

【論 説】

動学モデルによる規模と範囲の経済性の計測

——わが国生命保険業の場合——

北 坂 真 一

1 は じ め に

1980 年台以降、公益性の高い産業における規制緩和がわが国の重要な政策課題となり、生命保険業についても保険審議会を中心に競争促進と経営の効率化が検討されてきた。こうした問題を考える時、規模の経済性と範囲の経済性という 2 つの概念は重要な指標になる。規模の経済性は、事業規模の拡大にともなう経営効率改善の指標であり、その存在は事業規模の大きい企業を保護する 1 つの根拠となる。また、範囲の経済性は業務多角化にともなう効率改善の指標であり、規制緩和により業務の多角化を促す際の重要な目安となる。

これら 2 つの経済性について、わが国の生命保険業を対象にいくつかの実証研究が行われている。井口（1985）は 1977 年度の生命保険会社 21 社を対象にコブダグラス型の費用関数を推定し、生命保険業には規模の経済性が存在するという結果を得た。筒井（1993）は、1986 年までの戦後 30 年間のクロスセクションデータと時系列データによりコブダグラス型とトランスログ型の費用関数を推定し、特に 80 年代に規模の経済性が高まったことを見いだした。また福田・張（1993）は、1975 年から 1990 年にかけてのパネルデータによりコブダグラス型費用関数を推定し、規模の経済性が存在することを確認している。範囲の経済性については、高橋（1990）が 1986 年度の生命保険会社を対象にトランスログ型の費用関数を推定している。そこでは規模の経済性は認められないが、有価証券の運用と貸出の間に範囲の経済性があるという結果を得ている。さら

に、筒井ほか(1992)は1976年から1989年のクロスセクションデータによりコブダグラス型とトランスログ型の費用関数を推定した。その結果、規模の経済性は認められるが、保険業務と資産運用業務の範囲の経済性は認められないという結果を得ている。松浦(1993)は1985年度と1989年度のクロスセクションデータにより、指数論的方法により規模の経済性を計測し、その存在を確認している。

以上みたように、従来の研究は規模の経済性については共通した結果を得ているが、範囲の経済性については蓄積も少なく、しかもいずれの研究も静学モデルに基づいたものであった。近年の投資関数の研究などでは、企業行動を動学的最適化行動として定式化することが一般的となっている。規模と範囲の経済性も動学モデルのフレームワークで計測することによって、より一層精密な結果を得る余地が残されている。そこで、本稿では企業行動を動学的な最適化行動としてモデル化し、生命保険会社のパネルデータにより規模と範囲の経済性を計測する。生命保険業は事業の性質上、長期的視野から合理的な行動をとっていると考えられ、その点でも長期と短期という時間構造を明示してモデル化することが有益である。

他の産業を含めても、わが国において動学モデルにより規模と範囲の経済性を計測した研究は少ない¹⁾。数少ない例としては、Nemoto et al (1993)による電気事業の規模の経済性の計測がある。そこでは、可変費用関数がモデル化され、包絡線定理により短期と長期が結びつけられている。本研究ではそれとは異なり、Denny, Fuss and Waverman (1981)やPindyck and Rotemberg (1983), Morrison (1986)らの動学的生産要素需要システムのフレームワークを用いる。この方法の利点は、企業の動学的最適化行動が準固定要素の調整も含めて明示されるためにその妥当性を検証でき、同時に制約付きの費用関数について2つの経済性を整合的に計測できる点である。

1) 規模と範囲の経済性に関するわが国の実証研究については、根本(1993)による展望論文がある。

本稿の構成は次の通りである。第2章では規模と範囲の経済性を計測するための動学モデルのフレームワークを示す。第3章では推定方法と計測に用いる生命保険業のデータについて述べる。第4章ではパラメータの推定値とモデルの妥当性を検討し、その結果計測される規模と範囲の経済性、および生産要素の価格弾力性などについて考察する。最後に第5章で本研究のまとめを行う。

2 モデル

我々のモデルでは、企業は総費用の期待割引現在価値を最小にするように行動するものとする。期待形成については、Pindyck and Rotemberg (1983) に従い合理的期待仮説を想定する。生産要素としては資本ストック (K_t)、内務職員 (L_t)、営業職員 (M_t) の三つを考え、範囲の経済性を計測するために2種類の生産物を考える。最初は説明のために、資本ストックを準固定要素とするモデルを示す。ここで準固定要素とは、その導入にあたり付加的な費用（調整費用）が必要で、すぐには最適な水準に調整されないような固定的な生産要素である。このフレームワークのもとで、企業の目的関数は次のように書ける。

$$\min_{(K)} E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} R_{t,\tau} \{G(P_{i\tau}, K_{\tau}, Q_{j\tau}) + PK_{\tau} \cdot K_{\tau} + C(I_{\tau})\}, \quad i = L, M, j = A, B \quad (1)$$

ここで、 I_{τ} は純投資で $I_{\tau} = K_{\tau} - K_{\tau-1}$ と定義される²⁾。また、 E_t は t 期に利用可能な情報集合で条件付けした期待値オペレータ、 $R_{t,\tau}$ は τ 期から t 期への割引率、 PK_t 、 PL_t 、 PM_t はそれぞれ資本、内務職員、営業職員の要素価格であり、 Q_{jt} は第 j 生産物の産出量である。 $G(\cdot)$ は制約付きの費用関数であり、その値は可変要素の費用に等しい。また $C(\cdot)$ は調整費用関数である。ここでは比較的短期間のパネルデータを用いるので技術進歩は考えない。

(1) 式の動学的最適化問題を解くと、次のようなオイラー方程式を導出できる。

2) 調整コストの対象には粗投資も考えられるが、いくつかのモデルを試みた結果、純投資とするモデルの結果が最も良好だった。

$$(\partial G_t / \partial K_t) + PK_t + (\partial C(I_t) / \partial K_t) + E_t \{ R_{t,t+1} (\partial C(I_{t+1}) / \partial K_t) \} = 0 \quad (2)$$

ここで横断性条件は満たされるものと仮定する。他方、制約付き費用関数からシェパードのレンマにより次の関係が成り立つ。

$$L_t = \partial G_t / \partial PL_t \quad (3)$$

$$M_t = \partial G_t / \partial PM_t \quad (4)$$

実際に推定を行うためには制約付き費用関数と調整費用関数を特定化する必要がある。まず、規模の経済性だけを考えるために生産物は1種類 (Q_t) と仮定しよう。制約付き費用関数については、要素価格の1次同次性とパラメータの対称性を制約として与え、次のようなトランスログモデルを仮定する。

$$\begin{aligned} \log G_t = & \alpha_{00} + \log PM_t + \alpha_{01} \log PLM_t + \alpha_{02} \log K_t + \alpha_{03} \log Q_t \\ & + (1/2) \alpha_{11} (\log PLM_t)^2 + \alpha_{12} \log PLM_t \cdot \log K_t + \alpha_{13} \log PLM_t \cdot \log Q_t \\ & + (1/2) \alpha_{22} (\log K_t)^2 + \alpha_{23} \log K_t \cdot \log Q_t + (1/2) \alpha_{33} (\log Q_t)^2 \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 G_t は可変要素の費用 ($PM_t \cdot M_t + PL_t \cdot L_t$) であり、 $PLM_t = PL_t / PM_t$ である。また、調整費用関数は次のような2次関数を仮定する。

$$C(I_t) = (1/2) \alpha_{44} I_t^2 \quad (6)$$

調整費用関数が凸であるためには $0 < \alpha_{44}$ でなければならない。これらの関数型のもとでオイラー方程式は次のようになる。

$$SK_t \cdot (G_t / K_t) + PK_t + \alpha_{44} I_t - E_t [R_{t,t+1} \cdot \alpha_{44} I_{t+1}] = 0 \quad (7)$$

ここで、

$$SK_t = \alpha_{02} + \alpha_{12} \log PLM_t + \alpha_{22} \log K_t + \alpha_{23} \log Q_t$$

である。また要素需要関数とは次のようなシェア方程式になる。

$$SL_t = PL_t \cdot L_t / G_t = \alpha_{01} + \alpha_{11} \log PLM_t + \alpha_{12} \log K_t + \alpha_{13} \log Q_t \quad (8)$$

$$SM_t = PM_t \cdot M_t / G_t = 1 - SL_t \quad (9)$$

したがって、式と式は独立ではないので式を推定から除き、(5) 式、(6) 式、(8) 式の3本の連立方程式からパラメータの推定値を得る。

以上では、資本ストックを調整費用の必要な準固定要素として定式化した。生命保険業では膨大な事務処理を行うために巨大な電算機システムを用いてい

る。したがって、そうした設備の増強に調整費用を要することは想像できる。しかし他方で、生命保険業は内務職員を約 10 万人、営業職員を約 42 万人抱え、複雑多岐にわたる保険商品の内容理解と円滑な事務・営業活動のために職員へ様々な教育活動を行っている³⁾。こうした現実、Oi (1962) などにより指摘される労働の調整費用の存在を示唆している。したがって、どの生産要素が相対的に準固定要素としてふさわしいかは、実証的に検討されるべき問題である。そこで本稿では、先に示したモデルと同じ形式で、内務職員、営業職員をそれぞれ準固定要素とするモデルも推定する。

さらに、範囲の経済性を計測するためには複数の生産物をモデルに含む必要がある。これまでの研究では、高橋 (1990) が生命保険業の資産運用における有価証券業務と貸出業務の範囲の経済性を検討し、筒井ほか (1992) が資産運用業務と保険業務の範囲の経済性を検討している。本研究では、生命保険業の金融仲介機能に注目し、筒井ほか (1992) と同様に資産運用業務と保険業務の範囲の経済性を検討する。生命保険会社の業務は機能的に保険業務と資産運用業務の 2 つに分けることができる。大手生保では法人企業などに対して資産運用と保険販売を関連させるような営業活動が行われ、社内組織も 80 年代に入りそうした活動をサポートするように改正されている。また、小宮 (1989) も指摘するように、消費者からみても保険加入の会社選択にあたり、良好な財務成績が重要な基準になることは合理的であると思われる。したがって、金融の自由化・国際化の流れの中で、現在の保険会社が 2 つの業務の範囲の経済性を十分に活用できているかという問題は興味深い。

そこで、資産運用に関わる生産物を QA_t 、保険業務に関わる生産物を QB_t とすると、制約付きのトランスログ型費用関数は次のようになる。

$$\begin{aligned} \log G_t = & \beta_{00} + \log PM_t + \beta_{01} \log PLM_t + \beta_{02} \log K_t + \beta_{03} \log QA_t + \beta_{04} \log QB_t \\ & + (1/2) \beta_{11} (\log PLM_t)^2 + \beta_{12} \log PLM_t \cdot \log K_t + \beta_{13} \log PLM_t \cdot \log QA_t \end{aligned}$$

3) 例えば、営業職員については業界共通教育制度を実施し、採用初期 3 カ月の研修を行っている。『1995 年度生命保険ファクトブック』参照。

$$\begin{aligned}
& + \beta_{14} \log \text{PLM}_t \cdot \log \text{QB}_t + (1/2) \beta_{22} (\log \text{K}_t)^2 + \beta_{23} \log \text{K}_t \cdot \log \text{QA}_t \\
& + \beta_{24} \log \text{K}_t \cdot \log \text{QB}_t + (1/2) \beta_{33} (\log \text{QA}_t)^2 + \beta_{34} \log \text{QA}_t \cdot \log \text{QB}_t \\
& + (1/2) \beta_{44} (\log \text{QB}_t)^2
\end{aligned} \tag{10}$$

1 生産物の場合と同じように、資本ストックを準固定要素とする場合であり、費用関数には要素価格の1次同次性とパラメータの対称性を制約として与えている。また、オイラー方程式を示すと以下ようになる。

$$\text{SK}_t \cdot (\text{G}_t/\text{K}_t) + \text{PK}_t + \beta_{55} \text{I}_t - \text{E}_t [\text{R}_{t,t+1} \cdot \beta_{55} \text{I}_{t+1}] = 0 \tag{11}$$

ここで β_{55} は調整費用関数のパラメータであり、また

$$\text{SK}_t = \beta_{02} + \beta_{12} \log \text{PLM}_t + \beta_{22} \log \text{K}_t + \beta_{23} \log \text{QA}_t + \beta_{24} \log \text{QB}_t$$

である。費用関数から導出されるシェア方程式は次のようになる。

$$\text{SL}_t = \text{PL}_t \cdot \text{L}_t/\text{G}_t = \beta_{01} + \beta_{11} \log \text{PLM}_t + \beta_{12} \log \text{K}_t + \beta_{13} \log \text{QA}_t + \beta_{14} \log \text{QB}_t \tag{12}$$

2 生産物の場合、これら (10)、(11)、(12) の3本の連立方程式からパラメータの推定値を得ることができる。

3 推定方法とデータ

推定には、合理的期待変数を持つオイラー方程式が含まれているので、一致推定量を得るために Hansen (1982) により提案された GMM (一般化積率推定法) を用いる。我々はパネルデータを用いるが、生保各社の固定効果 (fixed effect) を考慮するために、前節で示した各式の1次の階差をとった3本の式を対象に GMM の同時推定を用いた⁴⁾。

次にデータであるが、本稿では営業形態や歴史的経緯の異なる外資系生保を除き、国内生命保険会社20社を対象とした。推定期間は、経理基準に変更が無くパネルデータとして比較的データの整っている1989年度から1994年度までの6年間とする。生命保険業に関するデータの出所は、『インシュアランス生

4) GMM による企業のパネルデータの推定は、Whited (1992) で行われている。

命保険統計号』（保険研究所）と『生命保険事業概況』（生命保険協会）の各年号である。

各変数について少し説明を加える。まず生命保険業の生産規模の指標として、ここでは経常利益を用いた。すでに筒井ほか（1992）が議論しているように、生命保険業の生産規模としてはいくつかの指標が考えられるが、集計の点からは付加価値を表わす経常利益が望ましい。また、保険業務と資産運用業務の間の範囲の経済性を計測するためには、それぞれ対応する生産物を考える必要がある。この場合も全体として経常利益を用いることから、その一部を構成する変数を用いる。すなわち、保険業務の生産規模としては、保険料等収入－保険金等支払金（保険収支）を、また資産運用業務の生産規模としては、資産運用収益計－資産運用費用計（運用収支）を用いた。保険料等収入の主な中身は契約者から支払われる保険料であり、他方保険金等支払金の主な項目は契約者への保険金、給付金、解約返戻金などの支払いである。なおここでは、損益計算書に費用として計上される責任準備金は保険収支のマイナス項目に含めなかった。責任準備金は、単なる支出ではなく保険給付の支払いに備える準備金だからである。また、資産運用収益計の内訳は貸付金利息や有価証券の配当金や売却益、不動産賃貸料などである。他方、資産運用費用計には有価証券の売却損や評価損、貸倒引当金の繰入などが含まれている。本来ならば2つの収支から、さらに保険関係と運用関係に分けて事業費を控除する必要があるが、事業費の内訳が公表されていないため、ここでは控除していない。

次に、費用と生産要素のデータについて述べる。生命保険業の費用は Geehan（1977）などにしがたい財務データにおける事業費に減価償却費を加えた額を用いた。また生産要素については、資本ストック、内務職員、営業職員の3種類に分類した。資本ストックには貸借対照表の動産に建物の一部を加えた額を用いた。建物の全体ではなく一部としたのは、生命保険会社の保有する建物には資産運用目的で保有されているものが多いためである。公表されたデータから直接建物の用途を知ることは出来ないが、簡便な方法として損益計算書の資産

運用費用に含まれる賃貸用不動産減価償却費とその他経常費用における減価償却費から動産の償却分を考慮しながら案分比例し、業務用の資本ストックを計算した⁵⁾。資本ストックの価格は、レンタルプライスとして、投資財デフレーター×(全銀貸出約定平均金利+減価償却率)により求めた。内務職員の数『生命保険事業概況』に掲載されており、その賃金には『毎月勤労統計調査』(労働省)の金融・保険業から規模別(100人以上500人未満, 500人以上1000人未満, 1000人以上)の値を用いた。営業職員の数も同様に掲載されており、その費用部分を先の資本費用(資本ストック×レンタルプライス)と内務職員費用(内務職員数×賃金)の和を事業費に減価償却費を加えた額から差し引いた残余として求め、対応する価格を営業職員数で割ることによって求めた。また、割引率は国債利回りとGDPデフレーター上昇率から計算した。

4 推 定 結 果

まず、規模の経済性だけを計測するために(5),(7),(8)の3本の連立方程式(モデルI)をGMMで同時推定した。その結果が第1表である⁶⁾。推定に用いた操作変数は、経常利益、国債利回り、GDPデフレーター上昇率、資本ストック、内務職員数、営業職員数、これら3つの生産要素に対応する各要素価格である。国債利回りとGDPデフレーター上昇率を除いて1次の階差が取られており、inst1はそれらの1期ラグをとったもの、またinst2は2期ラグをとったものである。モデルとしては、第2章で述べたように資本ストック(K)、内務

5) 具体的な計算式は次の通り。

$$\text{資本ストック} = \frac{\text{bdep} - (\text{動産} \times 0.095)}{\text{adep} + (\text{bdep} - (\text{動産} \times 0.095))} \times \text{建物} + \text{動産}$$

ここで、adepは賃貸用不動産減価償却費、bdepはその他経常費用における減価償却費である。後者には動産の減価償却費も含まれているためにHulten-Wyckoff(1981)を参考にその減価償却率を9.5%として除いた。なおこうして計算される資本ストックは簿価ベースであり、本来は実質化する必要がある。しかしデータの制約から資本ストックの年齢などが算定できずに断念した。

6) 我々はタイムダミーをいくつかの場合について試みたが、有益な結果を得なかったので付加していない。また、一部のデータについては経常利益がマイナスとなるなどしたために推定から除かれている。

職員（L）、営業職員（M）をそれぞれ準固定要素とする 3 種類のモデルが考えられるので全部で 6 つの推定結果が示されている。

まず、動学モデルの根拠となる調整費用のパラメータ α_{44} の符号をみると、資本を準固定要素とするモデル（モデル I - K）はいずれの操作変数でも理論通りにプラスで計測されている。しかし、内務職員や営業職員を準固定要素とするモデルでは逆にいずれもマイナスで計測されており、理論モデルが要請する条

第 1 表：モデル I のパラメータ推定値

	モデル I - K		モデル I - L		モデル I - M	
	inst 1	inst 2	inst 1	inst 2	inst 1	inst 2
α_{01}	0.4740 (0.0996)	0.4812 (0.1042)	0.3779 (0.1262)	0.0034 (0.0967)	-0.9820 (0.4487)	1.2837 (0.4223)
α_{02}	-0.0122 (0.0270)	-0.0378 (0.0835)	0.4880 (0.1496)	1.1041 (0.2820)	0.2833 (1.8831)	-0.1086 (1.4948)
α_{03}	0.0952 (0.0136)	0.0865 (0.0247)	-0.0986 (0.0307)	-0.0475 (0.0493)	-1.0259 (0.2203)	-0.5358 (0.2716)
α_{11}	0.1304 (0.0231)	0.1476 (0.0199)	0.0294 (0.0098)	0.0147 (0.0095)	0.0860 (0.0280)	0.0704 (0.0251)
α_{12}	0.0169 (0.0054)	0.0148 (0.0065)	0.0190 (0.0093)	0.0457 (0.0111)	0.1705 (0.0534)	-0.0621 (0.0386)
α_{13}	-0.0051 (0.0014)	-0.0043 (0.0026)	-0.0009 (0.0026)	0.0032 (0.0018)	-0.0059 (0.0065)	-0.0027 (0.0046)
α_{22}	-0.0014 (0.0031)	-5.28×10^{-5} (0.0087)	-0.0562 (0.0188)	-0.1297 (0.0460)	-0.0598 (0.2147)	0.0809 (0.1757)
α_{23}	-0.0051 (0.0006)	-0.0041 (0.0015)	0.0008 (0.0014)	-0.0050 (0.0041)	0.0887 (0.0210)	0.0419 (0.0285)
α_{33}	0.0065 (0.0022)	0.0075 (0.0034)	-0.0089 (0.0026)	-0.0161 (0.0035)	-0.0391 (0.0080)	-0.0189 (0.0064)
α_{44}	1.03×10^{-7} (7.63×10^{-8})	2.79×10^{-7} (1.30×10^{-7})	-0.0002 (0.0001)	-0.0004 (0.0002)	-6.09×10^{-5} (2.43×10^{-5})	-5.92×10^{-5} (3.25×10^{-5})
J (17)	23.84	23.65	14.97	13.19	17.67	18.73
p-value	0.123	0.129	0.597	0.723	0.409	0.343

(注) 推定値下段の () 内は標準偏差，J 統計量右側の () 内は自由度である。

なお，標準偏差は White の heteroscedastic-consistent standard error である。

件を満たしていない。また、モデル I-K については、制約付きの費用関数が満たすべき費用最小化の 2 階の条件なども満たしている。第 1 表の最下段には、Hansen (1982) の提案した GMM における J 統計量とその p-value が示されている。この統計量はモデルが正しく特定化されているという帰無仮説のもとで、[操作変数の数×推定する方程式の数-パラメータの数] の自由度を持つカイ二乗分布に漸近的に従う。これをみると、モデル I-K の両方の推定結果はともに通常の有意水準ではモデルを棄却できないという結果になっている。したがって、調整費用に基づく動学モデルとしてはやはり投資関数で多くの研究実績のある資本ストックを準固定要素とするモデルが支持される結果となった。

そこで、こうして推定されたパラメータの値から規模の経済性や各要素間の弾力性を計算することができる。まず費用関数で規模の経済性を考えると、それは「生産物が増加する程には費用が増加しない程度」と定義できる。これは式のもとで次のように表される。

$$\left(\frac{\partial \log G}{\partial \log Q} \right) = \alpha_{03} + \alpha_{13} \log PLM_t + \alpha_{23} \log K_t + \alpha_{33} \log Q_t < 1 \quad (13)$$

そこで、数値上は次の条件を満たせば規模の経済性が存在すると言える。

$$SCE = 1 - (\alpha_{03} + \alpha_{13} \log PLM_t + \alpha_{23} \log K_t + \alpha_{33} \log Q_t) > 0 \quad (14)$$

SCE が規模の経済性を測る尺度である。

また、各要素間の価格弾力性などは以下の計算式から求められる。まず、準固定要素が調整されない短期の価格弾力性は次のようになる。

$$\begin{aligned} \text{M の自己価格弾力性} \quad \eta_{MPM}^L &= \frac{PM}{M} \cdot \frac{\partial M}{\partial PM} \bigg|_{K=\bar{K}} \\ \text{L の PM に対する交差価格弾力性} \quad \eta_{LPM}^L &= \frac{PM}{L} \cdot \frac{\partial L}{\partial PM} \bigg|_{K=\bar{K}} \end{aligned}$$

また準固定要素である K_t も調整される長期の価格弾力性は次のように計算される。

$$\text{M の自己価格弾力性} \quad \eta_{\text{MPM}}^{\text{L}} = \frac{\text{PM}}{\text{M}} \cdot \left(\left. \frac{\partial \text{M}}{\partial \text{PM}} \right|_{\text{K}=\text{K}} - \frac{\partial \text{M}}{\partial \text{K}} \cdot \frac{\partial \text{K}}{\partial \text{PM}} \right)$$

$$\text{L の PM に対する交差価格弾力性} \quad \eta_{\text{LPM}}^{\text{L}} = \frac{\text{PM}}{\text{L}} \cdot \left(\left. \frac{\partial \text{L}}{\partial \text{PM}} \right|_{\text{K}=\text{K}} - \frac{\partial \text{L}}{\partial \text{K}} \cdot \frac{\partial \text{K}}{\partial \text{PM}} \right)$$

他の弾力性も同様である。

そこで以上のような計算式に基づき、モデル I - K の操作変数 inst 1 の規模の経済性 SCE と各要素の価格弾力性を計算した結果が第 2 表である。規模の経済性 (SCE) をみると、全生保の平均で 0.971 とプラスで計測されており、規模の経済性が認められる。さらに、全生保を企業規模別に大手、中堅、中小と分類し、それぞれについて SCE を計算した⁷⁾。その結果をみると、規模が大きく

第 2 表：規模の経済性と生産要素の価格弾力性
(モデル I - K, inst 1 の場合)

規模の経済性	平均	標準偏差	最大値	最小値
全生保	0.971	0.0091	1.001	0.959
大手	0.967	0.0048	0.982	0.960
中堅	0.971	0.0096	1.001	0.959
中小	0.980	0.0091	0.996	0.970

短期の価格弾力性			長期の価格弾力性		
	内務職員	営業職員		内務職員	営業職員 資本ストック
PL	-0.130	0.324	PL	-0.126	0.272 -0.037
PM	0.267	-0.267	PM	0.306	-0.327 0.820
			PK	0.041	0.126 -1.729

(注) 生産要素の価格弾力性は全生保の平均値である。

7) 企業規模を分類する基準としては保険料収入を用いた。年平均保険料収入を 1 兆 5 千億円と 5 千億円と区切り、大手 7 社、中堅 8 社、中小 5 社と分類した。分類の基準を経常利益や総資産にしても会社数が偏らないように配慮すると、同じ結果となる。

なるに従わずかに規模の経済性が減少している。しかし、その程度はわずかであり大手と中小の間に顕著な違いはみられない。

次に生産要素の価格弾力性をみる。準固定要素は調整されず可変要素だけが調整される短期では、理論通りに自己価格弾力性がマイナスで計測されている。また、2つの可変要素は相互に交差価格弾力性がプラスで計測されており、内務職員と営業職員は代替的と判断できる。資本が調整される長期でも、各要素の自己価格弾力性は理論通りにマイナスで計測されている。その弾力性の程度をみると、長期でも内務職員の価格弾力性が最も小さく、次いで営業職員の弾力性が小さい。資本ストックの自己価格弾力性は「-1」を絶対値で上回りかなり弾力的となっている。このように調整費用の必要な資本ストックが長期で最も弾力的であるという結果は、米国の製造業に関する Pindyck-Rotemberg (1983) の計測でもみられた傾向である。

以上、単一生産物を想定したモデルⅠの結果をまとめると次のようになる。調整費用モデルとしては資本ストックを対象にしたモデルが支持され、可変要素費用を対象にした規模の経済性については従来の研究よりも大きな値が計測された。また生産要素の自己価格弾力性について、内務職員が最も非弾力的で、資本は長期ではかなり弾力的であるという結果を得た。このような規模の経済性と生産要素の価格弾力性の計測結果は、操作変数の異なるモデルⅠ-Kのinst 2でも第3表のようにほぼ同じく得られており、操作変数に依存しない頑健な結果である。

次に、規模の経済性とともに関係業務と運用業務の範囲の経済性もあわせて計測するために(10)、(11)、(12)の3本の連立方程式(モデルⅡ)をGMMで同時推定した。その結果が第4表である⁸⁾。推定に用いた操作変数は、保険収支、運用収支、国債利回り、GDPデフレーター上昇率、資本ストック、内務職員数、営業職員数、これら3つの生産要素に対応する各要素価格である。国債

8) ここでも一部のデータは保険収支がマイナスとなったために対数をとることができず、推定から除かれている。

第3表：規模の経済性と生産要素の価格弾力性
(モデルⅠ-K, inst 2 の場合)

規模の経済性	平均	標準偏差	最大値	最小値
全生保	0.971	0.0117	1.005	0.957
大手	0.964	0.0059	0.983	0.957
中堅	0.971	0.0108	1.005	0.959
中小	0.984	0.0112	1.003	0.971

短期の価格弾力性			長期の価格弾力性		
	内務職員	営業職員		内務職員	営業職員 資本ストック
PL	-0.115	0.217	PL	-0.117	0.238 -0.382
PM	0.340	-0.217	PM	0.324	-0.283 0.992
			PK	0.031	0.209 -3.388

(注) 第2表の注を参照.

利回りと GDP デフレーター上昇率を除いて 1 次の階差が取られており, inst 1 はそれらの 1 期ラグをとったもの, また inst 2 は 2 期ラグをとったものである. モデルⅠと同じく 3 種類の準固定要素が考えられるので 2 種類の操作変数と併せて 6 つの推定結果が示されている.

まず, 動学モデルの根拠となる調整費用のパラメータ β_{55} の符号をみると, 資本を準固定要素とするモデル (モデルⅡ-K) はいずれの操作変数でも理論通りにプラスで計測されている. しかし, 内務職員や営業職員を準固定要素とするモデルではいずれもマイナスで計測されており, 理論モデルが要請する条件を満たしていない. また, モデルⅡ-K については, 制約付きの費用関数が満たすべき費用最小化の 2 階の条件なども満たしている. 表の最下段の J 統計量をみると, モデルⅡ-K の両方の結果とも有意水準 5 % でモデルを棄却できないという結果になっている. したがって, モデルⅡにおいてもモデルⅠと同様に資本ストックを準固定要素とするモデルが支持される結果となった.

そこでモデルⅡ-K の推定値から規模と範囲の経済性と生産要素の価格弾力性

第 4 表：モデル II のパラメータ推定値

	モデル II - K		モデル II - L		モデル II - M	
	inst 1	inst 2	inst 1	inst 2	inst 1	inst 2
β_{01}	0.5332 (0.1399)	0.3962 (0.1331)	-0.0389 (0.1101)	-0.1581 (0.1331)	-0.1724 (0.6796)	1.5893 (0.4947)
β_{02}	-0.0816 (0.0781)	0.0857 (0.1059)	0.4775 (0.1998)	0.8413 (0.1059)	3.5223 (3.8643)	-6.1587 (3.5268)
β_{03}	0.2214 (0.0789)	0.1412 (0.0864)	-0.0479 (0.0818)	-0.0376 (0.0864)	-0.1708 (0.6901)	1.8512 (0.6265)
β_{04}	0.0366 (0.0902)	0.0510 (0.0690)	0.0963 (0.0948)	0.1296 (0.0690)	-0.4184 (0.6845)	-1.1657 (1.5097)
β_{34}	-0.1202 (0.0607)	0.0667 (0.0366)	0.0088 (0.0703)	-0.0985 (0.0366)	-0.2628 (0.1860)	-0.2026 (0.1382)
β_{11}	0.1467 (0.0236)	0.1452 (0.0262)	0.0290 (0.0108)	0.0273 (0.0262)	0.1148 (0.0187)	0.0697 (0.0174)
β_{12}	0.0105 (0.0059)	0.0309 (0.0081)	0.0227 (0.0085)	0.0293 (0.0081)	0.1151 (0.0726)	-0.0448 (0.0533)
β_{13}	0.0033 (0.0046)	-0.0069 (0.0063)	-0.0006 (0.0066)	-0.0092 (0.0063)	0.0059 (0.0084)	0.0120 (0.0046)
β_{14}	-0.0062 (0.0053)	0.0026 (0.0059)	0.0019 (0.0028)	0.0089 (0.0059)	-0.0131 (0.0091)	-0.0207 (0.0106)
β_{22}	0.0036 (0.0083)	-0.0128 (0.0106)	-0.0555 (0.0255)	-0.0981 (0.0106)	-0.4719 (0.4654)	0.6166 (0.4027)
β_{23}	-0.0084 (0.0040)	-0.0078 (0.0038)	0.0042 (0.0045)	0.0118 (0.0038)	0.0349 (0.0662)	-0.1398 (0.0539)
β_{24}	-0.0030 (0.0016)	-0.0010 (0.0043)	-0.0023 (0.0024)	-0.0067 (0.0043)	0.0411 (0.0553)	0.1025 (0.1397)
β_{33}	0.0547 (0.0271)	-0.0185 (0.0174)	-0.0132 (0.0233)	0.0413 (0.0174)	0.0994 (0.0799)	0.1702 (0.0681)
β_{44}	0.0460 (0.0137)	-0.0122 (0.0169)	0.0134 (0.0383)	0.0698 (0.0169)	0.0789 (0.0631)	0.0424 (0.1183)
β_{55}	4.06×10^{-7} (1.63×10^{-7})	7.46×10^{-7} (2.15×10^{-7})	-0.0002 (0.0001)	-0.0002 (2.15×10^{-7})	-8.29×10^{-5} (5.26×10^{-5})	-7.64×10^{-5} (5.84×10^{-5})
J (15)	24.55	16.32	17.58	9.46	10.05	18.73
p-value	0.056	0.361	0.284	0.852	0.816	0.225

(注) 推定値下段の () 内は標準偏差, J 統計量右側の () 内は自由度である.

なお, 標準偏差は White の heteroscedastic-consistent standard error である.

を計算する．まず，複数生産物における規模の経済性の指標は (10) 式のもとで次のように示される．

$$\begin{aligned} \text{SCE} = & 1 - \{ (\beta_{03} + \beta_{13} \log \text{PLM}_t + \beta_{23} \log \text{K}_t + \beta_{33} \log \text{QA}_t) \\ & + (\beta_{04} + \beta_{14} \log \text{PLM}_t + \beta_{24} \log \text{K}_t + \beta_{44} \log \text{QB}_t) \} \end{aligned} \quad (15)$$

これは 2 つの生産物が比例的に変化する経路上で費用の変化を相対的に評価したものであり， $\text{SCE} > 0$ であれば規模の経済性があると判断される．

一方，範囲の経済性は，「複数の生産物を別々に生産するよりも 1 つの企業が同時に生産する方が費用が小さくなる」ことと定義される．この範囲の経済性が成り立つための十分条件は，我々のモデルでは次のような費用の補完性が成り立つことである．

$$\frac{\partial^2 G_t}{\partial \text{QA}_t \partial \text{QB}_t} < 0 \quad (16)$$

したがって，(10) 式のトランスログモデルでは次のように表される．

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 G_t}{\partial \text{QA}_t \partial \text{QB}_t} = & \left(\frac{G_t}{\text{QA}_t \text{QB}_t} \right) [\beta_{34} + (\beta_{03} + \beta_{13} \log \text{PLM}_t + \beta_{23} \log \text{K}_t + \beta_{33} \log \text{QA}_t) \\ & \times (\beta_{04} + \beta_{14} \log \text{PLM}_t + \beta_{24} \log \text{K}_t + \beta_{44} \log \text{QB}_t)] < 0 \end{aligned} \quad (17)$$

この式において $(G_t / \text{QA}_t \text{QB}_t)$ は常に正であり，次の条件を満たせば範囲の経済性は存在する．

$$\begin{aligned} \text{SCP} = & \beta_{34} + (\beta_{03} + \beta_{13} \log \text{PLM}_t + \beta_{23} \log \text{K}_t + \beta_{33} \log \text{QA}_t) \\ & \times (\beta_{04} + \beta_{14} \log \text{PLM}_t + \beta_{24} \log \text{K}_t + \beta_{44} \log \text{QB}_t) < 0 \end{aligned} \quad (18)$$

すなわち，SCP が負の値をとれば範囲の経済性が存在すると言える．また，生産要素の価格弾力性はモデル I と同様に計算される．

そこで，以上の計算に基づきモデル II - K の inst 1 の推定値から 2 つの経済性と生産要素の価格弾力性を計算した結果が 第 5 表 である．まず，複数生産物

に関する規模の経済性（SCE）をみると、全生保の平均で規模の経済性が認められる。その大きさは、モデル I - K の場合よりもやや小さい。企業規模別にみると、規模が小さくなるのに従い規模の経済性の程度が明らかに減少している。これはモデル I - K の計測結果と異なるものである。他方、生命保険業の保険業務と運用業務の間で計測される範囲の経済性（SCP）をみると、全生保の平均でマイナスとなり、範囲の経済性の存在が支持されている。企業規模別にみると、大手ほど範囲の経済性の程度は大きい。生産要素の価格弾力性については、モデル I - K の結果とほぼ同様の結果を得た。すなわち、内務職員の自己価格弾力

第 5 表：規模と範囲の経済性と生産要素の弾力性
（モデル II - K, inst 1 の場合）

	平均	標準偏差	最大値	最小値
規模の経済性（SCE）				
全生保	0.753	0.2087	1.076	0.231
大手	0.947	0.0820	1.076	0.792
中堅	0.745	0.0532	0.824	0.639
中小	0.452	0.1401	0.619	0.231
範囲の経済性（SCP）				
全生保	−0.099	0.0373	−0.129	0.021
大手	−0.125	0.0023	−0.129	−0.121
中堅	−0.108	0.0081	−0.119	−0.090
中小	−0.043	0.0393	−0.084	0.021

短期の価格弾力性			長期の価格弾力性			
	内務職員	営業職員		内務職員	営業職員	資本ストック
PL	−0.117	0.221	PL	−0.121	0.215	0.071
PM	0.340	−0.221	PM	0.330	−0.246	0.447
			PK	0.027	0.067	−1.224

（注）生産要素の価格弾力性は全生保の平均値である。

性が最も小さく、次いで営業職員の自己価格弾力性が小さい。長期でみても、2つの自己価格弾力性は「-1」を絶対値で下回っている。しかし、資本ストックはモデル I-K の結果と同様に長期で「-1」を上回り、弾力的である。

同じモデルについて、操作変数を替えた inst 2 の推定値に基づき 2 つの経済性と価格弾力性を計算した結果が第 6 表である。inst 1 の結果と同様に、全生保平均の規模の経済性はプラスで計測されており、規模の経済性が認められる。規模別にみると、inst 1 とは逆にわずかではあるが規模が小さくなるに従い SCE が大きくなっている。また範囲の経済性については、全生保の平均でみても、

第 6 表：規模と範囲の経済性と生産要素の弾力性
(モデル II - K, inst 2 の場合)

	平均	標準偏差	最大値	最小値
規模の経済性 (SCE)				
全生保	0.987	0.1335	1.331	0.782
大手	0.865	0.0513	0.963	0.782
中堅	0.989	0.0386	1.068	0.933
中小	1.179	0.0919	1.331	1.074
範囲の経済性 (SCP)				
全生保	0.069	0.0057	0.054	0.087
大手	0.071	0.0035	0.066	0.078
中堅	0.065	0.0027	0.054	0.067
中小	0.073	0.0083	0.062	0.087

短期の価格弾力性			長期の価格弾力性		
	内務職員	営業職員		内務職員	営業職員 資本ストック
PL	-0.059	0.163	PL	-0.042	0.414 -1.981
PM	0.254	-0.163	PM	0.212	-0.578 3.129
			PK	0.053	0.515 -3.848

(注) 生産要素の価格弾力性は全生保の平均値である。

また企業規模別にみてもいずれもプラスで計測されており、範囲の経済性は認められていない。これは inst 1 の場合とはっきり異なる結果である。生産要素の価格弾力性については、内務職員の自己価格弾力性が低く、長期では資本ストックの弾力性が高いというこれまでと同様の結果を得た。ただし、資本ストックの弾力性が交差弾力性も含めて inst 1 の場合よりも高く、資本の PL（内務職員の賃金）に対する弾力性の符号がマイナスになっている点は inst 1 の場合と異なる点である。

最後に、以上で得られら動学モデルの結果を静学モデルと比較するために、同じデータによる静学モデルの計測結果を示す。推定したモデルは以下のような標準的なトランスログモデルである。まず 1 財モデルの場合は、次のように書ける。

$$\begin{aligned} \log T_t = & \gamma_{00} + \log PK_t + \gamma_{01} \log Q_t + \gamma_{02} \log PLK_t + \gamma_{03} \log PMK_t \\ & + (1/2) \gamma_{11} \log Q_t^2 + \gamma_{12} \log Q_t \cdot \log PLK_t + \gamma_{13} \log Q_t \cdot \log PMK_t \\ & + (1/2) \gamma_{22} \log PLK_t^2 + \gamma_{23} \log PLK_t \cdot \log PMK_t + (1/2) \gamma_{33} \log PMK_t^2 \quad (19) \end{aligned}$$

ここで、 T は総費用、 $PLK_t = PL_t / PK_t$ 、 $PMK_t = PM_t / PK_t$ である。 γ_{00} から γ_{33} までの 10 個が推定の対象となるパラメータである。この特定化では交差項の対称性と要素価格の 1 次同次性が制約として与えられており、右辺第 2 項の $\log PK_t$ の係数パラメータは「1」である。

また、この費用関数から導出されるコストシェア方程式は次のようになる。

$$SL_t = \gamma_{02} + \gamma_{12} \log Q_t + \gamma_{22} \log PLK_t + \gamma_{23} \log PMK_t \quad (20)$$

$$SM_t = \gamma_{03} + \gamma_{13} \log Q_t + \gamma_{23} \log PLK_t + \gamma_{33} \log PMK_t \quad (21)$$

(20) 式は内務職員経費のコストシェア式であり、(21) 式は営業職員に関するコストシェア式である。1 財モデルの同時推定は (19) 式、(20) 式、(21) 式の 3 本を SUR 推定 (Seemingly Unrelated Regression) により目的関数が収束するまで繰り返し計算し、推定値を求める。この場合、資本ストックのコストシェア式は推定に含まれない。これは、コストシェアの和が常に「1」になることから、残りのコストシェア式は独立でないために除かれている。

保険収支と運用収支を用いる 2 財モデルの場合の費用関数とコストシェア式は次のようになる。

$$\begin{aligned} \log T_t = & \delta_{00} + \log PK_t + \delta_{01} \log QA_t + \delta_{02} \log QB_t + \delta_{03} \log PLK_t + \delta_{04} \log PMK_t \\ & + (1/2) \delta_{11} \log QA_t^2 + \delta_{12} \log QA_t \cdot \log QB_t + \delta_{13} \log QA_t \cdot \log PLK_t \\ & + \delta_{14} \log QA_t \cdot \log PMK_t + (1/2) \delta_{22} \log QB_t^2 + \delta_{23} \log QB_t \cdot \log PLK_t \\ & + \delta_{24} \log QB_t \cdot \log PMK_t + (1/2) \delta_{33} \log PLK_t^2 + \delta_{34} \log PLK_t \cdot \log PMK_t \\ & + (1/2) \delta_{44} \log PMK_t^2 \end{aligned} \quad (22)$$

$$SL_t = \delta_{03} + \delta_{13} \log QA_t + \delta_{23} \log QB_t + \delta_{33} \log PLK_t + \delta_{34} \log PMK_t \quad (23)$$

$$SM_t = \delta_{04} + \delta_{14} \log QA_t + \delta_{24} \log QB_t + \delta_{34} \log PLK_t + \delta_{44} \log PMK_t \quad (24)$$

ここで、 δ_{00} から δ_{44} までの 15 個が推定の対象となるパラメータである。1 財モデルの場合と同様に交差項の対称性と要素価格の 1 次同次性が制約として与えられ、費用関数の右辺第 2 項 $\log PK_t$ の係数パラメータは「1」と制約されている。推定は (22) 式、(23) 式、(24) 式の 3 本を SUR で推定することによりパラメータを求める。

これらの静学モデルの推定結果が第 7 表に示され、そこから計算した規模の経済性と範囲の経済性が第 8 表に示されている。その結果をみると、静学モデルは動学モデルの結果に比べると、規模の経済性、範囲の経済性ともにより大きな値でその存在が示されている。動学モデルでは総費用のうち可変費用だけを対象にしているため、準固定費用の変化が反映されておらず、この点が計測結果に影響した可能性がある。

5 ま と め

本研究では、わが国の生命保険業を対象に動学的生産要素需要システムを推定し、規模の経済性と範囲の経済性を計測した。また、併せて各生産要素の価格弾力性も計測した。具体的な生産要素としては内務職員、営業職員、資本ス

第 7 表：静学モデルの推定結果

パラメータ	1 財モデル	パラメータ	2 財モデル
γ_{00}	11.9517 (157.8)	δ_{00}	12.1415 (403.4)
γ_{01}	0.6701 (11.49)	δ_{01}	0.3405 (3.88)
γ_{02}	0.0479 (5.77)	δ_{02}	0.6016 (6.73)
γ_{03}	-0.0047 (-0.36)	δ_{03}	-0.0501 (-6.30)
γ_{11}	0.0657 (2.71)	δ_{04}	-0.0022 (-0.34)
γ_{12}	-0.0301 (-9.12)	δ_{11}	0.3349 (4.02)
γ_{13}	0.0113 (3.19)	δ_{12}	-0.3410 (-4.47)
γ_{22}	-0.0083 (-2.23)	δ_{13}	-0.0391 (-3.41)
γ_{23}	0.0008 (0.77)	δ_{14}	-0.0025 (-0.31)
γ_{33}	-0.0011 (-1.24)	δ_{22}	0.3953 (4.29)
		δ_{23}	-0.0077 (-0.57)
		δ_{24}	0.0095 (1.03)
		δ_{33}	-0.0073 (-1.93)
		δ_{34}	0.0003 (0.36)
		δ_{44}	-0.0007 (-1.30)
R^2	0.744 0.454, 0.444		0.962 0.569, 0.380

(注) 推定値下の () 内は t 値, R^2 は費用関数 (上段) と各シェア方程式 (下段) の予測値とデータの相関係数。

第 8 表：静学モデルによる規模と範囲の経済性の計測結果

	規模の経済性		範囲の経済性
	1 財モデル	2 財モデル	2 財モデル
全生保	0.329	0.057	−0.136
大手	0.138	−0.021	−0.098
中堅	0.314	0.028	−0.161
中小	0.565	0.153	−0.266

トックの 3 種類を考え、それぞれを準固定要素とするモデルを推定し、その妥当性を検討した。また、生産物について、1 生産物のモデルと保険業務と資産運用業務の範囲の経済性を計測できる 2 生産物モデルの 2 種類を検討した。

その結果、いずれのモデルにおいても資本ストックを準固定要素とする動学モデルの妥当性が支持された。1 生産物モデルにおいては、操作変数に関わらず規模の経済性の存在が安定的に計測された。また生産要素の自己価格弾力性は内務職員が小さく、長期では資本ストックが大きいという結果を得た。一方、生産物として保険収支と運用収支の 2 生産物を含むモデルでは、1 生産物モデルと同様に規模の経済性は安定的に計測されたが、範囲の経済性は操作変数により異なる不安定な結果となった。

今後残された課題を挙げると、本稿のモデルと整合的なかたちで総費用に関する規模と範囲の経済性を計測することが考えられる。本稿では、2 つの経済性を可変費用について計測したが、より長期的には 2 つの経済性を総費用に関して計測することが興味深い。動学モデルにより総費用に関する経済性を計測する方法としては、推定されたオイラー方程式から内生的に最適な資本ストックを求め、それを目的関数に代入して総費用を計算し、2 つの経済性を評価するという方法が考えられる。この方法が有効であるためには、オイラー方程式をかなりの精度で推定することが求められるので、モデルの特定化や推定方法などについてより一層の改善が必要になる。

【参考文献】

- Christensen, L. R. and H. H. Greene, (1976) "Economies of Scale in U. S. Electric Power Generation," *Journal of Political Economy* 84, pp. 655-676.
- Denny, M., M. Fuss, and L. Waverman (1981) "Substitution Possibilities for Energy: Evidence from U. S. and Canadian Manufacturing Industries," in Berndt and Field eds., *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, MIT. Press, pp. 230-258.
- Geehan, R. (1977) "Returns to Scale in the Life Insurance Industry," *Bell Journal of Econometrics* 8, pp. 497-514.
- Hansen, L. P. (1982) "Large-Sample Properties of Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50, pp. 1029-54.
- Hansen, L. P. and K. Singleton (1982) "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50, pp. 1269-86.
- Hulten, C. and F. Wykoff (1981) "The Measurement of Economics Depreciation," C. Hulten ed. *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Urban Institute.
- Morrison, C. J. (1986) "Structural Models of Dynamic Factor Demands with Nonstatic Expectations: An Empirical Assessment of Alternative Expectations Specifications," *International Economic Review* 27, pp. 365-386.
- Nemoto, J., Y. Nakanishi and S. Madono (1993) "Scale Economies and Over-Capitalization in Japanese Electric Utilities," *International Economic Review* 34, pp. 431-440.
- Oi, W. Y. (1962), "Labor as a Quasi-Fixed Factor," *Journal of Political Economy*, 70, pp. 538-555.
- Pindyck, R. S., and J. J. Rotemberg (1983) "Dynamic Factor Demands and the Effects of Energy Price Shocks," *American Economic Review* 73, pp. 1066-1079.
- Whited, T. M. (1992), "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data," *Journal of Finance* 47, pp. 1425-1460.
- 井口富夫, (1985) 「生命保険会社の規模と経済効率性」『保険学雑誌』510号, pp. 1-23.
- 北坂真一, (1992) 「動学的生産要素需要システムの推定－わが国鉄鋼業の場合－」『季刊理論経済学』Vol. 43, No. 2, pp. 165-176.

- 小宮隆太郎, (1989)「企業としての生保」『日本の企業』第18章, 東京大学出版会.
- 生命保険文化センター, (1994)『1994年版生命保険ハンドブック』.
- 高橋豊治, (1990)「生命保険業における範囲の経済性について」『商経論集』（千葉経済短期大学）第23号, pp. 115-131.
- 筒井義郎・関口昌彦・茶野 努, (1992)「生命保険業の規模と範囲の経済性」『ファイナンス研究』No. 15, pp. 1-15.
- 筒井義郎, (1993)「生命保険業の市場構造と成果」, 橋木俊詔・中馬宏之編『生命保険の経済分析－その役割と市場評価－』日本評論社, pp. 267-294.
- 根本二郎, (1993)「計量経済分析の展望 IV. 生産関数分析の動向」『日本統計学会誌』第22巻 第3号, pp. 533-544.
- 福田慎一・張 愛平, (1993)「固定費用と生命保険業における規模の経済性」, 橋木俊詔・中馬宏之編,『生命保険の経済分析－その役割と市場評価－』日本評論社, pp. 231-265.
- 松浦克巳, (1991)「銀行業の規模の経済性について－補論：生命保険業における規模の経済性について」『郵政研究レビュー』第3号, pp. 54-55.