

# 企業健全性におけるオーダード・プロバビリティ・モデルの適用 —キャッシュ・フロー計算書情報の有用性—

Validity study of financial Information for Credit rating using Ordered Probability Model  
— Cash Flow Approach —

山 崎 泉  
Izumi Yamasaki

## 目次

はじめに  
 I. 実証分析  
 II. オーダード・プロバビリティ・モデル  
 III. 研究モデルおよび使用データ  
 IV. 分析結果  
 おわりに

### 1. はじめに

キャッシュ・フロー計算書は、企業の資金循環について示し、貸借対照表および損益計算書と並んで財務3表の一つとして開示が求められている。貸借対照表および損益計算書は、期間損益計算に基づいて作成されるものである。損益計算書は、企業の1年間の経営成績を示し、損益の算出は、収益から費用を差し引く。この算出方法では、収益と収入、費用と支出は等しくならないため、資金収支に係る情報が不明となる。また、貸借対照表は、企業の財政状態を示すが、これは、一時点での資金残高であり、資金収支に係る情報が得られない。これに対して、キャッシュ・フロー計算書は、一定期間の資金の流れを原因別に示し、企業の資金収支状況を明らかにするという特質を有する。

過去に行われたキャッシュ・フロー計算書の有用性に関する実証分析は、主に、キャッシュ・フロー情報と株価変動との関連性について分析したものである。代表的な研究としては、Rayburn (1986)、Livnat and Zarowin (1990)、桜井 (1991)、百合草 (2001) および土田 (1995) がある。これに対して、筆者は、山崎 (2004) において母集団の平均差検定によりキャッシュ・フロー計算書が貸借対照表と損益計算書に比べ増分情報を有する結果を得たことにより、財務分析の立場からその有用性を検証し、倒産企業におけるキャッシュ・フロー計算書による指標の動きと、貸借対照表・損益計算書による指標の動きに違いがあることを証明した。倒産企業におけるキャッシュ・フロー計算書による指標の動きの方が、非倒産企業の動きよりも倒産期に向かって差が生じているという結果が得られた。

本稿では、倒産企業と非倒産企業という明暗の明瞭な企業を対象とするのではなく、サンプル数を増やす目的も含めて、企業の債券格付との関係におけるキャッシュ・フローによる指標と貸借対照表・損益計算書による指標の比較検証を実施し、キャッシュ・フロー計算書情報の有用性を検討する点で、新たな視座に立つ研究を行った。

### I. 実証分析

格付機関は、専門の格付アナリストを擁し、信用リスク分析に関する専門的知識をもとにして債券がデフォルトに陥る可能性を評価している。格付は数値などと異なり名義尺度、順序尺度、確率選択の三つの特色がある。まず、名義尺度ではAAA, AA, …, BBなどの債券や企業の信用リスクの度合いを文字という分かりやすい分類基準であらわしたものが格付である。さらに、格付の違いは、その順序のみが意味をもつ序数尺度である。異なる格付間の差の大きさを議論することは難しく、たとえばAAAとAAの違いは、BBBとBBの違いに等しいとは言えない。最後に確率選択とは、直接観察できず、連続的に変化する信用リスクを順序尺度である異なった範疇に分類することによって格付には不確実性が常に付随することを意味する。つまり、格付は確率事象であると考えられる。同じ環境に属する二つの企業があっても、常に同じ格付であることが確実ではない。したがって、重要なことは特定の企業の債券のもつ属性が観察されたときに、それら

の企業が特定の格付を取得する確率である格付取得確率を推計することである。こうした特徴をもつ格付を予測するモデルには1960年代から数多くの試みがなされてきた。Ederington (1985) や Cheung (1996) のように、オーダード・プロビットあるいはロジット・モデルを適用して、格付取得確率を推定するものから、Moon and Stotsky (1993) のように倒産確率と格付取得確率を同時に推定するような、より複雑なモデルまで数多くの試みがなされている。

倒産の法的定義である「負債を現有資産の売却によっても返済できない」という、債務超過になる確率として定義される債務超過確率を推定する方法がある。この方法では企業資産を原資産とし、負債価値を行使価格とするコール・オプション価値を求めるときの副産物として債務超過確率を推定できる。そうした意味で、債務超過確率推定のオプション・アプローチと呼ぶことができる。これはKMVモデルとして知られており、考え方についてはKeaihofer (1995)、Vasicek (1994)、McQuown (1993) などに示されている。また、日本での実証分析例としては、阿竹 (1998) がある。この方法の基本的な考え方は、資本市場は効率的であり、当該企業に関するあらゆる情報がその企業の市場で決定される株価や債券価格に反映されているという仮説、つまり「効率的資本市場仮説」に基づいている。もしそうであるならば、その企業の倒産の不確実性もまた株価に反映されているはずである。債務超過確率の研究は、これまでさまざまな立場から異なった視点をもって行われてきた。たとえば、財務諸表の有効性を確かめる一方法としての財務会計からの倒産予測モデルの推定、最適なキャッシュ・ポジションの決定や短期の信用付与を研究する管理会計や経営財務論の立場からの研究、銀行や保険会社などの金融機関の倒産予測モデルの推定研究、消費者ローンの倒産予測を中心とする消費者金融論からのアプローチ、あるいはそれらの統計的・計量経済学的研究などが行われてきている。

Ohlson (1995) は、伝統的な株式形成モデルである配当割引モデルに依拠して、株式価値がその企業の純資産額と異常利益で決定されることを示した。Paton and Littleton (1940) のクリーンサープラス会計 (Paton and Littleton, 1940, p.103, 邦訳, 172頁) を前提として、各企業の現在株価はその企業の純資産簿価と将来利益系列の現在価値の和からなると論じている。

森平 (1996)、(1995) では、個々の企業の債務超過確率を融資比率で加重平均することにより、金融機関全体の融資ポートフォリオの債務超過確率を求め、数理計画法を用いて最適な融資配分を行うことができることを提唱した。また、森平 (1995)、Dym (1994) では、債務超過確率のデュレーションの考え方を提唱した。これは推定された債務超過確率が1%変化したときの債券価格の変化を示すリスク尺度である。高橋・森平 (1996) は、産業別の債務超過確率のマルチファクター・モデルを推定し、債務超過確率が、格付、業種ファクター、為替レートなどのマクロ・ファクターと関係があることを示した。

会計的な視点で見た債務超過確率研究の例として、白田 (2003) では、企業の財務傾向や企業倒産発生が、地価や金利水準などといった経済環境の変化にどのような影響を受けているのか、倒産企業における財務数値の変動傾向を詳細に分析し、これまで一般に用いられてきた財務分析における常識が、倒産に至る企業には適用できないことを検証している。

これらの研究をうけて、本稿では、キャッシュ・フロー計算書の有用性を検証するために、キャッシュ・フロー計算書の各指標の推移と格付との関係をオーダード・プロバビリティ・モデルを用いて検証する。

本稿の目的は、キャッシュ・フロー計算書を用いた企業健全性の測定を目的として、キャッシュ・フロー情報の有用性に注目し、実証的に検証することである。企業の健全性とは倒産確率、すなわち債務超過確率、さらには債務超過確率から決定される格付と意味合いを同じくする。そこでオーダード・プロバビリティ・モデルを用いて、格付を企業健全性の代理変数として、債務超過確率、貸借対照表と損益計算書指標およびキャッシュ・フロー指標について格付との関係性から企業健全性への影響を考察した。結果として、キャッシュ・フロー情報にも企業健全性に対する追加的情報が存在することを実証する。

## II. オーダード・プロバビリティ・モデル

質的従属変数モデルには、最も単純な0か1かを扱う2値モデルであるプロビット・モデル、多肢選択となる場合の多項モデルであるマルチプロビット・モデル、さらに多肢選択に順序性がある場合のオーダード・プロビット・モデル等がある (Greene, 2003, p.875)。プロビット・モデルは正規分布を用いている。本稿では格付のような順序付き離散データを扱うモデルとして金融、計量経済分野および計量生物分野などで広く用いられているオーダード・プロビット・モデルを用いる (宮下・米山, 2003, pp.256-265)。オーダード・プロビット・モデルは2値モデルと同じように (1) 式のような潜在回帰を軸に構築される。

$$Y_{it}^* = \beta' X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

通常は、 $Y_{it}^*$  は観測されず、観測されるのは  $Y_{it}$  である。

$$\begin{aligned} Y_{it} &= 0 \quad \text{if } Y_{it}^* \leq 0 \\ &= 1 \quad \text{if } 0 < Y_{it}^* \leq \mu_1 \\ &= 2 \quad \text{if } \mu_1 < Y_{it}^* \leq \mu_2 \\ &\dots \dots \\ &= J \quad \text{if } \mu_{J-1} < Y_{it}^* \end{aligned} \quad (2)$$

$Y_{it}$  は格付のランク、 $X_{it}$  は説明変数ベクトル、 $\beta'$  は係数ベクトル、 $\mu_i$  は未知の臨界パラメータである。誤差項  $u_{it}$  が観測値間で正規分布に従うと仮定するとプロビット・モデルとなり、二値プロビット・モデルの場合と同様に  $\mu_{it}$  の平均と分散をそれぞれ 0 と 1 に基準化する。正規分布に従う場合、推定には最尤法が使用され、対数尤度関数に入れられる確率は (3) 式のようになる。ここで  $\Phi$  は標準正規累積分布関数である。

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_{it}=0) &= \Phi(-\beta' X_{it}) \\ \text{Prob}(Y_{it}=1) &= \Phi(\mu_1 - \beta' X_{it}) - \Phi(-\beta' X_{it}) \\ \text{Prob}(Y_{it}=2) &= \Phi(\mu_2 - \beta' X_{it}) - \Phi(\mu_1 - \beta' X_{it}) \\ &\dots \dots \\ \text{Prob}(Y_{it}=J) &= 1 - \Phi(\mu_{J-1} - \beta' X_{it}) \end{aligned} \quad (3)$$

そして、すべての確率が正であるため、(4) 式の制約が付けられる。

$$0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{J-1} \quad (4)$$

例えば、3つのカテゴリーがあると想定すると、モデルは1つの未知の臨界パラメータを持つことになり、3つの確率は (5) 式のようになる。

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_{it}=0) &= 1 - \Phi(\beta' X_{it}) \\ \text{Prob}(Y_{it}=1) &= \Phi(\mu_1 - \beta' X_{it}) - \Phi(-\beta' X_{it}) \\ \text{Prob}(Y_{it}=2) &= 1 - \Phi(\mu_1 - \beta' X_{it}) \end{aligned} \quad (5)$$

3つの確率に対する説明変数の変化であるマージナル効果は、(6) 式のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{Prob}[Y_{it}=0]}{\partial X_{it}} &= -\phi(\beta' X_{it}) \beta \\ \frac{\partial \text{Prob}[Y_{it}=1]}{\partial X_{it}} &= [\phi(-\beta' X_{it}) - \phi(\mu_1 - \beta' X_{it})] \beta \\ \frac{\partial \text{Prob}[Y_{it}=2]}{\partial X_{it}} &= \phi(\mu_1 - \beta' X_{it}) \beta \end{aligned} \quad (6)$$

ここで  $\phi$  は標準正規密度関数である。 $\beta$  が正と仮定すると、 $\text{Prob}(Y_{it}=0)$  は減少する。あるいは、 $\text{Prob}(Y_{it}=0)$  の微分が  $\beta$  と反対の符号を持つ。 $\text{Prob}(Y_{it}=J)$  の変化は、 $\beta$  と同じ符号になる。一般的には、係数値の符号によって  $\text{Prob}(Y_{it}=0)$  と  $\text{Prob}(Y_{it}=J)$  の変化の符号のみが明確に分かる。

なお、オーダード・プロバビリティー・モデルの算定に用いるソフトウェアは、LIMDEPver8 である。

### Ⅲ. 研究モデルおよび使用データ

#### 1. 債券格付の推移

株式会社日本格付投資情報センターより提供されたデータベースにおけるデータは、1992年から2001年までの債券格付である。各年の格付は、年の最後に算定されたものを採用している。各産業から抽出された格付推移ランキングは、1から7の数値に変換されて推定に使用される。

#### 2. 推定に用いる企業サンプル

1980年代におけるバブルは、ドル相場の引き下げを企図したプラザ合意後の円高の影響から景気が低迷し、その対策として実施された資産インフレ政策に起因するとされる。この時に実施された景気対策は、利子率を大幅に低下させる金融緩和やリゾート法等による規制緩和であり、これらは、不動産投資の促進へと向かった。金融緩和による低金利政

策は、不動産投資の促進策と相まって土地の高騰を招くとともに、資金を預貯金から株式等へシフトさせ、株式や会員券を土地と同様に高騰させることとなった。こうした中で、銀行は規模と利益確保のため、貸出審査において不動産さえ担保におさえおけば不良債権が発生しても回収の見込みは十分にあるという「土地神話」に基づき、不動産担保による資金提供への過度の依存へと傾いた。不動産担保を重視する姿勢は、事業のキャッシュ・フローへの十分な検討を行うことなく融資を実施するという体質を生じさせた（深尾,2002,p.92）。

しかしながら、バブルの進展に伴い銀行の貸出量が急増した結果、金融政策は引き締めへと転じた。政府は、土地基本法を制定することにより投機目的での土地の売買に制限をかけるとともに、銀行の貸し出しに制限を設ける総量規制を導入した。この政策の転換は、土地や株式を暴落させバブル崩壊の契機となった。資産の暴落により、金融機関は、多額の不良債権を抱え込むこととなり、1990年代における長期の景気低迷が始まる。この景気低迷の理由としては、不良債権の存在が金融システムに対する不信を抱かせ成長軌道回復への足かせとなるとともに、株価の低迷が長引く中で景気の先行不安を背景とした信用収縮に加え、銀行等の貸出態度の慎重化が相まったと考えられている（深尾,2002,pp.100-113）。

こうした経済情勢において、各企業は大小の違いはあれ、少なからずバブルの影響を受けた事が考えられる。サンプル企業は、スズキ（株）、本田技研工業（株）、マツダ（株）、トヨタ自動車（株）、いすゞ自動車（株）、日産自動車（株）、日野自動車（株）、三菱自動車工業（株）、富士重工業（株）である。これらのサンプル企業についてデータ抽出を行った1990年代の10年間は、バブルが頂点に達し崩壊した期間であり、バブルの影響が少なからず生じていることが考えられる。

### 3. 検証に用いる債務超過確率

本稿では、企業の健全性の代理変数としての債券格付を左右する説明変数として、市場情報と会計情報を採用する。ここで、市場情報として用いるのは Hillegeist et al. (2004) をもとに HKCL モデル（山崎（2005））で算定した債務超過確率である。

HKCL モデルは、配当（ $\delta$ ）を資産（ $V_A$ ）から配当率相当分を除外し、最終的には配当率相当分を減額した資産（ $V_A$ ）を加算するモデルであり、Black-Scholes-Merton モデルに配当権利落ちまでを考慮させたものである。

HKCL モデルの推定式は、

$$N\left[-\frac{\ln(V_A/X) + (\mu - \delta - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}}\right] = \text{BSM-Prob.} \quad (7)$$

で示される。ここで  $\mu$  は、資産価値収益率である。債務超過確率は、企業の現在資産価値と負債の額面価値（ $V_A/X$ ）の間の乖離を示し、資産ボラティリティ（ $\sigma_A$ ）と関連させて、資産価値の増加（ $\mu - \delta - (\sigma_A^2/2)$ ）が考慮されている。(1) 式による BSM-Prob. の推定によると、現在資産価値（ $V_A$ ）を見積もらなければならない。また、資産ボラティリティ（ $\sigma_A$ ）、資産価値収益率（ $\mu$ ）は直接観察できないため、 $V_A$ 、 $\sigma_A$  および  $\mu$  を推定しなければならない。最初に、 $V_A$  と  $\sigma_A$  をコール・オプションの最適条件のヘッジ方程式（Hillegeist et al. 2004, p.9）,

$$\begin{aligned} \sigma_E &= (V_A e^{-\delta T} N(d_1) \sigma_A) / V_E \\ V_E &= V_A e^{-\delta T} N(d_1) - X e^{-rT} N(d_2) + (1 - e^{-\delta T}) V_A \end{aligned} \quad (8)$$

とを連立方程式で解くことで推定する。 $V_A e^{-\delta T}$  は、T 期よりも前の配当における配当率が資産価値において減少することを示し、 $(1 - e^{-\delta T}) V_A$  は、配当を受け取った株主所有の相当額である。これは、従来の Black-Scholes-Merton モデルにはなかったものである。なお、 $d_1$  および  $d_2$  は、

$$d_1 = \frac{\ln[V_A/X] + (r + \delta - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}} \quad (10)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A\sqrt{T} = \frac{\ln[V_A/X] + (r - \delta - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}} \quad (11)$$

である（Hillegeist et al. 2004, p.8）。 $\mu$  はリスク・フリーな収益率である  $r$ （金利）に置き換えられる。このようにして得られた  $d_2$  の符号を逆転し、(1) 式の BSM-Prob. が導かれる。

株式ボラティリティ（ $\sigma_E$ ）は、株価によって得られる収益の不確実性を示す基準である。株価のボラティリティは、

1年当たりの連続複利ベースで表わされた収益の標準偏差として定義され、ヒストリカル・データによる株価ボラティリティの推定には、特定期間における株価が使用され (Hull, pp.238-239) 以下のように定義する。

$$u_i = \ln \left( \frac{S_i}{S_{i-1}} \right), i = 1, 2, \dots, n$$

$n + 1$  : 観測データの数

$S_i$  : 第  $i$  期間の期末時点における株価 ( $i = 0, 1, \dots, n$ )

$\tau$  : 1 期間の長さ (年単位)

(12)

$S_i = S_{i-1} e^{u_i}$  であるので  $u_i$  は  $i$  期間の連続複利収益であり、 $u_i$  の標準偏差の推定値量  $s$  は、

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^2} \quad \text{または、} \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n u_i^2 - \frac{1}{n(n-1)} \left( \sum_{i=1}^n u_i \right)^2}$$

(13)

である。 $n$  は本稿では12ヶ月ボラティリティを用いるため12となり、時間を1年間として算定する。

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n u_i^2 - \frac{1}{n(n-1)} \left( \sum_{i=1}^n u_i \right)^2} \times \sqrt{12}$$

(14)

$u_i$  の標準偏差は  $\sigma\sqrt{\tau}$  であるので、不偏推定値  $s$  は  $\sigma\sqrt{\tau}$  の推定値になり、 $\sigma$  は下記の  $\sigma^*$  によって与えられる。

$$\sigma^* = \frac{s}{\sqrt{\tau}}$$

(15)

推定値の標準誤差は、およそ  $\sigma^* / \sqrt{2n}$  となる。なお、債務超過確率の算定に用いるソフトウェアは、SAS ver8 である。

#### 4. 検証に用いる会計指標

分析に用いる変数として、格付ランク、債務超過確率、貸借対照表・損益計算書による指標、キャッシュ・フロー計算書による指標を使用する。キャッシュ・フロー計算書情報による財務指標は、日経 NEEDS 掲載のキャッシュ・フロー計算書情報として営業キャッシュ・フロー、フリーキャッシュ・フローおよびキャッシュ・フローを用い、貸借対照表および損益計算書情報の指標と組み合わせる。貸借対照表および損益計算書情報による財務指標は、日経 NEEDS 掲載の貸借対照表および損益計算書に関する財務指標のうち、サンプル中に欠測値がないものを選定した。財務指標は、図表1のとおりである。

図表1 貸借対照表および損益計算書情報・キャッシュ・フロー情報による財務指標

B/S・P/L 指標		キャッシュ・フロー指標	
X1	企業利潤率	C1	キャッシュ・フロー対負債比率
X2	株主資本営業利益率	C2	キャッシュ・フロー対固定負債比率
X3	株主資本経常利益率	C3	キャッシュ・フロー対流動負債比率
X4	売上高原価率	C4	キャッシュ・フロー対長期負債残高比率
X5	売上高販管費率	C5	キャッシュ・フロー対有利子負債比率
X6	売上高減価償却費率	C6	インタレストカバレッジ・キャッシュフロー倍率
X7	売上高純金利負担率	C7	キャッシュ・フロー対設備投資比率
X8	売上高広告宣伝費比率	C8	キャッシュ・フロー対売上高比率
X9	売上高設備投資比率		
X10	使用総資本利益率		
X11	投資収益率・ROI		
X12	投資資本収益率・ROIC		
X13	売上高総利益率		

X14	売上高営業利益率
X15	売上高経常利益率
X16	売上高 EBIT 比率
X17	支払準備率
X18	預借率
X19	現金・預金対有利子負債比率
X20	当座比率
X21	流動比率
X22	正味運転資本比率
X23	固定比率
X24	固定長期適合率
X25	負債比率
X26	借入金依存度
X27	経常収支比率

#### IV. 分析結果

分析は、オーダード・プロビット・モデルとオーダード・ロジット・モデルについてランダム効果の有無の別に4通りについて統計ソフト LIMDEP Ver. 7.0 を用いて実施した。債務超過確率および各変数の有意性を検討しつつ、使用する説明変数を組み替え、最適となった結果を表示する。なお、測定に先立ち観測された被説明変数（債券格付ランク）の値は図表2のように変換された。これは統計ソフト LIMDEP Ver. 7.0 の制約によるものである。

図表2 変換後被説明変数

0.5 以上 1.5 未満=0	4.6 以上 5.5 未満=4
1.6 以上 2.5 未満=1	5.6 以上 6.5 未満=5
2.6 以上 3.5 未満=2	6.6 以上 7.5 未満=6
3.6 以上 4.5 未満=3	7.6 以上 8.5 未満=7

##### 1. オーダード・プロビット・モデル推定結果

最初に標準正規分布を仮定して、オーダード・プロビット・モデルを推定した。まず最小二乗法が実施され、その推定値を初期値として最尤法推定に入る。

$$Y_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 \text{BSMP}_{it} + \beta_2 X3_{it} + \beta_3 X16_{it} + \beta_4 C1_{it} + \beta_5 C5_{it} + u_{it} \quad (16)$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, 9$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, 9$$

BSMP = 債務超過確率 (BSM-Prob)

X3 = 株主資本経常利益率

X16 = 売上高経常利益率

C1 = キャッシュ・フロー対設備投資比率

C5 = キャッシュ・フロー対流動負債比率



$Y_{it}^*$  は観測されず、観測されるのは  $Y_{it}$  (格付ランク) である。

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= 0 \quad \text{if } Y_{it}^* \leq 0 \\
 &= 1 \quad \text{if } 0 < Y_{it}^* \leq \mu_1 \\
 &= 2 \quad \text{if } \mu_1 < Y_{it}^* \leq \mu_2 \\
 &\dots \\
 &= 5 \quad \text{if } \mu_{5-1} < Y_{it}^* \\
 i &= 1, 2, 3, \dots, 9 \quad t = 1, 2, 3, \dots, 10
 \end{aligned}
 \tag{17}$$

求められた Log likelihood unction の値は-124.4195, 定数項を除くすべての係数がゼロであるという制約をつけた restricted log likelihood の値は-154.2815 であり, 自由度 5 のカイ二乗統計量は 59.72408 で, P 値は 0.00000 となる。これにより 1%水準で帰無仮説は棄却される。図表 3 は推定結果である。

図表 3 オーダード・プロビット・モデル推定結果

説明変数	係数	標準誤差	t値	P 値
定数項	.6654408799	.18078814	3.681	.0002
BSMP	-7.107418001	3.8037542	-1.869	.0617
X3	-.6824892040	.34208650	-1.995	.0460
X16	3.542294300	1.2784927	2.771	.0056
C1	-.0905807712	.07345319	-1.233	.2175
C5	.5030733090	.06955924	7.232	.0000

各説明変数の係数に有意性が認められる。**X16** (売上高経常利益率) と **C5** (キャッシュ・フロー対流動負債比率) の増加はランクを上昇させる方向に作用し, **BSMP** (債務超過確率), **X3** (株主資本経常利益率), **C1** (キャッシュ・フロー対設備投資比率) はランクを低下させる方向に作用している。特に, 債務超過確率については, ランクを低下させる方向に作用しているが, 左片側検定にて P 値は,  $0.0617/2 = 0.0308$  で, 5%水準で有意であり, 本モデルの正当性を裏付ける結果となった。次に臨界パラメータ推定結果が図表 4 に示されている。

図表 4 臨界パラメータ推定結果

	推定値	標準誤差	t値	P 値
$\mu_1$	.3589933657	.14919901	2.406	.0161
$\mu_2$	1.003346276	.21730180	4.617	.0000
$\mu_3$	2.034935000	.27251782	7.467	.0000
$\mu_4$	3.232465166	.44829582	7.211	.0000

以上より臨界パラメータについて有意性に問題がないことが確認された。次にマージナル効果を  $Y_{it}$  の値別に示している。マージナル効果は, 説明変数の変化が確率に与える影響を (18) 式のように算定するものである。

$$\partial \text{Prob}(Y_{it} = j) / \partial x_i = [f(\mu_{j-1} - \beta'X_{it}) - f(\mu_j - \beta'X_{it})] \beta
 \tag{18}$$

ここで  $f(\cdot)$  は、標準正規密度関数標準ロジスティック密度関数であり、算定結果は図表5のとおりである。

図表5 マージナル効果

説明変数	Y=0	Y=1	Y=2	Y=3	Y=4	Y=5
定数項	-.1049	-.0555	-.0885	.0370	.1656	.0463
BSMP	1.1199	.5929	.9450	-.3953	-1.7685	-.4940
X3	.1075	.0569	.0907	-.0380	-.1698	-.0474
X16	.1075	.0569	.0907	.1970	.8814	.2462
C1	.0143	.0076	.0120	-.0050	-.0225	-.0063
C5	-.0793	-.0420	-.0669	.0280	.1252	.0350

マージナル効果の各行は、説明変数のある時点での寄与度として推定された  $\beta$  の大きさに依存する。この寄与度が大きい説明変数は、BSMP、X16、C5である。BSMPは、低ランクである0、1、2において確率を上げる方向に作用し、高ランクである3、4、5においては、確率を下げる方向に作用している。X16では、全ランクにおいて確率を上げる方向に作用している。C5では、ランク4において寄与度が大きく、確率上昇に作用している。

観測された被説明変数の値の分布と、最大確率で予測された度数分布との比較を図表6に示す。

図表6 度数分布の比較

観測	予 測						合計
	0	1	2	3	4	5	
0	6	0	0	9	0	0	15
1	2	0	0	5	0	0	7
2	2	0	0	12	2	0	16
3	3	0	0	23	0	0	26
4	0	0	0	12	2	2	16
5	0	0	0	0	4	6	10
合計	13	0	0	61	8	8	90

実際に観測された各ランクの数を縦軸に実際観測数、横軸に予測数を示している。0ランクの実際観測数は15であるのに対し、推定結果から導き出された予測数は13であり、実際観測数と推定予測数間の差が小さいことから、0ランクにおける推定モデルの当てはまりはよいと言える。予測される度数と、観測された度数の差は、ランク2と3に多くみられる。

## 2. オーダード・ロジット・モデル推定結果

標準正規分布の代わりに標準ロジスティック分布を使用したモデルで、推定の方法はプロビット・モデルと同様である。求められた Log likelihood function の値は、-123.6688、定数項を除くすべての係数がゼロであるという制約をつけた restricted log likelihood の値は、-154.2815であり、自由度5のカイ二乗統計量は61.22546で、P値は0.00000となる。これにより1%水準で帰無仮説は棄却される。推定結果は図表7のとおりである。

図表7 オーダード・ロジット・モデル推定結果

説明変数	係数	標準誤差	t値	P値
定数項	.6862297194	.33982868	2.019	.0435
BSMP	-10.08744487	6.9388329	-1.454	.1460
X3	-.9858825498	.59098560	-1.668	.0953
X16	4.235074651	2.2458905	1.886	.0593
C1	-.2995059739	.15175504	-1.974	.0484
C5	1.528966463	.17385287	8.795	.0000



各説明変数の係数による有意性は十分であり、特にC5（キャッシュ・フロー対流動負債比率）では高い有意性が認められる。X16（売上高経常利益率）とC5（キャッシュ・フロー対流動負債比率）の増加はランクを上昇させる方向に作用し、BSMP（債務超過確率）、X3（株主資本経常利益率）およびC1（キャッシュ・フロー対設備投資比率）はランクを低下させる方向に作用している。特に債務超過確率については、ランクを低下させる方向に作用しているが、左片側検定にてP値は、 $0.146/2 = 0.073$ で、10%水準で有意である。臨界パラメータ推定結果が図表8に示されている。有意性に問題がないことが確認された。

図表8 臨界パラメータ推定結果

	推定値	標準誤差	t値	P値
$\mu_1$	.6462037293	.27303024	2.367	.0179
$\mu_2$	1.767706077	.38188388	4.629	.0000
$\mu_3$	3.551020406	.48466372	7.327	.0000
$\mu_4$	5.801353949	.86340829	6.719	.0000

マージナル効果は、説明変数の変化が確率に与える影響を（18）式のように算定する。算定結果を $Y_i$ の値別に図表9に示す。

図表9 マージナル効果

説明変数	Y=0	Y=1	Y=2	Y=3	Y=4	Y=5
定数項	-.0543	-.0348	-.0685	.0353	.1018	.0205
BSMP	.7988	.5111	1.0067	-.5186	-1.496	-.3017
X3	.0781	.0499	.0984	-.0507	-.1462	-.0295
X16	-.3353	-.2146	-.4227	.2177	.6282	.1267
C1	.0237	.0152	.0299	-.0154	-.0444	-.0090
C5	-.1211	-.0775	-.1526	.0786	.2268	.0457

モデルの係数が正（負）であれば当該変数は正（負）の影響を与えることを示している。しかし、その影響の程度として弾性値や限界性向を示すものではない。マージナル効果を用いることで確率を上昇させる方向、下落させる方向、高低ランクのどこで働きが大きいかを検討することが可能となり、各変数の有意性に加えて格付ランクにおける各指標の与える貢献度を測ることで、詳細な分析結果が得られる。

マージナル効果は、確率の変化分であり、理論的に絶対値で1.0を超えることはないが、むしろ確率の変化への説明変数のある時点での寄与度、貢献度と解釈するものである。（18）式で明らかであるように、このマージナル効果の値は推定された $\beta$ （パラメータ・ベクトル）の大きさに依存し、従って絶対値で1を超える。今回の分析では解釈が容易なようにマージナル効果の値を大きくするために各変数を1000で割った値を用いている。変数の数値を1000で割ることの影響は有意性には反映されず、マージナル効果の数値の大小にのみ影響を与える。

説明変数のある時点での寄与度が大きい説明変数は、BSMP、X16およびC5である。BSMP（債務超過確率）は、低ランクである0、1、2において確率を上げる方向に作用し、高ランクである3、4、5では、確率を下げる方向に作用している。X16（売上高経常利益率）とC5（キャッシュ・フロー対流動負債比率）は、低ランクにおいて確率を下げる方向に作用し、高ランクでは確率を上げる方向に作用している。観測された従属変数の値の分布と予測された度数分布との比較を図表10に示す。予測される度数と観測された度数の差は、ランク3に多くみられる。

図表 10 度数分布の比較

観測	予 測						合計
	0	1	2	3	4	5	
0	7	0	1	7	0	0	15
1	3	0	0	4	0	0	7
2	2	0	0	13	1	0	16
3	0	0	1	24	0	0	26
4	0	0	0	10	4	2	16
5	0	0	0	0	4	6	10
合計	13	0	2	58	9	8	90

### 3 まとめ

貸借対照表、損益計算書指標とともにキャッシュ・フロー計算書指標を含むモデルが構築できることから、キャッシュ・フロー計算書の有用性が実証できた。説明変数は、キャッシュ・フロー計算書指標からはC1（キャッシュ・フロー対設備投資比率）とC5（キャッシュ・フロー対流動負債比率）が選定され、貸借対照表、損益計算書指標からは、X3（株主資本経常利益率）、X16（売上高経常利益率）が選定された。自動車産業は大規模な固定資産を保有しなければならない特殊性があることから、キャッシュ・フロー対設備投資比率やキャッシュ・フロー対流動負債比率が有意になったと思われる。また、キャッシュ・フロー対流動負債比率および売上高経常利益率は、財務分析でも一般的な指標であり、これは理論とも整合した結果となった。BSMP（債務超過確率）とC1（キャッシュ・フロー対設備投資比率）とX3（株主資本経常利益率）の低下は格付を上昇させ、C5（キャッシュ・フロー対流動負債比率）とX16（売上高経常利益率）の上昇が格付を上昇させることが確認できた。

オーダード・プロビット・モデルとオーダード・ロジット・モデルについては、大きな違いは見られない結果となった。

### おわりに

本研究の意義は、HKCLモデルについて、バブル崩壊後の10年の企業サンプルを用い、当該企業の債務超過確率を時系列的に推定するとともに、オーダード・プロバビリティ・モデルを適用し、債券格付との関係性からキャッシュ・フロー情報の有用性を実証的に検討した点にある。

推定結果からは、我が国の企業に対してもHKCLを適用して評価する有効性が認められた。本稿で使用したHKCLモデルは、株価を使用した債務超過確率の推定である。このため、企業サンプルに倒産した企業データを採用する場合、その有効性がより鮮明になる事が推測できるが、本研究における株価データの入手方法には制約があり、倒産企業の株価が入手できず、サンプル企業に倒産企業を含めることができなかつた。サンプル企業に倒産企業を含め、その数期前から債務超過確率を推定すれば、その変動幅の動きからバブル崩壊の与えた影響を各企業の明暗とともに浮き彫りにできると考えられる。

さらに、本稿で扱った1990年代は、バブルの頂点から崩壊に至る期間であり、企業経営は、キャッシュ・フローに基づかずキャッシュ・フローが軽視される一方で、土地や株式等に価値が認められた時代と考えられている。このことが本研究において算定した債務超過確率の推定結果から裏付けが得られた点にも意義がある。

会計情報と債券格付との関係性における実証分析を実施するにあたり、本研究において推定された債務超過確率をパラメータの1つとして使用し、会計情報の有効性を裏付ける指標として用いた。今回は実験的に自動車産業のみを対象とした。

今後は、オーダード・プロバビリティ・モデルの適用可能性が認められたことから、分析対象企業の拡大につとめさらに、宮下・米山（2003）で検討されている階層化分析の実施へとつなげたい。また、本研究で検討した債務超過確率と格付の関係性について、格付レポートによる格付変更の理由やその時点での株価と債務超過確率の変動の理由を追求し、比較検討することや、バブルの影響を受けた建設産業とバブル時代でもキャッシュ・フローを重視した経営を続けた優良産業である自動車産業や電気産業との比較を、筆者の研究の中心テーマである企業健全性測定におけるキャッシュ・フロー計算書情報の有用性の評価においても継続して考察したいと考える。

## 参考文献

- 阿竹敬之『倒産の予測可能性検証：オプション・アプローチとニューロ・ファジー・モデルでの検証』応用経済時系列研究会「経済時系列分析における新しい概念・分析手法」予稿集,1998年6月。
- 桜井久勝『会計利益情報の有用性』千倉書房,1991年。
- 白田佳子『企業倒産予知モデル』中央経済社,2003年。
- 須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店,2004年。
- 土田俊也「資金収支表の情報項目と株価形成」『会計』第148巻,第1号,森山書店,1995年7月。
- 宮下洋・米山高生「わが国損害保険企業の効率性分析」『日本の金融問題一検証から解決へ』林敏彦・松浦克己・米澤康博編著,日本評論社,2003年,247-270頁。
- 森平爽一郎「債務超過確率のマルチファクターモデル」1996年度日本金融・証券計量・工学学会冬季大会予稿集。
- 森平爽一郎「債務超過確率の推定と信用リスク管理モデル」1995年度日本経営財務研究学会研究大会発表論文。
- 高橋秀夫・森平爽一郎「信用リスク管理の展望：市場リスクと統合されたポートフォリオ・アプローチ」『金融研究』日本銀行,1996年。
- 深尾光洋「1980年代後半の資産価格バブル発生と90年代の不況の原因」村松岐夫・奥野正寛編著『平成バブルの研究』東洋経済新報社,2002年。
- 山崎 泉「キャッシュ・フロー計算書情報の有用性:平均差検定とパネルデータ分析」京都マネジメント・レビュー第6号,2004年12月,133~150頁。
- 山崎 泉「1990年代(バブル崩壊後)の3産業における債務超過確率」京都マネジメント・レビュー第8号,2005年12月,145-174頁。
- 百合草裕康『キャッシュ・フロー会計情報の有用性』中央経済社,2001年。
- Cheung, Stella, "Provincial Credit Ratings in Canada: An Ordered Probit Analysis." Bnak of Canada Working Paper, 96-6, April 1996.
- Dym, S. "Identifying and Measureing the Risks of Developing Country Bonds," Journal of Portfolio Management, Winter, 1994, pp. 61-66.
- Ederington, L.H., "Classification Models and Bond Ratings" The Financial Review 20 (4), November, 1985, pp. 237-262.
- Greene, W. "Econometric Analysis. Third Edition, Englewood Cliffs," Prentice Hall, 1997. (斬波恒生・中妻照雄・浅井学訳『経済学大系シリーズ グリーン計量経済分析II改訂新版』エコノミスト社, 2003年。)
- Hillegeist, A. et al. "Assessing the probability of bankruptcy." Review of Accounting Studies, Vol.9, Kluwer Academic Publishers, 2004, pp. 5-34.
- Hull, J. "Options, Futures, and Other Derivatives Fifth Edition." Prentice-Hall 2003. (三菱金融商品開発本部訳『フィナンシャル・エンジニアリング第5版デリバティブ取引とリスク管理の総体系』社団法人金融財政事情研究会, 2003年。)
- Keaihofer, Sephen, "Managing of Default Risk in Portfolio of Derivatives," Risk Publications, August, 1995, 49-63.
- Livnat, Jand P. Zarowin, "The Incremental Information Content of Cash Flow Components," Journal of Accounting and Economics, May 1990, pp. 25-46.
- Merton, R. "Theory of Rational Option Pricing," Bell Journal of Economics and Management Science, Vol.4, 1973, pp. 141-183.
- Moon, Choon Geol, and J. G. Stotsky, "Municipal Bond Rating Analysis: Sample Selectivity and Simultaneous Equations Bias," Regional Science and Urban Economics, 23 (1), 1993, pp. 29-50.
- McQuown J A., "Market vs Accounting Based Measures of Default Risk," Working paper of KMV corporation, 1993, 10pp.
- Ohlson, A. "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy," Journal of Accounting Research Vol.18, No.1, 1980, pp. 109-131.
- Rayburn, J. "The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns," journal of Accounting Research, Supplement 1986, pp. 112-138.
- Vasicek, Oldrich A. "Credit Valuation," Working paper of KMV Corporation, 1994, 34pp.
- W.A. Paton and A.C. Littleton, "An Introduction to Corporate Accounting Standard", 1940, AAA. 中島省吾訳『会社会計基準序説』同文館, 1993年。

