

重回帰分析による機関の業績評価モデル

筒井 義信

1. 問題意識

本稿では、機関（支店・支社等）に対する業績評価システムについて考えてみたい。評価の対象となるのは、通常、売上高、実績進展率、計画遂行率等である。このような評価のかなめとなる変数を評価シグナルと呼ぼう。

いま、都心部にある機関Aと地方小都市にある機関Bとが同一の計画指標を付与されているものとし、現在、図1のような遂行状況にあると仮定する。評価シグナルの生数字をそのまま経営努力と解釈する現行評価システムの下では、業績はAのほうがすぐれている。

しかし、両機関の地域性は都心部と地方というまったく異質の市場性に依拠しているため、生数字の業績格差には市場性の要因がかなり影響していることが予想される。したがって、図の斜線部がこのような与件的要因によって決定されてしまうと仮定しよう。そこで、業績におけるnetの部分抽出すると、A・Bの業績格差は逆転するという事態が少なくないであろう。

このように、評価シグナルは多分に偏向的なかたちで把握されており、公平不偏性はかなり犠牲にされていると考えられる。これをいわば“grossの評価システム”としてとらえることができる。

2. 分析の目的

このような量的皮相的な“grossの評価システム”は、公平不偏性を本義とした“netの評価システム”へと転換されねばならない。それは評価シグナルが示す“grossの業績”から経営努力に属しない与件的要因を排除した

つつい よしのぶ 日本生命保険相互会社 東京総務部 人事課

[注] 本稿は、筆者が企業派遣生として筑波大学大学院 経営・政策科学研究科においてまとめた経済学修士論文の一部を加筆修正したものである。

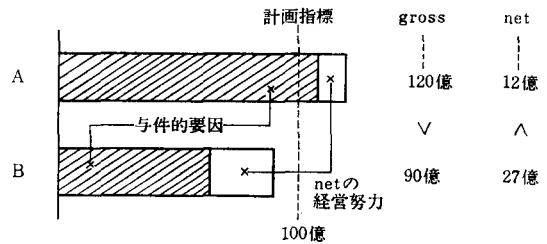


図1 評価の偏向性

“netの評価値”を抽出し、これを純粹の経営努力と判定する評価システムを意味している。このような評価システムこそ、時代環境に相応した機関経営の質的高度化を促進する契機となるであろう。

以上より、本分析の目的は、評価シグナルの偏向性を排除し、“netの評価システム”を構築することにある。

3. 分析の対象

本稿では具体的ケースとして、筆者が勤務する生命保険企業の機関業績評価システムを採りあげる。

4. 分析の方法

4.1 重回帰モデル

分析目的は、いいかえれば評価シグナルから与件的要因を排除することである。この要因排除に重回帰分析を利用することを考えてみよう。

重回帰分析は被説明変数から説明変数の要因効果を排除する働きをする。この考え方にもとづき、ある評価シグナルを被説明変数とし、諸々の与件的要因を説明変数とした次のような重回帰モデルを考える。

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p + \epsilon$$

y ↓ 評価シグナル (grossの業績)
 x_1, x_2, \dots, x_p ↓ 与件的要因
 ϵ ↓ netの評価値

このモデルにおける誤差項 ϵ を、評価シグナルが示す“grossの業績”から与件的要因を排除した“netの評価値”として把握することができる。そして、分析の結

表 1 与件的候補変数

粗分類	変数名	内 容	単位
販売主体の与件的要因	A03	組織規模（在籍職員数）	名
	A09	管内マーケットシェア	%
マーケットのバイに関するもの	A05	職員ひとり当たり管内企業数	社
	A12	〃 世帯数	世帯
	A33	1世帯当たり家族人員数	名
	A37	管内1000名以上企業数	社
マーケットのポテンシャルに関するもの	A04	管内100名以上企業占率	%
	A15	所得格差	指数
	A30	高齢者占率（65才以上）	%
	A34	持家率	%
	A35	年間所得500万以上世帯占率	%
	A36	高額所得者占率	%
	A38	死亡密度（死亡者1人当り人口）	名
	A39	婚姻密度（婚姻1件当り人口）	名
マーケットの成熟度に関するもの	A14	1世帯当り保険加入件数	件
	A31	〃 保険加入金額	万
	A32	世帯人員当り保険加入金額	万
マーケットの特性に関するもの	A10	ダミー（大都市中心部狭域マーケット）	—
	A11	〃（都市圏住宅基盤型マーケット）	—
	A29	〃（地方中核・企業城下町型マーケット）	—

果、εが正符号の機関は与件的要因に余りある業績をあげており、これを純粹の経営努力と判定する。逆に負の場合は与件的要因の保証水準さえクリアできず、業績不良と判定する。

以上が本分析における方法論の基本である。

4.2 変数選択の重要性

誤差項εを“netの評価値”として抽出するためには要因排除が完璧に近いかたちで行なわれる必要がある。これが不十分であると、評価モデルは本来の公平不偏性をもちえなくなるからである。すなわち、

- (i) どのような与件の変数を準備し
- (ii) どのようなモデルを最良モデルとして採択するかということがきわめて重要な意味をもってくる。したがって、本分析の焦点は変数選択による最良モデルの探索の一点にあるといつてよい。

この点を十分ふまえて、以下、具体的分析にはいろう。

5. 具体的展開

5.1 採用変数

本稿では最も重要な評価シグナルを1個とりあげ、その不偏評価モデルを探索していく。したがって、被説明変数には生保企業における重要収益指標とされる修正保険金成績（変数名A02）を採用した。次に、この評価シグナルから排除すべき与件的要因を表1のとおり、20個

の候補変数として採用した。これらは評価シグナルに対して因果的に機能する重要な資源・環境要因である。

5.2 組織規模との単回帰分析

さて、生保では販売組織の規模が業容の大きな決定要因になるという特性が強い。すなわち、大規模組織をもつ機関が高い業績をあげるのは、ある意味で当然なのである。この先験的な仮説を変数A03による単回帰によって検証した。この結果、組織規模は機関業績に対して74%の説明力をもっていることがわかった。これほど高い説明力をもつ要因は事前に排除しておくべきだと考え、被説明変数A02をA03で割った値を新たな被説明変数A01と設定した。これは1人当りの業績に相当するものである。

この操作により、以後のモデル探索は被説明変数がA01、説明変数はA03を除く19個の変数群の中で行なわれる。

5.3 逐次選択法による最良モデルの探索

19個の候補変数群が構成する回帰式は全部で $2^{19}-1=$ 約52万個存在する。この中から最良、またはそれに近いモデルを効率的な方法で探索していこう。

まず逐次選択による変数増加法を用いた。これは、回帰式の中に寄与率の高い順に変数を投入していき、一定のstopping ruleの下で最良のモデルを得る方法である。寄与率とは、当該変数の投入による残差平方和の減少割合を基準としている。この方法による段階的な変数投入過程を表2に示した。

評価モデルにおいては、決定係数を高くしても意味のない変数が投入されている、その信ぴょう性が失われる。したがってここでは偏回帰係数のt値の有意性水準をstopping ruleとして設定してみた。しかし、1%や5%有意でストップをかけるのは容易であるが、表2では5%有意にわずかに未達の水準が出現しており（たとえば、step 7, 8, 9あたり）、それが許容可能な水準であるため、判断は主観の様相を帯びてくる。さらに、1%や5%という水準設定そのものが恣意的であるということになると、最良モデルの選択は一種の主観的陥ろうに陥ってしまう。これでは、得られた評価モデルを企業内に認知させる客観的な基盤に乏しい。かといって、変数の数や決定係数の水準に先験的なリミットを設けるのも、分析目的からして安易である。

表 2 逐次選択過程 (*数字は偏向回帰係数の推移を示している。()内はt値を示す)

変数名	S T E P										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
A10	418.35 (8.57)	445.16 (10.12)	319.67 (6.49)	369.72 (7.56)	383.54 (8.09)	401.84 (8.59)	391.93 (8.43)	346.38 (6.02)	388.06 (6.42)	382.68 (6.29)	415.81 (6.32)
A09		12.01 (5.46)	15.95 (7.18)	16.09 (7.63)	14.70 (7.07)	14.78 (7.24)	19.82 (6.10)	20.46 (6.26)	20.04 (6.24)	20.42 (4.77)	17.97 (4.77)
A05			28.76 (4.51)	27.05 (4.45)	21.25 (3.45)	20.19 (3.35)	19.80 (3.32)	19.81 (3.34)	19.36 (3.30)	18.88 (3.21)	19.45 (3.30)
A11				112.81 (3.61)	127.48 (4.17)	138.86 (4.61)	120.81 (3.88)	78.39 (1.77)	116.94 (2.44)	111.94 (2.32)	135.85 (2.64)
A31					0.19 (3.17)	0.20 (3.33)	0.31 (3.88)	0.34 (4.25)	0.34 (4.25)	0.47 (2.94)	0.54 (3.18)
A29						144.24 (2.56)	163.75 (2.90)	149.76 (2.62)	149.35 (2.65)	149.23 (2.64)	151.76 (2.69)
A12							0.36 (1.97)	0.35 (1.94)	0.43 (2.39)	0.51 (2.43)	0.39 (1.77)
A30								-15.48 (-1.34)	-54.62 (-2.40)	-55.03 (-2.41)	-67.96 (-2.74)
A38									-3.18 (-1.99)	-3.55 (-2.15)	-3.96 (-2.36)
A14										-44.77 (-0.88)	-82.31 (-1.41)
A34											3.02 (1.30)
R	0.0.62	0.72	0.77	0.79	0.81	0.82	0.83	0.83	0.84	0.84	0.84
R ²	0 0.39	0.51	0.59	0.63	0.66	0.68	0.69	0.69	0.70	0.71	0.71
S. E.	190.74	170.75	157.97	150.24	144.96	141.49	139.68	139.18	137.33	137.47	137.04

(以下省略)

そこで、回帰モデルの良否を総合的に判断できる客観的なメルクマールはないものであろうか。

5.4 情報量基準AICの導入

説明変数を投入していくとモデルの説明力は高まるが変数を増加して説明力を高めることが良質なモデルであるとはいえない。良質な回帰モデルとは、

- (i) データに対するあてはまりがよく
- (ii) 説明変数について節約的である

ことを条件とすべきである。このような観点から情報量基準AICを利用して最良モデルを探索してみよう。

回帰モデルのAICは次式のように定義される [1]。

$$AIC = N \cdot \log_e \hat{s}_k^2 + 2(k+1)$$

ここでNはケース数、kは投入変数の数、 \hat{s}_k^2 は残差平方平均を示す。説明変数を順次投入していくと説明力が高まり、上式右辺の第1項は減少していく。逆に第2項は増加していく。すなわち、第1項はモデルの説明力の指標であり、第2項は変数追加に対するペナルティである。そして、AICが小さいほど良質な回帰モデルであるという客観的な選択基準 (Minimum AIC) が与えられるわけである。

そこで、前項の逐次選択過程において各ステップごとにAICがどのように変化するかをみたのが図2である。この結果、第9ステップで最小のAICが出現した。これが、逐次選択とMAICの組合せがもたらす客観的な意味での最良モデルである。

5.5 直交実験計画による最良モデルの探索

しかし、逐次選択+MAICによる最良モデルが52万個の変数組合せの中の最良モデルであるという保証はない。変数投入の優先条件はすでに投入済みの変数の存在を前提とするため、それが必ずしもモデルの全体的最適化にはつながらないからである。したがって、より小さなAICをもつ回帰モデルが存在するかも知れないのである。

そこで、AICを特性値とする直交実験計画によって新たな角度から最良モデルを探索してみよう。いま、19個の候補変数を各、ひとつの要因と見なし、各要因について当該変数を回帰モデルに、

- (i) 投入する……1
- (ii) 投入しない……0

の2水準を設定する。したがって、要因 F_i を水準 $v_i (= 0 \text{ or } 1)$ にセットすると、ひとつの回帰モデルが決まる

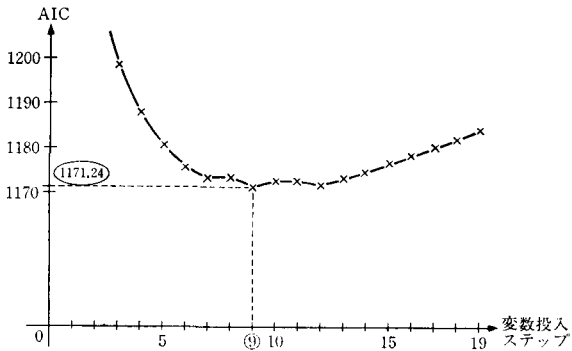


図 2 AIC の推移

($i=1, 2, \dots, 19$). さらにその AIC が特性値 $y_{\nu_1 \nu_2 \dots \nu_{19}}$ として導出される。ここでは、特性値 AIC に対して各要因がどのような効果をもつかをシミュレーションによって推定することが目的である。この間の構造は図 3 のとおりである。

次に、特性値 y の要因構造モデルを考えてみよう。候補変数の中には互いに相関のある変数もあえて列挙したので、2 要因間の交互作用もすべて考慮したモデルを設定すべきであろう。通常はこの 2 次近似モデルで十分な近似が可能であるとされている。したがって、要因構造モデルは次のような 2 次近似モデルとして記述される。

$$y_{\nu_1 \nu_2 \dots \nu_{19}} = \mu + \alpha_{\nu_1}^1 + \alpha_{\nu_2}^2 + \alpha_{\nu_3}^3 + \dots + \alpha_{\nu_{19}}^{19} + \alpha_{\nu_1, \nu_2}^{1,2} + \alpha_{\nu_1, \nu_3}^{1,3} + \dots + \alpha_{\nu_1, \nu_{19}}^{1,19} + \alpha_{\nu_2, \nu_3}^{2,3} + \dots + \alpha_{\nu_2, \nu_{19}}^{2,19} + \dots + \alpha_{\nu_{18}, \nu_{19}}^{18,19} + \epsilon_{\nu_1 \nu_2 \dots \nu_{19}}$$

ここで α_{ν}^i ($i=1, 2, \dots, 19$) は要因 F_i が水準 ν ($\nu=0$ or 1) をとることによる y への効果、 $\alpha_{\nu, \varphi}^{i,j}$ は要因 F_i が水準 ν かつ F_j が水準 φ をとるときの 2 因子交互作用効果、さらに ϵ は偶然因子による誤差を表わす。また要因効果 α は、他の水準との相対的な比較のうえでとらえられるように次の仮定をおく。

$$\sum_{\nu} \alpha_{\nu}^i = 0, \quad \sum_{\nu, \varphi} \alpha_{\nu, \varphi}^{i,j} = 0, \quad \sum_{\varphi} \alpha_{\nu, \varphi}^{i,j} = 0$$

さて、効率的な実験計画とは、少ない実験回数で、しかも情報のバイアスが小さい計画を意味している。すなわち、52 万個の中から変数組合せのサンプルをできるかぎりランダムに抽出し、それらについて回帰実験を行なうことに等しい。そこで変数組合せのランダム系列を作成しなければならない。本ケースでは各要因の水準数がすべて 2 で等しく、素数であるため、ガロア体上の演算によって直交表を作成することで、この問題に対処

表 3 同次一次式

$\nu_1 =$	θ_1																			
$\nu_2 =$		θ_2																		
$\nu_3 =$			θ_3																	
$\nu_4 =$				θ_4																
$\nu_5 =$					θ_5															
$\nu_6 =$						θ_6														
$\nu_7 =$							θ_7													
$\nu_8 =$								θ_8												
$\nu_9 =$									θ_9											
$\nu_{10} =$	θ_1					$\theta_5 + \theta_6$				θ_9										
$\nu_{11} =$		$\theta_3 + \theta_4$					$\theta_6 + \theta_7 + \theta_8$													
$\nu_{12} =$	$\theta_1 + \theta_2 + \theta_3 + \theta_4 + \theta_5 + \theta_6 + \theta_7$																			
$\nu_{13} =$	$\theta_1 + \theta_2$						$\theta_6 + \theta_7 + \theta_8 + \theta_9$													
$\nu_{14} =$	θ_1		$\theta_3 + \theta_4$				$\theta_6 + \theta_7$		θ_9											
$\nu_{15} =$		$\theta_2 + \theta_3 + \theta_4 + \theta_5$								θ_9										
$\nu_{16} =$				θ_5				$\theta_7 + \theta_8 + \theta_9$												
$\nu_{17} =$	$\theta_1 + \theta_2$			θ_4			θ_8			θ_9										
$\nu_{18} =$	$\theta_1 + \theta_2$			$\theta_4 + \theta_5$				θ_7		θ_9										
$\nu_{19} =$	θ_1		θ_3		$\theta_5 + \theta_6 + \theta_7 + \theta_8 + \theta_9$															

することができる。

いま、大きさ 2 のガロア体 GF(2) 上にどの 4 個の式をとっても 1 次独立であるような同次 1 次式を表 3 のとおり 19 個考えてみる [2]。なお θ は補助的な変数である。

ここで、 θ_i ($i=1, 2, \dots, 9$) に GF(2) 上の元 (0, 1) のいずれかをとらせることで $2^9=512$ 通りの組合せが得られる。この組合せの各々についてモジュール 2 の演算から得られる ν_i ($i=1, 2, \dots, 19$) の全体が強さ 4 の直交計画を構成することがわかっている [3]。この過程によって表 4 のような直交表を構成した。これによって、52 万個の中からわずか 512 個の変数組合せが情報のかたよりなく抽出されたわけである。

この 512 個の組合せについて回帰実験を行なった結果、特性値 AIC が表 4 の右欄のとおり導出された。これより各要因効果について、次の方法でその不偏推定値を得た。

- (i) $\hat{\mu} = \bar{y}$ (中心効果)
- (ii) $\hat{\alpha}_{\nu}^i = \bar{y}_{\nu}^i - \hat{\mu}$ (主効果)

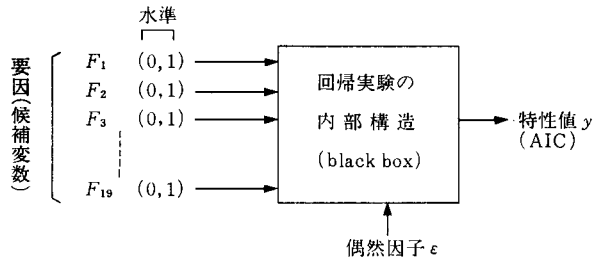


図 3 実験構造モデル

表 4 直交表

実験 番号	要 因 水 準																			特性値 A I C
	ν_1	ν_2	ν_3	ν_4	ν_5	ν_6	ν_7	ν_8	ν_9	ν_{10}	ν_{11}	ν_{12}	ν_{13}	ν_{14}	ν_{15}	ν_{16}	ν_{17}	ν_{18}	ν_{19}	
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1297.04
2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	0	0	1	1	1	1	1240.49
3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0	1	1	0	0	1265.47
4	1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1256.26
5	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1	0	0	0	1	1	1247.93
6	1	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0	1	0	1	1	0	1215.28
7	0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	0	0	1	1	1	1	1218.64
8	1	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	1204.46
(途 中 省 略)																				
510	1	0	1	1	1	1	1	1	1	0	1	0	1	0	0	0	0	1	1	1185.69
511	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0	0	1	0	1	1178.13
512	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	0	0	1	0	1	0	1	0	1185.24

(iii) $\hat{\alpha}_{\nu,\varphi}^{i,j} = \bar{y}_{\nu,\varphi}^{i,j} - \bar{\mu} - \hat{\alpha}_{\nu}^i - \hat{\alpha}_{\varphi}^j$ (交互作用)

ただし、 $\bar{y} : y$ の総平均

$\bar{y}_{\nu}^i : F_i$ の水準が ν であるものの平均

$\bar{y}_{\nu,\varphi}^{i,j} : F_i$ の水準が ν で、かつ F_j の水準が φ であるものの平均

推定された要因効果から最小の A I C をもたらす変数組合せを求めると、理論的にはこれが 52 万個の組合せの中で最良のモデルであるということになる。表 5 に、推定上の A I C 最小ベストテンとその変数組合せ、さらにその組合せによる現実の A I C を示した。

表 5 が示すとおり、本項で実施した直交実験計画は未だ誤差が大きく、精度の点で完全とは言いきれないものであった。この結果は採用した 19 変数の多変量構造においては、より多因子の交互作用効果を構造モデルに組み込む必要のあることを示唆している。なお、この方法での最小の A I C は第 6 番目の変数組合せに出現した。

6. モデルの検討

ふたつの方法でモデルの探索を行なったが、A I C の差は微小ながら、逐次選択 + M

A I C で得たモデルを最良モデルとして採択した(表 6)。結果的に、直交実験計画では逐次選択を上回るものを得られなかったが、これによって最終モデルの良質性が深く検証されたといえる。

さて、本分析の目的は機関業績の“net の評価値”を誤差項によって抽出することであった。そこで最良モデルが描く誤差項の分布を標準化残差のプロットによって観察したのが図 4 である。118 個の点はランダムに散在しており、傾向性は見られない。また、これがほぼ正規分布をなしていることもヒストグラムから読みとれる。

さらに、誤差項 ϵ が示す“net の評価値”の符号分布を地域別に見ても、ここでも、プラスの業績良好機関とマイナスの不良機関とがほぼ均等に分布しており、全機関を通じてほぼ半数ずつ出現している。以上より、所期の要因排除は手落ちなく行なわれたと判断してよいであろう。

次に、被説明変数が示す“gross の評価値”と誤差項が示す“net の評価値”との相関を Spearman の順位相関係数 r_s によって調べると gross と net の各順位構造の間には、 $r_s = 0.53$ の相関があることがわかった。この水準は現実的にありうべき値であり、gross の値を不偏な評価値へ矯正することの意義を十分見出しうる水

表 5 実験結果 (ベストテン)

No.	水 準 組 合 せ																			A I C		
	F_1	F_2	F_3	F_4	F_5	F_6	F_7	F_8	F_9	F_{10}	F_{11}	F_{12}	F_{13}	F_{14}	F_{15}	F_{16}	F_{17}	F_{18}	F_{19}	推定値	現実値	誤 差
	A04	A05	A09	A10	A11	A12	A14	A15	A29	A30	A31	A32	A33	A34	A35	A36	A37	A38	A39			
1	0	1	1	1	1	1	0	0	1	0	1	0	1	0	0	1	0	0	0	1164.594	1172.086	+ 7.492
2	0	1	1	1	1	1	0	0	1	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1165.753	1175.978	+10.225
3	0	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	0	1	0	0	1	0	0	0	1165.842	1172.987	+ 7.145
4	0	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1165.861	1176.355	+10.494
5	0	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0	0	1	1	0	0	1165.891	1175.910	+10.019
6	0	1	1	1	1	1	0	0	1	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0	1165.906	1171.848	+ 5.942
7	0	1	1	1	1	1	0	0	1	0	1	1	1	0	0	1	0	0	0	1166.042	1173.826	+ 7.784
8	0	1	1	1	1	1	0	0	1	1	0	1	1	0	0	1	0	0	0	1166.486	1172.927	+ 6.441
9	0	1	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	0	0	1	0	0	0	1166.531	1174.834	+ 8.303
10	0	1	1	1	1	1	0	0	1	0	1	1	0	0	0	1	1	0	0	1166.543	1175.286	+ 8.748

表 6 最終モデル

変数名	内 容	偏回帰 係数	標準化 回帰係 数	標準 誤差	t 値
A05	職員 1 人当り企業数	19.36	0.24	5.86	3.30
A09	管内マーケットシェア	20.04	0.60	3.24	6.19
A10	ダミー (大都市中心部)	388.06	0.58	60.45	6.42
A11	〃 (都市圏住宅基盤)	116.94	0.22	47.85	2.44
A12	職員 1 人当り世帯数	0.43	0.27	0.18	2.39
A29	ダミー (地方中核型)	149.35	0.15	56.44	2.65
A30	高齢者占率	-54.62	-0.43	22.76	-2.40
A31	1 世帯当り保険加入金額	0.34	0.33	0.08	4.25
A38	死亡密度	-3.18	-0.41	1.60	-1.99

R=0.84, R²=0.70, S.E.=137.33, A I C=1171.24

準である。

最後に、最良モデルの安定性を検証するため、最近 3 年間にわたって同一モデルによる回帰分析を行なった。これによると偏回帰係数はほぼ安定的な動きを示しており、9 個の説明変数はいずれも投入意義の高いものといえる。また 3 年間の分析から抽出した“net の評価値”について、その順位構造の年次の関連性を順位相関係数によって調べた。これを表 7 に示した。当該 3 年間のうち 0.6 を超える相関を示しており、短期的には大幅な順位変動が生起しないことを物語っている。現実的にも、良質(不良)な機関は安定的に良質(不良)であることから、この結果は十分納得のいくものであり、モデルの安定性を裏づけるものと言えよう。

7. おわりに

以上、客観的な基準で導出された最終モデルは、主観的政策的にも良質な評価モデルであることを確認することができた。したがって、本稿で構築された不偏評価モデルは相応の実用可能性を付与されたものと考えられる。

なお、直交実験計画は残念ながら最良モデルを得ることができなかった。さらに精度の高いものとするには 3 次近似モデルが必要であるが、これは時間と費用の制約上、断念せざるを得なかった。この他にも、本分析は数多くの問題点をはらんでいる。多くの方々からの忌憚なきご批判を期待する次第である。

最後に、本分析についてお力添えをいただいた筑波大学社会工学系の高橋啓郎教授に対し、紙面を借りてお礼を申し上げたい。

表 7 順位構造の年次別相関

	S53	S54	S55
S53	1	—	—
S54	0.84	1	—
S55	0.67	0.68	1

参 考 文 献

- [1] 赤池弘次：情報量基準 A I C とは何か、数理科学、153 (1976)、5-11
- [2] 高橋啓郎他：直交実験の自動計画と Maximal 3, 4-linearly independent set, 京都大学数理解析研究所講究録, 285(1976)：13-23
- [3] 高橋啓郎：組合せ理論とその応用, 岩波書店, 1979

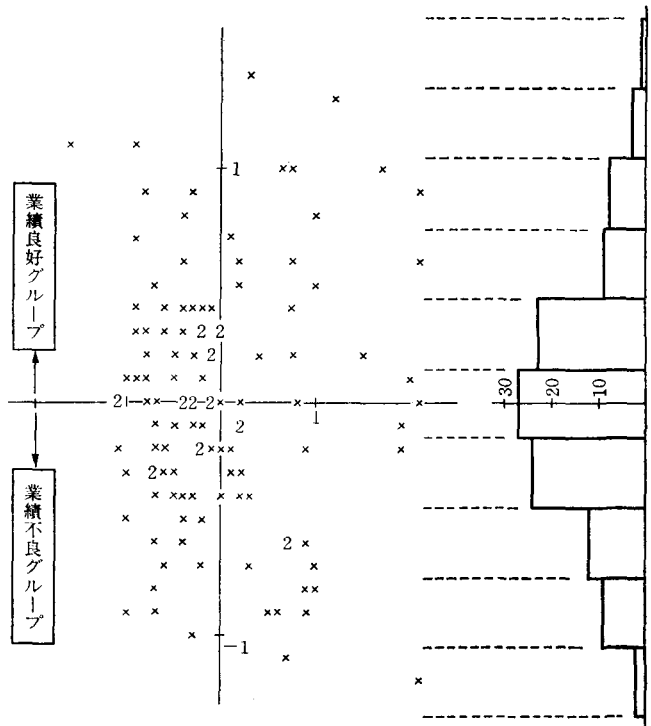


図 4 誤差項の分布

* 縦軸は標準化残差を、横軸は理論値の標準化した値を表わす