

---

## 研究ノート

---

# わが国損害保険企業の格付の推移： オーダード・プロバビリティモデル分析

宮 下 洋

## 目 次

- はじめに
- 第1節 わが国損害保険企業の債券格付けの推移
- 第2節 オーダード・プロバビリティ・モデル
- 第3節 分析結果
- 第4節 データ変換による推定
- まとめ

## は じ め に

平成 12・13・14 年度日本学術振興会科学研究費助成基盤研究「企業の存続可能性モデルの構築」がスタートしてからほぼ 2 年が経過した。8 人の研究者からなるこの共同研究は、企業の盛衰を決定付ける要因を分析することにより企業の存続可能性を評価するモデルの構築を目指したものである<sup>1)</sup>。格付データは(株)日本格付投資情報センターより提供されたものを用いている<sup>2)</sup>。

企業の格付けは国内外の様々な機関によって実施されており、その内容は刊行物あるいはインターネットによって公開されているものも多い。この格付けが低下することは、当該企業の信用度の下落を意味し、そのランキングが極端な低下を示すときには、企業が存亡の危機に陥っていると判定されるであろう。格付け機関は企業の財務内容に留まらず、数多くの情報からランキングを作成しており、当然に格付け機関によってその基準は多少異なっている。これら情報にはその企業に関するもののほか、産業そして国全体に関連するものも含まれると思われる。この格付けを企業の盛衰を示すランキングと理解するとき、このランキングを左右する要因を探るのは興味深いことである。それら要因の中には複数の機関が共通して参考とする重要な情報が当然に含まれるであろうが、それ以外の膨大な情報の代理変数となる比較的少数の要因も含むことになる。

本稿は共同研究中のモデル分析部分のみを取り上げたものである。研究は続行中であり、モデル

- 1) 共同研究は安永利啓氏(京都産業大)を研究代表者とし、袴道守(京都産業大)、今口忠政(慶応義塾大)、柿野欽吾(京都産業大)、柴孝夫(同)、日夏嘉寿雄(帝塚山大)、藤岡章子(龍谷大)の各氏(あいうえお順)および筆者により続行されている。
- 2) (株)日本格付投資情報センターより本研究のため「債券格付けデータベース」を提供していただいた。ここに記して感謝申し上げる次第である。

分析もスタートしたばかりである。したがってモデル分析の一部を研究ノートとしてまとめた形式となっている。コンピュータ・アウトプットをそのまま掲載していることで見づらいことが多い点、ご容赦願いたい。

第1節では研究対象としたわが国損害保険企業の債券格付けデータを説明している。第2節では使用されるオーダード・プロバビリティモデルについて述べている。第3節では実証分析結果の一部が提示される。損害保険企業に関するデータは宮下・米山「2001」で構築されたものである。第4節ではデータを一部修正して結果の変化を考察している。最後に「まとめ」で今後の研究の方向を示した。

### 第1節 わが国損害保険企業の債券格付けの推移

提供された債券格付けデータベースより得られたデータは、東京海上、安田火災、三井海上、住友海上、日本火災、日産火災、興亜火災、千代田火災、日新火災、日動火災、富士火災、および大東京火災の合計12社について、1987年から1998年までの債券格付けである。各年の格付けは年の最後に算定されたものを採用している。表1はそれを示したものである。

表1 損害保険12社の債券格付け

年	東京海上	安田火災	三井海上	住友海上	日本火災	日産火災
1987	AAA	AA	AA	AA	AA	AA-
1988	AAA	AA	AA	AA	AA	AA-
1989	AAA	AA	AA	AA	AA	AA-
1990	AAA	AAA	AAA	AAA	AA	AA-
1991	AAA	AAA	AAA	AAA	AA	AA-
1992	AAA	AAA	AAA	AAA	AA	AA-
1993	AAA	AAA	AAA	AAA	AA	AA-
1994	AAA	AAA	AAA	AAA	AA	AA-
1995	AAA	AAA	AAA	AAA	AA	AA-
1996	AAA	AAA	AAA	AAA	AA	AA-
1997	AAA	AAA	AAA	AAA	AA	AA-
1998	AAA	AA+	AA	AA+	AA	A+

年	興亜火災	千代田火災	日新火災	日動火災	富士火災	大東京火災
1987	A+	A+	AA-	AA	A+	AA-
1988	A+	A+	AA-	AA	A+	AA-
1989	A+	A+	AA-	AA	A+	AA-
1990	AA-	AA-	AA-	AA	AA-	AA
1991	AA-	AA-	AA-	AA	AA-	AA
1992	AA-	AA-	AA-	AA	AA-	AA
1993	AA-	AA-	AA-	AA	AA-	AA
1994	AA-	AA-	AA-	AA	AA-	AA
1995	AA-	AA-	AA-	AA	AA-	AA
1996	AA-	AA-	AA-	AA	AA-	AA
1997	AA-	AA-	AA-	AA	AA-	AA
1998	AA-	AA-	A+	AA	AA-	AA

表2 数値変換された債券格付けランキング

年	東京海上	安田火災	三井海上	住友海上	日本火災	日産火災
1987	6	3	3	3	3	2
1988	6	3	3	3	3	2
1989	6	3	3	3	3	2
1990	6	6	6	6	3	2
1991	6	6	6	6	3	2
1992	6	6	6	6	3	2
1993	6	6	6	6	3	2
1994	6	6	6	6	3	2
1995	6	6	6	6	3	2
1996	6	6	6	6	3	2
1997	6	6	6	6	3	2
1998	6	4	3	4	3	1

年	興亜火災	千代田火災	日新火災	日動火災	富士火災	大東京火災
1987	1	1	2	3	1	2
1988	1	1	2	3	1	2
1989	1	1	2	3	1	2
1990	2	2	2	3	2	3
1991	2	2	2	3	2	3
1992	2	2	2	3	2	3
1993	2	2	2	3	2	3
1994	2	2	2	3	2	3
1995	2	2	2	3	2	3
1996	2	2	2	3	2	3
1997	2	2	2	3	2	3
1998	2	2	1	3	2	3

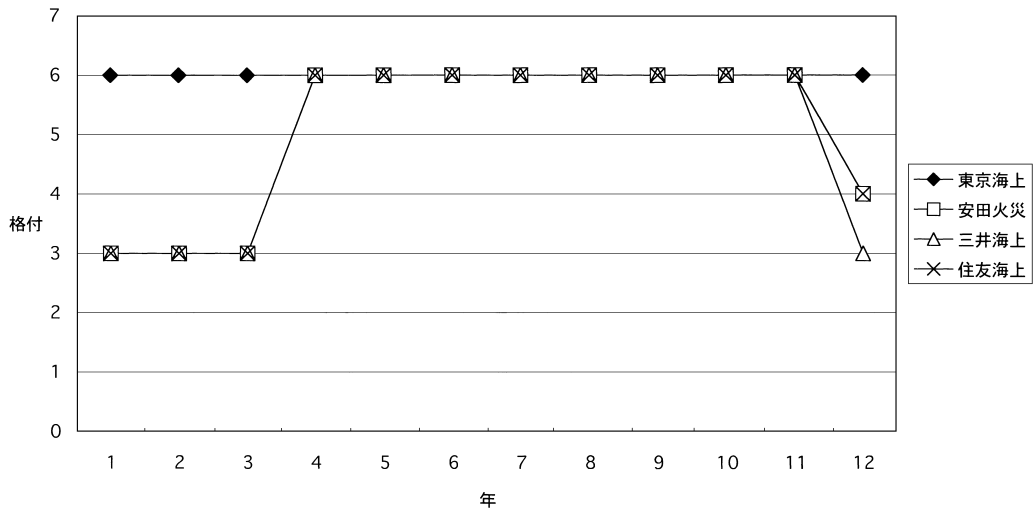


図1 第一グループのランキング推移

この格付けを最高のAAAを6とし、最低のA+を1として数値変換してランキングとしたものが表2である。

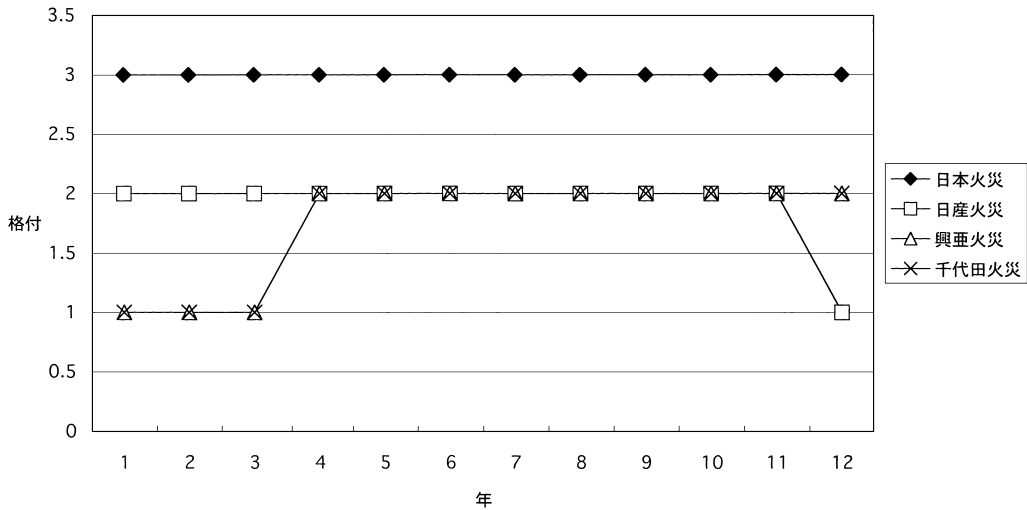


図2 第二グループのランキング推移

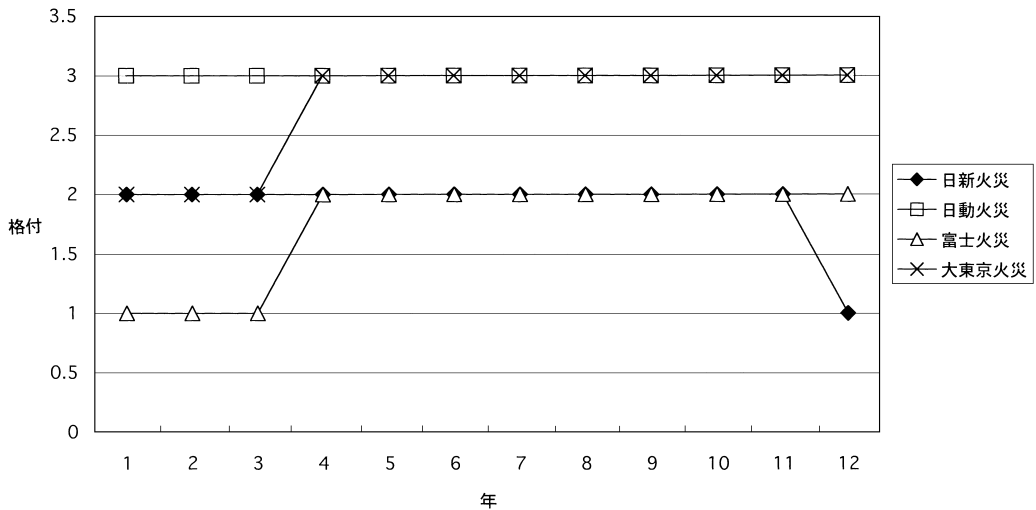


図3 第三グループのランキング推移

図1は第一グループ4社のランキング推移である。東京海上は12年間最高ランクの6を維持し続けている。安田火災、三井海上および住友海上はともに1987年から1989年までランク3であったが、1990年よりランクを6に上げ、1997年までそれを維持した後1998年に安田火災と住友海上はランク4に、三井海上はランク3に落ちている。

図2は第二グループ4社についてランキング推移を示したものである。日本火災は12年間ランク3で不変である。日産火災は1987年から1997年までランク2であるが、1998年になってランク1

に落ちている。興亜火災と千代田火災は共に 1987 年から 1989 年までランク 1 であったが 1990 年にランク 2 に上がり、その後 1998 年まで 2 を維持している。

図 3 は第三グループ 4 社についてランキング推移を示したものである。日動火災は 12 年間ランク 3 を維持している。大東京火災は 1987 年から 1989 年までランク 2 であったが、1990 年にランク 3 に上がり、それを 1998 年まで維持している。日新火災は 1987 年から 1997 年までランク 2 であったが、1998 年になってランク 1 に落ち、富士火災は 1987 年から 1989 年までランク 1 であったが、1990 年にランク 2 に上がり、1998 年まで 2 を維持し続けている。

以上のような債券格付けランキングの変動がどのような要因により引き起こされているのかを検証することが本研究の目的である。次節ではこの検証に使用されるモデルを説明している。

## 第 2 節 オーダード・プロバビリティ・モデル

Greene (1997, Chapter 19, p.872) は discrete choice models の例として 5 種類をあげている。その 1 は number of patents である。0, 1, 2, ... という値をもので、count data と呼ばれる。ここでは数字自体に意味がある。その 2 は labor force participation である。No なら 0 が、yes なら 1 が、そしてそれ以外の回答があれば 2, 3 などが割当てられてゆく。その 3 は opinions of a certain type of legislation である。0 が強く反対、1 が反対、2 がどちらともいえない、3 が支持、4 が強く支持とすれば、これはランキングであり、割り当てられた数値は順序 (ordering) を示すことになる。その 4 は the occupational field chosen by an individual である。0 が店員、1 が技師、2 が弁護士、3 が政治家、などのようになっていけば、これは単なる分類 (category) であり、ranking でも count でない。その 5 は consumer choice among alternative shopping areas である。これは一見その 4 と同じであるがモデル設定で多少の違いがある。

上記の 5 種のうちのあるタイプを扱うモデルで最も単純なものは 0 と 1 の 2 値をとるもので、logit (ロジット) モデルと probit (プロビット) モデルが一般的である。前者はロジスティック分布を使用し、後者は正規分布を用いている。どちらのモデルが望ましいかについては、Greene (1997, Chapter 19, p.875) に以下の記述がある。

The question of which distribution to use is a natural one. The logistic distribution is similar to the normal except in the tails, which are considerably heavier. (It more closely resembles a t-distribution with seven degrees of freedom.) Therefore, for intermediate values of  $\beta'x$  (say, between  $-1.2$  and  $+1.2$ ), the two distributions tend to give similar probabilities. The logistic distribution tends to give larger probabilities to  $y = 0$  when  $\beta'x$  is extremely small (and smaller probabilities to  $y = 0$  when  $\beta'x$  is very large) than the normal distribution.

しかし実証分析でどちらを使っても大きな差はないとしている。また竹内 (1989, p.428) は、ロジスティック分布と累積正規分布の裾の確率を問題にするのでなければ両者から得られる結果に大きな差はなく、数学的にはロジスティック分布の方が取扱いが容易である、と述べている。

本研究の対象である企業のランキングが前述の discrete choice models のその 3 に該当することは明瞭である。この ordered data の扱いについて詳細は Greene (1997, Chapter 19, pp.926-930) および McKelvey & Zavoina (1975) を参照されたい。

オーダード・プロバビリティ・モデルの設定は以下の通りである。

$$\begin{aligned}
 Y_i^* &= \beta' x_i + u_i \\
 Y_i &= 0 \text{ if } Y_i^* \leq \mu_0 \\
 & 1 \text{ if } \mu_0 < Y_i^* \leq \mu_1 \\
 & 2 \text{ if } \mu_1 < Y_i^* \leq \mu_2 \\
 & \dots \\
 & J \text{ if } \mu_{J-1} < Y_i^*, i = 1, 2, \dots, n.
 \end{aligned} \tag{2-1}$$

$Y_i^*$  は観測されない (unobserved) 従属変数であり、観測されるのは  $Y_i$  である。 $\beta' = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_K)$  は未知のパラメータ・ベクトル、 $x_i$  は説明変数ベクトルである。 $u_i$  は誤差項であり、 $E(u_i) = 0$  かつ  $E(u_i^2) = \sigma^2$  である。誤差項の分布が正規分布であればオーダード・プロビット・モデル (ordered probit model) となり、ロジスティック (logistic) 分布であればオーダード・ロジット・モデル (ordered logit model) となる。正規分布の場合には分散は 1 に固定され、したがって標準正規分布を用いることになる。分散を 1 に固定する理由については Greene (1998, Chapter 23, p497) に以下の記述がある。誤差項の  $\varepsilon_i$  は本研究では  $u_i$  となっている。

The variance of  $\varepsilon_i$  is assumed to be one since as long as  $Y_i^*$ ,  $\beta'$ , and  $\varepsilon_i$  are unobserved, no scaling of the underlying model can be deduced from the observed data.

ロジスティック分布の場合も標準型が使用される。その平均は 0、標準偏差は約 1.81 である。 $\mu_i$  ( $i = 0, 1, 2, \dots, J-1$ ) は推定の対象となる未知のパラメータである。(2-1) のモデルは定数項を含むため、 $\mu_i$  ( $i = 0, 1, 2, \dots, J-1$ ) の中のひとつは identify されない。このため  $\mu_0$  を 0 に normalize している。

推定には最尤 (maximum likelihood) 法が使用される。対数尤度関数に入れられる確率は以下のようなになる。ここで  $\Phi$  は累積分布関数である。

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}(Y_i = 0) &= \Phi(-\beta' x_i) \\
 \text{Prob}(Y_i = 1) &= \Phi(\mu_1 - \beta' x_i) - \Phi(-\beta' x_i)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_i = 2) &= \Phi(\mu_2 - \beta' x_i) - \Phi(\mu_1 - \beta' x_i) \\ &\dots\dots \\ \text{Prob}(Y_i = J) &= 1 - \Phi(\mu_{j-1} - \beta' x_i) \end{aligned} \quad (2-2)$$

そしてすべての確率が正となるように次の制約が付けられる。

$$0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{j-1} \quad (2-3)$$

最尤推定量を求めるアルゴリズムはDFP (Davidon/Fletcher/Powell) である。初期値はデータの型により最小2乗法か一般化最小2乗法で与えられる。最尤推定量の性質についてはGreene (1997, Chapter 4) が詳しい。

推定後に個々の説明変数が与える影響を計るものが marginal effects である。説明変数の変化が確率に与える影響は次のように表される。

$$\partial \text{Prob}(Y_i=j) / \partial x_i = [f(\mu_{j-1} - \beta' x_i) - f(\mu_j - \beta' x_i)] \beta \quad (2-4)$$

ここで  $f(\cdot)$  は標準正規密度関数あるいは標準ロジスティック密度関数である。この marginal effects の合計は 0 となるが、説明変数がダミー変数の場合には異なる対応が必要である。Greene (1997, Chapter 19, p930) は以下のように述べている。

Note that the marginal effects sum to zero; this follows the requirement that the probabilities add to 1. This approach is not appropriate for evaluating the effect of a dummy variable. We can analyze a dummy variable by comparing the probabilities that result when the variable takes its two different values with those that occur with the other variables held at their sample means.

企業の格付けを扱うとき、説明変数にダミー変数を用いる可能性は高いと思われる。本研究においては今後データにこの種の変数を含めて、その marginal effects を求めることになる。

オーダード・プロバビリティ・モデルではデータが特殊な形式をとることがある。その一つが right censored と呼ばれるもので、 $Y_i$  が  $j$  であると観測されていても、実は  $j$  ではなく、少なくとも  $j$  であるという状況のことである。企業格付けデータでこのような状況が生じるかどうかは明らかでないが、業績の悪化している企業についてある年度以降格付けが凍結されてしまった場合、この状況が起り得るとと思われる。最尤法推定では簡単な修正で対処できる。詳細は Greene (1998, p500) を参照されたい。

分散不均一 (heteroscedasticity) への対処は多数の企業の実証分析では不可欠である。本研究で

は単純なケースとして  $\text{Var}[u_i] = w_i^2$  というタイプが考えられる。もう一つのケースは multiplicative heteroscedasticity で、 $\text{Var}[u_i] = [\exp(\gamma' z_i)]^2$  というタイプのものである。ベクトル  $\gamma$  の次元が  $L$  であれば  $L$  個の未知のパラメータが新たに推定の対象となる。

企業の格付け研究では東証一部上場の多数の企業が分析の対象となる。これら企業はその所属する産業毎に分類され、分析は産業別を実施することが望ましい。産業が異なれば格付けを左右する要因も異なると考えるのが自然だからである。ただし産業を細分化すればそれだけデータ数が少なくなり、推定に困難が生じることもありえる。このため産業を細分化せず、産業の違いをモデル設定の段階で指定する方法が考えられた。これが stratification である。この階層化により ( $\mu_1 \mu_2 \dots \mu_{j-1}$ ) は各産業毎に異なるが、 $\beta$  については産業共通である。

企業の格付け分析で、ある条件下でデータが観測されないことが起こり得た場合、sample selection という問題が生じる。モデルは (2-1) に加えて Greene (1998, p509) の以下の設定が必要となる。

$$\begin{aligned} d_i^* &= \alpha' c_i + v_i, \\ u_i, v_i &\sim N[0, 0, 1, 1, \rho], \\ d_i &= 1 \text{ if } d_i^* > 0 \text{ and } 0 \text{ otherwise,} \\ [Y_i, x_i] &\text{ is observed iff } d_i = 1. \end{aligned} \quad (2-5)$$

ここではプロビット・モデルが使用される。このような問題が企業格付け研究で必要となるかは不明である。

最後にパネルデータを使用する時の random effect model に触れておく。企業格付けのデータベースはパネルデータ形式で構築されるので、実際に推定するのは

$$\begin{aligned} Y_{it}^* &= \beta' x_{it} + u_{it} \\ Y_{it} &= 0 \text{ if } Y_{it}^* \leq \mu_0 \\ &1 \text{ if } \mu_0 < Y_{it}^* \leq \mu_1 \\ &2 \text{ if } \mu_1 < Y_{it}^* \leq \mu_2 \\ &\dots \\ &J \text{ if } \mu_{j-1} < Y_{it}^*, i = 1, 2, \dots, n, \quad t = 1, 2, \dots, T. \end{aligned} \quad (2-6)$$

となる。ここで  $i$  は企業を  $t$  は年度を示している。ランダム効果を入れると (2-6) の第一式は

$$Y_{it}^* = \beta' x_{it} + u_{it} + \varepsilon_i \quad (2-7)$$



と書くことができ、 $\varepsilon_i$  は group specific term と呼ばれ、その分布は  $N[0, \sigma_\varepsilon^2]$  である。この分散の不均一問題の取扱いと推定については Greene (1998, Chapter 21, Section 4, 6) に詳細な説明がある。

### 第3節 分析結果

#### 1. パネルデータの分析：プロビット・モデル

データは企業 12 社の 12 年間にわたるものである。観測された従属変数は損害保険企業の債券格付けランクで、6 から 1 までの数値で表されている。これを左右する要因として剰余金／資産合計 (X1)、運用資産合計 (X2)、責任準備金残高 (X3)、利益処分額合計 (X4)、資産／負債 (X5)、営業収支残 (X6)、正味収入保険料／従業員数 (X7)、および次期繰越利益金 (X8) を選び、さらに企業毎の差を捉えるために 11 個のダミー変数を準備した。以下の予備的推定ではデータのデフレートは実施していないが、今後は適切なデフレータを用いて実施する予定である。推定に先立ち観測された従属変数の値は以下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。

0.5 以上 1.5 未満 = 0

1.6 以上 2.5 未満 = 1

2.6 以上 3.5 未満 = 2

3.6 以上 4.5 未満 = 3

4.6 以上 6.5 未満 = 4

債券格付けではランク 5 が存在しなかった。このランク 5 を 4 に変換し、ランク 6 を 5 に変換すると、統計ソフト LIMDEP は empty cell が検出されたとして推定を実行しない。

最初に (2-6) のモデルを使用し、標準正規分布を採用して、ランダム効果を考慮しない最も基本的なオーダード・プロビット・モデルを推定した。まず最小 2 乗法推定が実施され、その推定値を初期値として最尤法推定に入り、40 回の iterations で推定が終了した。求められた Log likelihood function の値は -71.89009、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 は -191.6870 であり、カイ 2 乗統計量 (自由度 8) は 239.5938 で、P 値は 0.000000 (四捨五入により) となる。これより 1%水準で帰無仮説は棄却される。表 3 は推定結果である。

X5 と X7 の係数が有意でないが、他は X6 がやや低いものの有意性は十分である。剰余金／資産合計、責任準備金残高、および利益処分額合計の増大はランクを上昇させる方向に作用し、一方運用資産合計、営業収支残、および次期繰越利益金の増加は逆にランクを低下させる傾向があることが示されている。

次に  $\mu_i$  ( $i=1, 2, 3$ ) の推定結果が表 4 に示されている。

表3 オーダード・プロビットモデル（ランダム効果なし）推定結果

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[ Z >z]	Mean of X
Constant	-6.876946523	10.382178	-.662	.5077	
X1	63.85631082	29.490142	2.165	.0304	.49000903E-01
X2	-.9321505280	.78578343	-1.186	.2355	1.7044878
X3	6.161072040	1.5611793	3.946	.0001	1.3903516
X4	379.8858008	141.70358	2.681	.0073	.10130764E-01
X5	2.042364541	10.431367	.196	.8448	1.1018160
X6	-15.33285621	11.869618	-1.292	.1964	.33553958E-01
X7	-6.031664187	21.587097	-.279	.7799	.62467083E-01
X8	-878.7673143	330.65550	-2.658	.0079	.37353472E-02

表4 臨界パラメータ推定結果

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[ Z >z]
<i>Threshold parameters for index</i>				
Mu(1)	3.229889925	.52825374	6.114	.0000
Mu(2)	6.708986235	1.1487659	5.840	.0000
Mu(3)	6.937498931	1.1510949	6.027	.0000

以上より臨界値パラメータ（threshold parameters）について有意性に問題がないことが確認された。

続いて表5は marginal effects を  $Y_i$  の値別に示している。算定は(2-4)に拠っている。

各行ごとに marginal effects を合計すれば1となるが、このことは確率の総計が1であることに対応している。しかしながら上の結果には納得できない点がある。(2-4)よりマージナル・イフェクトとは確率の変化分を示すものである。それが1.0を超えることは本来ありえないのであるが、(2-4)より明らかのようにこの値は推定された $\beta$ （パラメータ・ベクトル）の大きさに依存する。この点を考慮した分析は第5節で実施した。

表6に示すのは観測された（actual）従属変数の値の分布と、maximum probability を持つ predict された度数分布との比較である。

推定結果から導き出されて予測（predict）される度数と、実際に観測された度数の間の差が少ないことが分かる。

続いてランダム効果（random effect）を入れたプロビット・モデル分析が実施された。モデル(2-7)において標準正規分布を仮定して実施した分析である。Group specific な効果を考慮に入れている。OLSの推定結果を初期値として最尤法推定に入り、random effect なしの推定を実施し（その結果は(1)に等しい）、その後 random effect の推定に入ったが、100回（デフォルトでの最大数）の iterations でも収束せずに abnormal exit した。求められた log likelihood function の値は-54.58579、random effect がないという制約をつけた restricted log likelihood は-71.89009であり、カイ2乗統計量（自由度1）は34.60860で、P値は0.000000（四捨五入により）であった。

表5 マージナル・イフェクト

Variable	Y = 0	Y = 1	Y = 2	Y = 3	Y = 4
ONE	.0000	.4306	.3888	-.2598	0.4404
X1	.0000	-3.9983	-3.6103	2.4124	6.1962
X2	.0000	.0584	.0527	-.0352	.9241
X3	.0000	-.3858	-.3483	.2328	1.5013
X4	-.0003	-23.7862	-21.4778	14.3518	31.9125
X5	.0000	-.1279	-.1155	.0772	1.1662
X6	.0000	.9601	.8669	-.5793	-.2476
X7	.0000	.3777	.3410	-.2279	.5092
X8	.0006	55.0233	49.6833	-33.1992	-70.5080

表6 度数分布の比較

Actual	Predicted					Total
	0	1	2	3	4	
0	0	11	0	0	0	11
1	6	45	1	0	0	52
2	0	2	39	0	2	43
3	0	0	0	0	2	2
4	0	0	5	0	31	36
Total	6	58	45	0	35	144

## 2. ロジット・モデル

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、推定の方法などはプロビット・モデルの場合と同じである。OLS 推定値を初期値として最尤法推定に入り、44 回の iteration で収束した。求められた log likelihood function の値は -72.68873、すべての係数がゼロという制約をつけた restricted log likelihood は -191.6870 であり、カイ 2 乗統計量 (自由度 8) は 237.9966 で、P 値は 0.0000000 (四捨五入により) となる。これより 1% 水準で帰無仮説は棄却される。

表 7 は推定結果である。プロビット・モデルの推定結果と比較すると差が見られることに留意する必要がある。Marginal effects でどれくらいの差が生じているかを見てみよう。表 8 はロジット・モデルの結果である。

続いてランダム・イフェクトを入れたロジット・モデルが試みられたが最尤法推定が異常終了し、推定結果が得られなかった。以下は status messages である。

Maximum iterations reached. Exit iterations with status = 1. Abnormal exit from iterations. If current results are shown check convergence values shown below. This may not be a solution value (especially if initial iterations stopped).

Gradient value: Tolerance = .1000D - 05, current value = .1342D - 02

Function chg.: Tolerance = .0000D + 00, current value = .4381D - 05

Parameters chg: Tolerance = .0000D + 00, current value = .1073D - 04

Smallest abs. parameter change from start value = .9596D - 01

Models - estimated variance matrix of estimates is singular

最後に企業ダミー変数 11 個を付加したモデルを推定したが estimated variance matrix of estimates is singular で推定できなかった。これについては今後の課題である。

表7 オーダード・ロジットモデル (ランダム・イフェクト無し) 推定結果

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[ Z >z]	Mean of X
<i>Index function for probability</i>					
Constant	-13.96447327	18.343519	-.761	.4465	
X1	105.5799375	51.299136	2.058	.0396	.49000903E-01
X2	-1.760333591	1.2367233	-1.423	.1546	1.7044878
X3	10.93353914	2.7012527	4.048	.0001	1.3903516
X4	670.9017477	245.72686	2.730	.0063	.10130764E-01
X5	5.732382144	18.396091	.312	.7553	1.1018160
X6	-27.46585775	20.481580	-1.341	.1799	.33553958E-01
X7	-11.93862207	38.588402	-.309	.7570	.62467083E-01
X8	-1538.189657	604.89838	-2.543	.0110	.37353472E-02
<i>Threshold parameters for index</i>					
Mu(1)	5.767584190	.96783626	5.959	.0000	
Mu(2)	11.77925650	2.0253724	5.816	.0000	
Mu(3)	12.17248366	2.0356068	5.980	.0000	

表8 マージナル・イフェクト

Variable	Y = 0	Y = 1	Y = 2	Y = 3	Y = 4
ONE	.0015	.4591	.3856	-.2503	.4041
X1	-.0117	-3.4709	-2.9155	1.8923	5.5058
X2	.0002	.0579	.0486	-.0316	.9249
X3	-.0012	-.3594	-.3019	.1960	1.4665
X4	-.0742	-22.0557	-18.5267	12.0247	29.6319
X5	-.0006	-.1885	-.1583	.1027	1.2447
X6	.0030	.9029	.7585	-.4923	-.1716
X7	.0013	.3925	.3297	-.2140	.4905
X8	.1701	50.5676	42.4765	-27.5694	-64.6448

表9 度数分布の比較

		Predicted					
Actual	0	1	2	3	4	Total	
0	0	11	0	0	0	11	
1	6	45	1	0	0	52	
2	0	2	39	0	2	43	
3	0	0	0	0	2	2	
4	0	0	5	0	31	36	
Total	6	58	45	0	35	144	

#### 第4節 データ変換による推定

マージナル・イフェクトがパラメータ推定値の大きさに左右されることから、X1に10を、X4とX8に100を掛けてX11、X44およびX88という新変数を作り推定を実施した。本節では結果を表とせずLIMDEPのアウトプットをそのまま用いている。

最初に(2-6)のモデルを使用し、標準正規分布を採用して、ランダム効果を考慮しない最も基本的なオーダード・プロビット・モデルを推定した。まず最小2乗法推定が実施され、その推定値を初期値として最尤法推定に入り、29回のiterationsで推定が終了した。求められたLog likelihood functionの値は-71.89009、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は-191.6870であり、カイ2乗統計量(自由度8)は239.5938で、P値は0.000000(四捨五入により)となる。これより1%水準で帰無仮説は棄却される。以下は推定結果である。なおこれら数値は第3節のものと同じである。変換された変数の係数推定値が変化している他は、当然ながらすべて第3節の結果と同じである。ただしマージナル・イフェクトは異なっている。しかしその違いは変換された変数のみにとどまっている点に留意されたい。

続いてランダム効果(random effect)を入れたプロビット・モデル分析が実施された。第3節では100回(デフォルトでの最大数)のiterationsでも収束せずにabnormal exitしたが、今回はestimated variance matrix of estimates is singularにより推定が終わった点が異なっている。

Ordered Probit Model					
Maximum Likelihood Estimates					
Dependent variable					Y
Weighting variable					ONE
Number of observations					144
Iterations completed					29
Log likelihood function					-71.89009
Restricted log likelihood					-191.6870
Chi-squared					239.5938
Degrees of freedom					8
Significance level					.0000000
Cell frequencies for outcomes					
Y	Count	Y	Count	Y	Count
0	11.076	1	52.361	2	43.298
3	2.013	4	36.250		

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[ Z >z]	Mean of X
<i>Index function for probability</i>					
Constant	-6.876944580	10.382178	-.662	.5077	
X11	6.385630798	2.9490143	2.165	.0304	.49000903
X2	-.9321505328	.78578340	-1.186	.2355	1.7044878
X3	6.161072254	1.5611793	3.946	.0001	1.3903516
X44	3.798858745	1.4170357	2.681	.0073	1.0130764
X5	2.042362717	10.431367	.196	.8448	1.1018160
X6	-15.33285988	11.869618	-1.292	.1964	.33553958E-01
X7	-6.031666643	21.587097	-.279	.7799	.62467083E-01
X88	-8.787673810	3.3065550	-2.658	.0079	.37353472
<i>Threshold parameters for index</i>					
Mu ( 1)	3.229890038	.52825375	6.114	.0000	
Mu ( 2)	6.708986670	1.1487660	5.840	.0000	
Mu ( 3)	6.937499382	1.1510949	6.027	.0000	

Marginal Effects for OrdProbt					
Variable	Y = 0	Y = 1	Y = 2	Y = 3	Y = 4
ONE	.0000	.4306	.3888	-.2598	.4404
X11	.0000	-.3998	-.3610	.2412	1.5196
X2	.0000	.0584	.0527	-.0352	.9241
X3	.0000	-.3858	-.3483	.2328	1.5013
X44	.0000	-.2379	-.2148	.1435	1.3092
X5	.0000	-.1279	-.1155	.0772	1.1662
X6	.0000	.9601	.8669	-.5793	-.2476
X7	.0000	.3777	.3410	-.2279	.5092
X88	.0000	.5502	.4968	-.3320	.2850

Frequencies of actual & predicted outcomes  
Predicted outcome has maximum probability.

Actual	Predicted					Total
	0	1	2	3	4	
0	0	11	0	0	0	11
1	6	45	1	0	0	52
2	0	2	39	0	2	43
3	0	0	0	0	2	2
4	0	0	5	0	31	36
Total	6	58	45	0	35	144

次にロジスティック分布を採用して、ランダム効果を考慮しないオーダード・ロジット・モデルを推定した。まず最小2乗法推定が実施され、その推定値を初期値として最尤法推定に入り、32回の iterations で推定が終了した。求められた Log likelihood function の値は -72.68873、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 は -191.6870 であり、カイ

2乗統計量（自由度 8）は 237.9966 で、P 値は 0.0000000（四捨五入により）となる。これより 1%水準で帰無仮説は棄却される。以下は推定結果である。なおこれら数値は第 3 節のものと同じである。ただ iteration の回数は異なっている。変換された変数の係数推定値が変化している他は、当然ながらすべて第 3 節の結果と同じである。ただしマージナル・イフェクトは異なっている。しかしその違いは変換された変数のみである。以下は推定結果である。

続いてランダム・イフェクトを入れたロジット・モデルが試みられたが estimated variance matrix of estimates is singular となって最尤法推定が異常終了し、推定結果が得られなかった。企業ダミー変数を入れたモデルの推定が不能であることも第 3 節と共通である。

---

Ordered Probit Model					
Maximum Likelihood Estimates					
Dependent variable					Y
Weighting variable					ONE
Number of observations					144
Iterations completed					32
Log likelihood function				-72.68873	
Restricted log likelihood				-191.6870	
Chi-squared				237.9966	
Degrees of freedom				8	
Significance level				.0000000	
Cell frequencies for outcomes					
Y	Count	Freq	Y	Count	Freq
0	11	.076	1	52	.361
			2	43	.298
3	2	.013	4	36	.250
Logistic Probability Model					

---

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[ Z >z]	Mean of X
<i>Index function for probability</i>					
Constant	-13.96447429	18.343519	-.761	.4465	
X11	10.55799286	5.1299136	2.058	.0396	.49000903
X2	-1.760333447	1.2367233	-1.423	.1546	1.7044878
X3	10.93353939	2.7012527	4.048	.0001	1.3903516
X44	6.709017272	2.4572685	2.730	.0063	1.0130764
X5	5.732384056	18.396091	.312	.7553	1.1018160
X6	-27.46586342	20.481580	-1.341	.1799	.33553958E-01
X7	-11.93863694	38.588402	-.309	.7570	.62467083E-01
X88	-15.38189680	6.0489838	-2.543	.0110	.37353472
<i>Threshold parameters for index</i>					
Mu(1)	5.767584185	.96783627	5.959	.0000	
Mu(2)	11.77925641	2.0253724	5.816	.0000	
Mu(3)	12.17248354	2.0356068	5.980	.0000	

---

Marginal Effects for OrdLogit					
Variable	Y = 0	Y = 1	Y = 2	Y = 3	
ONE	.0015	.4591	.3856	-.2503	.4041
X11	-.0012	-.3471	-.2916	.1892	1.4507
X2	.0002	.0579	.0486	-.0316	.9249
X3	-.0012	-.3594	-.3019	.1960	1.4665
X44	-.0007	-.2206	-.1853	.1202	1.2864
X5	-.0006	-.1885	-.1583	.1027	1.2447
X6	.0030	.9029	.7585	-.4923	-.1721
X7	.0013	.3925	.3297	-.2140	.4905
X88	.0017	.5057	.4248	-.2757	.3435

Frequencies of actual & predicted outcomes  
Predicted outcome has maximum probability.

Actual	Predicted					Total
	0	1	2	3	4	
0	0	11	0	0	0	11
1	6	45	1	0	0	52
2	0	2	39	0	2	43
3	0	0	0	0	2	2
4	0	0	5	0	31	36
Total	6	58	45	0	35	144

## まとめ

わが国損害保険企業の債券格付けを決める要因を分析するため12社12年のデータを使用してオーダード・プロバリティ・モデルの推定が実施された。数個の変数の係数に有意性が観察され、marginal effects も求められて、変数の変化が確率に与える効果を評価することができた。また正規分布を仮定したプロビット・モデルのほか、ロジスティック分布によるロジット・モデルも推定され、プロビット・モデルと異なる結果を得た。今後の研究においてどちらのモデルを使用すべきか検討の必要があると思われる。

ランダム効果 (random effect) を確率変数で表したモデルは満足な推定結果をもたらさなかった。またダミー変数を付加した fixed effect モデルでは推定結果を得ることができなかった。これらについては今後の課題である。

## 参考文献

- Greene, W.H. (1997), *Econometric Analysis, third edition*, Prentice-Hall.  
 Greene, W.H. (1998), LIMDEP Version 7.0 user's manual, Econometric Software, Inc.  
 McKelvey, R.D. and W. Zavoina (1975), "A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables", *Journal of Mathematical Sociology*, Vol.4, pp 103-120.  
 宮下洋・米山高生 [2001] 「わが国保険産業の構造変化」『金融変革の実証分析』(郵政研究所研究叢書) 林敏彦・松浦克己編著、第6章。  
 竹内啓 (編集代表) (1989) 『統計学辞典』東洋経済新報社。



## Ordered-probability Model Analyses of the Ranking Data of the Japanese Non-life Insurance Firms

Hiroshi MIYASHITA

### ABSTRACT

The ranking data based on the bond ratings of the twelve Japanese non-life insurance firms were analyzed using an ordered-probability model. Both a probit model and a logit model were employed, which yielded interesting results. Several explanatory variables measuring the financial conditions of the firms are quite significant statistically, which shows that it is possible to forecast the performance of the firms using these financial variables.