していることが確認された。
- 13) 2つの相関分析(PearsonとSpearman)を行ったが、変数間に強い相関は見られなかった(表8参照)。紙幅の都合上、Spearmanの分析結果は省略する。
- 14) 本稿では、時間依存のCox回帰分析を行い、帰無仮説「時間tと共変量Xの間に交互作用はない」が棄却されるか、検証した。分析の結果、支払手形回転日数(X₃)、有利子負債利率(X₅)および株式時価負債簿価(X₆)については、帰無仮説が有意水準5%で棄却された。このことは、これらの共変量が時間の変化とともにその効果が変化し、比例ハザード性の仮定が満たされていないことを示唆している。一方、売上高経常利益率(X₁)と当座比率(X₄)については、比例ハザード性の仮定が満たされていることが示された。

参考文献

及川拓也稿「ゴーイング・コンサーン情報の監査に関する考察—線形判別モデルの意義と限界—」『現代監査』(日本監査研究学会), 第14号, 2004年3月, pp.54-60。
及川拓也稿「生存時間分析による倒産研究—比例ハザード

ドモデルの適用可能性と課題—」『事業継続能力監査と倒産予測モデル』(高田敏文編著), 同文館出版, 2008年5月, pp.155-179。
及川拓也稿「ゴーイング・コンサーン監査—企業継続のための監査とは—」『月刊監査研究』(日本内部監査協会), 第35巻第3号, 2009年3月, pp.22-27。
大村敬一・楠美将彦・水上慎士・塩貝久美子稿「倒産企業の財務特性と金融機関の貸出行動」, 景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー, DP/02-5, 2002年12月, pp.1-29。
企業会計審議会『監査基準の改訂に関する意見書』, 2002年1月。
企業会計審議会『監査基準の改訂に関する意見書』, 2009年4月。
金光宇稿「比例ハザードモデルによる企業継続能力評価」『会計』, 第166巻第4号, 2004年10月, pp.141-150。
白田佳子著『企業倒産予知情報の形成』, 中央経済社, 1999年。
白田佳子著『企業倒産予知モデル』, 中央経済社, 2003年。
高田敏文著『監査リスクの基礎』, 同文館出版, 2007年。
高田敏文・井上普就・及川拓也・金光宇稿「ゴーイング・コンサーン問題にハザードモデルは使えるのか」『月刊監査研究』(日本内部監査協会), 第30巻第5号, 2004年5月, pp.43-50。
中村剛著『Cox比例ハザードモデル』, 朝倉書店, 2001年。
浜島信之著『多変量解析による臨床研究(第3版)』, 名古屋大学出版会, 2000年。
森平爽一郎・隅田和人稿「格付け推移行列のファクター・モデル」, *IMES Discussion Paper Series*(日本銀行金融研究所), No. 2001-J-17, 2001年6月, pp.1-50。
Altman, Edward L., Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy, *Journal of Finance*, Vol. 23 No. 4, September 1968, pp. 589-609。
Henebry, Kathleen L., Do Cash Flow Variables Improve the Predictive Accuracy of a Cox Proportional Hazards Model for Bank Failure?, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 36 No. 3, Fall 1996, pp. 395-409。
Lane, William R., Stephen W. Looney and James W. Wansley, An Application of the Cox Proportional Hazards Model to Bank Failure, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 10, 1986, pp.511-531。
Shumway, Tyler, Forecasting Bankruptcy More Accurately

- : A Simple Hazard Model, *Journal of Business*, Vol. 74 No. 1, January 2001, pp.101-124.
- Turetsky, Howard F. and Ruth Ann 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. 3, May 2001, pp.323-343.
- Zmijewski, Mark E. , Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models, *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, Supplement 1984, pp.59-82.

表1 サンプル数とサンプリング方法

先行研究	期間	倒産 企業	非倒産 企業	サンプリング方法 (基準)
Shumway[2001]	1962-1992	300	2,882	paired sampling
Turetsky and McEwen[2001]	1996版Compustat 収録 (1988-)	311	2,360	営業キャッシュフロー の減少・マイナス
大村ほか[2002]	1988-2001	451	451	paired sampling
高田ほか[2004]	1999-2003	28	468	決算日株価200円未満
金[2004]	1999-2003	22	411	決算日株価200円未満
及川[2008]	2000-2003	23	281	Zスコア1.20以下

表2 財務困窮度と倒産件数

財務困窮度	Zスコア	ランキング	倒産件数
第1グループ(267社)	-8.19~0.85	1位~ 267位	23
第2グループ(267社)	0.85~1.17	268位~ 534位	14
第3グループ(268社)	1.17~1.50	535位~ 801位	4
第4グループ(268社)	1.50~1.81	802位~1,070位	3

表3 共変量の候補

X ₁ : 売上高経常利益率	$(\text{経常利益} / \text{売上高}) \times 100$
X ₂ : 固定資産回転率	$(\text{売上高} \cdot \text{営業収益} / \text{固定資産2期平均})$
X ₃ : 支払手形回転日数	$(\text{支払手形2期平均} / \text{売上高} \cdot \text{営業収益}) \times 365$
X ₄ : 当座比率	$(\text{当座資産} / \text{流動負債}) \times 100$
X ₅ : 有利子負債利率	$(\text{支払利息} \cdot \text{割引料} / \text{有利子負債額2期平均}) \times 100$
X ₆ : 株式時価負債簿価	$(\text{発行済株式数} \times \text{決算期末株価}) / (\text{借入金} + \text{社債} + \text{CP} + \text{受取手形割引高} + \text{受取手形裏書譲渡高})$

表4 固定資産回転率

(倒産企業37社 非倒産企業466社)

平均値(t検定)			中央値(U検定)		
非倒産	倒産	t値 ¹⁾	非倒産	倒産	Z値
1.33	1.85	-3.309**	1.16	1.53	-2.096**

** ; 5%水準で有意

表 5 記述統計量

		平均値	標準偏差	中央値	最小値	最大値
倒産企業 (N=37)	生存期間(月)	34.30	26.094	24	7	82
	X ₁	-2.690	9.210	0.410	-49.42	12.19
	X ₃	51.666	36.101	53.190	0.00	178.99
	X ₄	35.611	20.159	34.450	3.92	82.75
	X ₅	2.308	0.8577	2.220	1.13	5.99
	X ₆	0.165	0.148	0.117	0.01	0.68
.....						
非倒産企業 (N=466)	生存期間(月)	75.24	17.121	81	11	91
	X ₁	-0.313	7.578	0.815	-47.72	31.83
	X ₃	31.027	29.614	23.790	0.00	169.22
	X ₄	59.278	41.749	52.635	1.47	364.72
	X ₅	1.993	0.577	1.940	0.34	4.77
	X ₆	0.442	0.450	0.333	0.02	5.18

表 6 Cox回帰分析

共変量	ハザード比	ベータ係数	Wald統計量	p値	共変量の 平均値
X ₁	0.953	-0.048	9.170	0.002	-0.488
X ₃	1.017	0.016	10.622	0.001	32.545
X ₄	0.977	-0.023	7.196	0.007	57.537
X ₅	1.960	0.673	9.858	0.002	2.016
X ₆	0.007	-4.929	12.189	0.000	0.422

表7 関連指標の有意差
(倒産企業37社 非倒産企業466社)

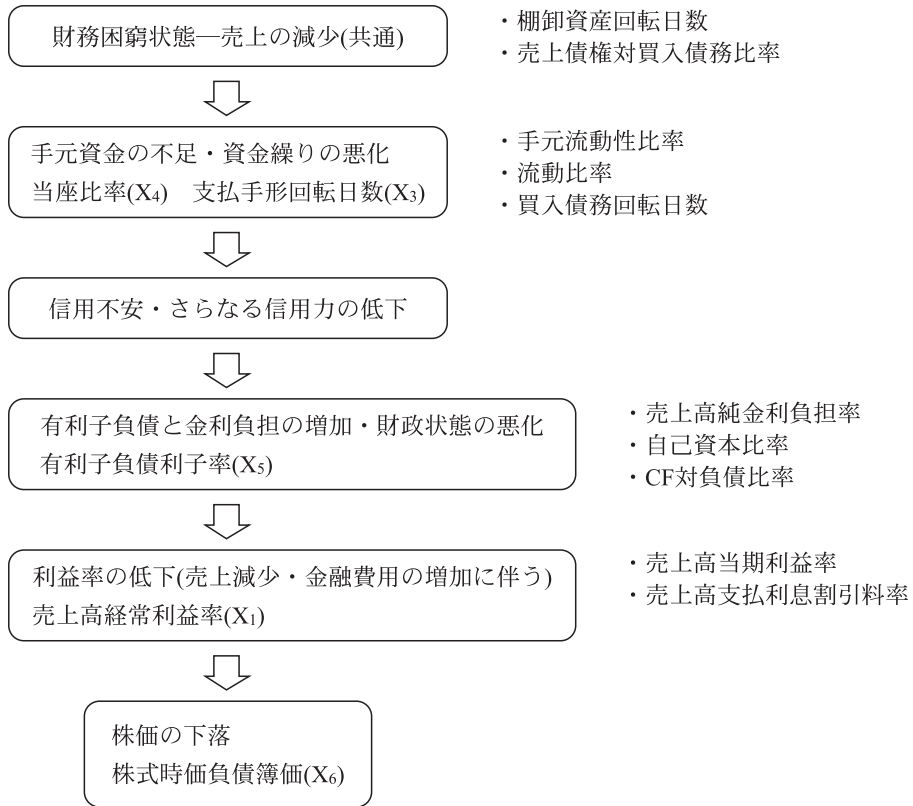
関連指標	平均値(t検定)			中央値(U検定)		
	非倒産企業	倒産企業	t値	非倒産企業	倒産企業	Z値
増収率(売上高対前年比)	-8.30	-9.30	0.425	-7.86	-10.48	-0.858
棚卸資産回転日数	72.22	104.35	-2.214**	62.57	84.23	-2.642***
売上債権対買入債務比率	211.23	147.79	1.784*	166.30	133.57	-2.942***
当座比率(X ₄)	59.28	35.61	3.414***	52.64	34.45	-4.013***
支払手形回転日数(X ₃)	31.03	51.67	-4.011***	23.79	53.19	-3.664***
手元流動性比率	1.69	1.17	1.728*	1.20	0.84	-2.350**
流動比率	97.25	73.57	2.555**	88.92	75.76	-2.888***
買入債務回転日数	67.08	92.61	-3.859***	67.26	92.56	-3.295***
有利子負債利率(X ₅)	1.99	2.31	-3.067***	1.94	2.22	-2.426**
売上高純金利負担率	1.51	1.82	-0.941	1.03	1.24	-1.959**
自己資本比率	25.13	10.53	5.747***	24.17	9.91	-5.317***
CF対負債比率	-4.01	-7.42	1.480	0.17	-2.91	-2.625***
売上高経常利益率(X ₁)	-0.31	-2.69	1.805*	0.82	0.41	-2.314**
売上高当期利益率	-8.26	-15.50	2.296**	-3.51	-4.91	-1.424
売上高支払利息割引料率	2.05	2.41	-1.126	1.48	1.96	-1.837*
株式時価負債簿価(X ₆)	0.44	0.16	3.733***	0.33	0.12	-6.096***

*** ; 1%水準で有意, ** ; 5%水準で有意, * ; 10%水準で有意

表8 相関分析(Pearson)

相関係数	X ₁	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆
X ₁	1.000				
X ₃	-0.203	1.000			
X ₄	-0.179	0.084	1.000		
X ₅	-0.021	-0.105	-0.168	1.000	
X ₆	-0.292	-0.181	0.342	0.083	1.000

図 倒産プロセス



Survival Analysis of Financially Distressed Companies

— An attempt to develop the evaluation model
for corporate going-concern ability—

Takuya OIKAWA

Abstract

This study examines the survival probability of financially distressed companies in terms of accounting elements. The sample consisted of the 503 listed companies suffering from a higher degree of financial distress (Altman's z-score ≤ 1.17). These companies closed their books from May 2001 to April 2002 and 37 out of them failed by December 2008.

The sample data was analyzed by a Cox regression analysis using a stepwise procedure. The result of analysis was as follows: (1) the following five covariates out of 36 financial indicators were found statistically significant at $p < 0.01$: X_1 (Ordinary profit margin), X_3 (Number of days' sales in bill payable), X_4 (Acid ratio), X_5 (Ratio of interest and discount expense to interest bearing liability), & X_6 (Ratio of market value equity to liability), (2) X_3 and X_5 increase hazards, whereas X_1 , X_4 and X_6 decrease hazards, and (3) the hazard ratio of X_5 was the highest in the covariates.

These findings mean that interest bearing liabilities and interest costs are considerable burdens for financially distressed companies and that the proportional hazard model drawn from these indicators fits into our general understanding of bankruptcy process.