

Title	損害保険の産業組織に関する実証的研究 : 競争度及び費用効率性の推定と規制の評価
Author(s)	姉崎, 正起子, 本間, 哲志
Citation	Working Paper(240): 1-53
Issue Date	2009-08-03
Type	Working Paper
Text version	publisher
URL	http://hdl.handle.net/10110/2765
Rights	

Working Paper

損害保険の産業組織に関する実証的研究^{*1}
- 競争度及び費用効率性の推定と規制の評価 -
Competition, Efficiency, and Deregulation in the
Japanese Non-Life Insurance Industry

姉崎正起子^{*2} 本間哲志^{*3}
Working Paper No.240

FACULTY OF ECONOMICS
UNIVERSITY OF TOYAMA
3190 Gofuku, Toyama, 930-8555, JAPAN

2009年8月3日再改訂(2009年6月5日改訂)
(2009年2月9日初稿)

^{*1} 本論文の作成にあたり、丹羽昇教授(富山大学経済学部)より理論的な助言を、唐渡広志准教授(富山大学経済学部)より計量経済学的な助言をいただきました。また、匿名のレフェリーの助言により、初稿に比べて大幅な改善が可能となりました。ここに感謝の意を記します。また、本研究は科学研究費補助金基盤研究(C)(1950272)(研究代表者：本間哲志)の助成を受けたものです。

^{*2} 金沢大学大学院人間社会環境研究科博士後期課程(e-mail:makiko-a@stu.kanazawa-u.ac.jp)

^{*3} 富山大学経済学部(e-mail:thomma@eco.u-toyama.ac.jp)

概要

本論文では、産業組織論的観点から損害保険産業の競争度及び費用効率性を推定し、保険業法および金融ビッグバン以降の規制緩和の影響を評価した。ハーフィンダール指数を見ると、市場構造・行動・成果仮説のもとでは、損害保険産業の競争度は2001年から著しく低下していることが示唆された。しかし、市場構造・行動・成果仮説には、直接的に市場成果を捉えるのではなく、市場構造から間接的に市場成果を捉えているに過ぎないという批判があることから、損害保険産業の市場成果（競争度および費用効率性）を直接的に推定し、保険業法および金融ビッグバン以降の規制緩和の影響を評価しようと試みた。分析の結果、保険業法改正・金融ビッグバンはその後の状態から判断すると初期段階の競争状態を作り出した可能性が高いことが明らかとなった。

ABSTRACT

In this paper, the degree of competition (Lerner index) and the cost efficiency of the Japanese non-life insurance (JNLI) industry are simultaneously estimated from the perspective of industrial organization, and the influence on the JNLI industry of the deregulation following the amendment of the Insurance Business Law (IBL) and the Japanese Financial Big Bang (JFBB) is evaluated. Under the market structure-conduct-performance (SCP) paradigm, the Herfindahl index suggests that the degree of competition in the JNLI industry has decreased remarkably since 2001. However, assumptions about the market performance of the JNLI industry (degree of competition and cost efficiency) based on the SCP paradigm have incited criticism, as this model presumes market performance from market structure, and in most cases, direct estimation of market performance is not performed. Therefore, this paper aims to directly estimate market performance using the Lerner index and cost efficiency. The results of the present analysis suggest that the IBL revision and the JFBB stimulated the first stage of competition in the JNLI industry.

JEL classification: C33; C51; D43; L11; L13

Keywords: 損害保険産業 (Japanese Non-Life Insurance Industry); ラーナー指数 (Lerner Index); 費用効率性 (Cost Efficiency); 保険業法 (Insurance Business Law); 金融ビッグバン (Japanese Financial Big Bang)

1 はじめに

1.1 課題

本論文の課題は、産業組織論的観点から損害保険産業の競争度及び費用効率性を推定し、保険業法改正及び金融ビッグバン以降の規制緩和の影響を評価することである。

わが国の損害保険産業は、保険業法、その他関連法によって規制を受けている産業であることを踏まえ、保険業法公布以前からの規制の歴史の変遷と近年の合併の動きの契機を振り返ると、創成期の乱立による弊害から社会的混乱が発生し、取締法規の制定と監督制度の確立の必要性に迫られ保険業法が公布・施行されたが、その後も度々の法改正により規制は強化され、損害保険の歴史は規制強化の歴史といえる。しかし、1996年の保険業法の全面改正、日本版金融ビッグバンにより、損害保険産業の規制の枠組みは大きく変化し、規制緩和・自由化が次々と進んでいった。そんな中、他業態や外資の参入、業界の垣根を越えた提携や合併会社設立等の構造的な変化、保険料率の自由化による価格競争の懸念等を契機として、2001年から損害保険会社の合併が始まった。

こうした動きによる市場構造の変化を伝統的な産業組織論(市場構造・行動・成果仮説)の観点から、保険金額を用いた集中度(ハーフィンダール指数)の推移として見ると(図1.1)、1982年度から2000年度までは規制産業特有の風(ほぼ横ばい)の状態が続くが、2001年度以降の再編・合併時期には大きく上昇している。バブル崩壊や保険業法改正ならびに保険料率自由化は損害保険産業の市場構造にほとんど影響を与えなかったものの、損害保険会社の再編・合併は集中度を高めたことを示唆している。市場構造・行動・成果仮説によれば、集中度の高まりは競争度の低下を意味する。したがって、保険業法改正ならびに保険料率自由化は競争度に影響を与えなかった一方で、損害保険会社の再編・合併は競争度を低下させたと推測される。

しかしながら、こうした市場構造・行動・成果仮説に基づく見方に対しては、様々な批判がなされてきた。最も基本的な論点は、直接的に市場成果を捉えるのではなく、市場構造から間接的に市場成果を捉えているにすぎないというものである。こうした批判を踏まえ、本論文では、保険業法改正及び金融ビッグバンは少なくとも短期的には損害保険産業の市場構造(集中度)よりも市場成果(競争度や費用効率性)に大きな影響を与えたのではないかという仮説の下に、標準的な不完全競争モデルを構築しながら、直接的に市場成果(競争度及び費用効率性)を推定する。具体的には、トランスログ型費用関数及びコストシェア式、純保険料率を従属変数とした逆需要関数、推測的変動係数を伴った1階の条

件式からなる実証モデルを GMM (generalized method of moment)^{*1} によって非線形同時推定し、その推定結果を用いて競争度 (ラーナー指数) 及び費用効率性を推定する。その上で、保険業法改正及び金融ビッグバン以降の規制緩和の影響を評価するために、分析対象期間を時期区分し、ラーナー指数及び費用効率性の推定結果を区分された時期ごとに明らかにする。

1.2 先行研究

わが国における損害保険産業に関する (2000 年以前の) 代表的な実証分析としては、高尾 (1987a, 1987b)、井口 (1993)、吉野・郭・沖田 (1994)、米山・宮下 (2000) などがある。高尾 (1987a) は平均費用関数を推定し、損害保険企業の多様化行動の経営成果への影響を生産の側面に注目して考察している。また、高尾 (1987b) では、生産と双対関係にある費用の側面に焦点をあて、トランスログ型費用関数を用いて範囲の経済性を検証している。さらに、井口 (1993) は損害保険産業に対する規制緩和を進めるべきか否かに関する議論のための基礎的な材料を提供するという観点から、コブ・ダグラス型とトランスログ型の費用関数を推計し、損害保険業には規模の経済性が存在することを明らかにしている。加えて、吉野・郭・沖田 (1994) は、1970~1990 年度の 5 年ごとのデータを用い、元受収入保険料と代理店数の間には規模の利益が存在することを明らかにしている。また、米山・宮下 (2000) は、1969 年から 1997 年までのパネルデータを構築し、集中度を計測するとともに、トランスログ型費用関数を推定し、バブル崩壊以前で規模の経済性の存在が確認され、バブル崩壊以後では規模の経済性が消滅している可能性が高いことを明らかにしている。

海外においても、費用関数の推定は、規模の経済性が実現しているか否かという視点から研究がおこなわれてきた。Allen (1974) はコブ・ダグラス型費用関数を用いて分析を行い、規模の経済性が最小規模企業群で存在するとしている。同様にコブ・ダグラス型費用関数を用いた研究では、Praetz (1976)、Johnson, Flanigan, and Weisbart (1981)、Doherty (1981)、Cho (1998) がある。Praetz (1976)、Doherty (1981)、Cho (1998) は、損害保険産業には規模の経済性が存在するとし、Johnson, Flanigan, and Weisbart (1981) は、大規模企業群で存在し、小規模企業群では存在しないとしている。また、Barrese and Nelson (1992) は、平均費用関数とコブ・ダグラス型費用関数を用いて分析し、規模の経済性が存在するとしている。Joskow (1973) は、様々な形態で存在する募集チャネル

^{*1} GMM については、19 ページの注 15 を参照のこと。

を DW(Direct Writer) と IA(Independent Agency) とに大別し、2つの募集チャネルの相対的な費用の比較を行い、DWを採用した企業のほうが、IAを採用した企業よりも費用率^{*2}が低いとしている。

近年の研究では、柳瀬・石坂(2005)が、日本の損害保険会社の募集チャネルにおける費用効率性を分析し、専属系チャネルのほうが独立系チャネルよりも費用率が低いという米国の先行研究で一貫して支持されてきた結論が、全般的に支持されないという検証結果を得ている。久保(2007)は生産関数を用いて保険料率の自由化が損害保険会社の経営効率性に与えた影響を計測し、保険料率自由化後、経営統合を進めた大手会社の効率性は大きく上昇しているが、中堅会社の統合に伴う効率性の上昇はさほどではなく、企業格差は開いているとしている。

一方、海外では、Choi and Weiss(2005)が1992年から1998年における損害保険産業の市場構造と市場成果の関係を個別企業データ及びグループ企業データを用いて分析している。具体的には、Berger and Hannan(1993)のモデルに基づきながら、伝統的な市場構造・行動・成果(market structure-conduct-performance)仮説、相対的市場支配力(relative market power)仮説、効率構造(efficient structure)仮説を検証し、効率構造仮説が支持されることを明らかにしている。すなわち、費用効率的な企業(cost-efficient firm)ほど、低い価格を設定し、より多くの利潤を得ているとしている。加えて、収入効率的な企業(revenue-efficient firm)ほど、高い価格を設定し、より多くの利潤を得ていることも明らかにしている。

以上が損害保険産業に関する内外の主要な実証研究であるが、その数は数えるほどしかなく、内容も、Choi and Weiss(2005)を除いて規模の経済性や範囲の経済性の検証、費用効率性や経営効率性(技術効率性)の推定などに偏っている。本論文と同様に、産業組織論的観点から分析しているものは、米山・宮下(2000)及びChoi and Weiss(2005)である。^{*3}しかし、米山・宮下(2000)では、その内容の大部分は費用関数に基づく規模の経済性

^{*2} 保険引受費用の収入保険料に対する比率。

^{*3} 損害保険産業以外の金融業における市場成果指標(競争度)を測定しようという試みは近年蓄積が進んでいる。Souma and Tsutsui(2005)、Tsutsui and Kamesaka(2005)、Uchida and Tsutsui(2005)がその代表的なものであり、Souma and Tsutsui(2005)は保険業、Tsutsui and Kamesaka(2005)は証券業、Uchida and Tsutsui(2005)は銀行業の競争度を推計している。いずれもアセット・アプローチ(asset approach)によるものであるが、本論文の実証結果を検討する上で参考になるものである。また、理論的研究ではあるが、Homma and Souma(2005)はHancock(1985, 1987, 1991)によって提示された金融企業(financial firm)の使用者費用モデル(user-cost model)を発展させ、不確実性動学下における金融企業のリスク回避的な危険態度を考慮できるラーナー指数(generalized Lerner index, 以下GLI)を導出している。さらに、Homma(2009)はGLIを発展させ、市場構造・行動要因だけでなく、準短期利潤変動リスクや(財政難費用負担リスクを反映した)自己資本の影響も併せて考えられる

の推定に関わるものであり、産業組織論的分析としては、集中度としてのシェア上位企業累積比率やハーフィンダール指数が計測されているにすぎない。Choi and Weiss(2005)では、市場成果（価格及び利潤）と市場構造（集中度及び市場シェア）及び効率性（費用効率性及び収入効率性）との関係を明示的に分析している点で優れているものの、モデルの推定式は、厳密な企業行動の定式化から導き出される構造方程式ではないため、その関係がどのような企業行動に基づくのかが明らかではない。構造方程式として導き出された損害保険産業の不完全競争モデルに基づく本格的な産業組織論的実証分析は内外ともに存在しない状況である。

こうした状況を踏まえ、本論文では、不完全競争市場における標準的な企業行動から導き出される構造方程式を想定し、(前節で述べたように,) トランスログ型費用関数及びコストシェア式、純保険料率を従属変数とした逆需要関数、推測的変動係数を伴った1階の条件式からなる実証モデルを構築するとともに、この実証モデルをGMMによって非線形同時推定し、その推定結果を用いて直接的に市場成果（ラーナー指数及び費用効率性）を推定する。従来の産業組織論的分析では、ラーナー指数と費用効率性は同一のモデルの推定結果から同時に推定されることはほとんどなかったが、本論文ではそれを行っているところに最大の特徴がある。

以下では、第2節において、理論モデルと実証モデルについて述べる。また、第3節では、データの作成と推定及び検定方法について説明する。さらに、第4節では、モデルの推定結果とラーナー指数及び費用効率性の推定結果について述べ、保険業法改正及び金融ビッグバン以降の規制緩和の影響を評価する。最後に、第5節では、得られた結果を要約して本論文の結びとする。

2 モデル

2.1 理論モデル

2.1.1 企業行動

損害保険産業の1982年度～2005年度までの企業数を見ると、20～33の間で推移しており、ハーフィンダール指数は0.104～0.173の間で推移していることから、寡占的な市場であることが示唆される。^{*4}この点を踏まえ、損害保険会社の企業行動を不完全競争市

ラーナー指数 (extended generalized-Lerner index) を導出している。

^{*4} ハーフィンダール指数の推移については、第1節の(図1.1)を参照のこと。

場における利潤最大化行動として次のように定式化する。^{*5, *6}

$$\max_{q_{i,t}, A_{i,t}} \pi_{i,t} = P_i(Q_t) \cdot q_{i,t} - C_i(q_{i,t}, p_{i,t}, A_{i,t}, \tau_t) + (r_{i,t}^A - r_{i,t}^C) \cdot A_{i,t} \quad (2.1)$$

ここで、(2.1) 式に現れる変数及び関数は次の通りである。

- $q_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の保険金額
- $A_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の運用資産
- $\pi_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の利潤 (保険引受収益 - 保険引受費用 - 支払配当額 (実物) 総費用 + 資産運用収益 - 資産運用費用)
- Q_t : t 期の市場全体の総保険金額 ($\equiv \sum_{i=1}^N q_{i,t}$)
- $I_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の保険引受収益
- $Z_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の保険引受費用
- $D_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の支払配当額
- $P_{i,t} = P_i(Q_t)$: 逆需要関数で表される t 期の損害保険会社 i の純保険料率 ($\equiv (I_{i,t} - Z_{i,t} - D_{i,t}) / q_{i,t}$)
- $C_{i,t} = C_i(q_{i,t}, p_{i,t}, A_{i,t}, \tau_t)$: 費用関数で表される t 期の損害保険会社 i の (実物) 総費用 (= 労働費 + 経常財費 + 物的資本財費)

^{*5} (2.1) 式より、純保険料率 $P_{i,t}$ ($= P_i(Q_t)$) が産出物価格、保険金額 $q_{i,t}$ が産出量であり、賃金 $p_{L,i,t}$ 、物的資本財価格 $p_{K,i,t}$ 、経常財価格 $p_{V,i,t}$ が要素価格である。しかし、資産運用純利回り ($\equiv r_{i,t}^A - r_{i,t}^C$) と運用資産 $A_{i,t}$ については 3 通りの可能性があることに注意が必要である。すなわち、費用関数の運用資産についての 1 階微分が正 ($\partial C_i(q_{i,t}, p_{i,t}, A_{i,t}, \tau_t) / \partial A_{i,t} > 0$) であり、資産運用純利回りが正 ($r_{i,t}^A > r_{i,t}^C$) の場合、資産運用純利回りは産出物価格、運用資産は産出量である。逆に、ともに負 ($\partial C_i(q_{i,t}, p_{i,t}, A_{i,t}, \tau_t) / \partial A_{i,t} < 0$, $r_{i,t}^A < r_{i,t}^C$) の場合、資産運用純利回りはマイナスを付けた固定要素価格、運用資産は固定要素投入量になる。これら以外 ($\partial C_i(q_{i,t}, p_{i,t}, A_{i,t}, \tau_t) / \partial A_{i,t} > 0$ かつ $r_{i,t}^A < r_{i,t}^C$, $\partial C_i(q_{i,t}, p_{i,t}, A_{i,t}, \tau_t) / \partial A_{i,t} < 0$ かつ $r_{i,t}^A > r_{i,t}^C$) の場合は資産運用純利回りが産出物価格であるかマイナスを付けた固定要素価格であるか、運用資産が産出量であるか固定要素投入量であるかはどちらとも言えない。

^{*6} (2.1) 式の第 3 項に運用資産純収入 (運用資産 (A) に資産運用純利回りを乗じたもの) を加えたのは、主として次の 2 つの理由からである。第 1 に、損害保険会社の収入のうち、資産運用純収入は分析対象期間全体で無視できない割合 (28%) を占めている。第 2 に、(後に述べる) 表 4.1 の推定結果からわかるように (具体的にはパラメータ $a_A, a_{AA}, a_{QA}, a_{AL}, a_{AK}, a_{AV}, a_{AT}$ の推定結果)、もし、これを無視し、内生変数から運用資産を除いた場合、(可変) 費用関数の推定結果への影響は大きく、無視できないバイアスをもたらすと考えられるからである。また、第 2 項の費用関数においても運用資産 (A) が明示されているにもかかわらず、それとは別に第 3 項が記述されているのは次の理由からである。すなわち、前注でも述べたように、(可変) 費用関数で運用資産を数量変数として考慮しているということは、運用資産は産出物と固定要素のいずれかになり得る (実証的にはいずれでもない可能性も含む) ということを意味する。したがって、産出物の場合は収入 (正の運用資産純収入) がなければならない、固定要素の場合には固定費用 (負の運用資産純収入) がなければならない。このため、第 3 項を加えている。なお、金融商品が時価評価に変わったことによるデータの不連続性に関しては特にデータに手を加えることはしていない。この点は今後の課題である。

- $p_{L,i,t}$: t 期の損害保険会社 i の賃金
- $p_{K,i,t}$: t 期の損害保険会社 i の物的資本財価格
- $p_{V,i,t}$: t 期の損害保険会社 i の経常財価格
- $p_{i,t} = (p_{L,i,t}, p_{K,i,t}, p_{V,i,t})'$: t 期の損害保険会社 i の要素価格ベクトル
- τ_t : t 期の技術進歩 (タイムトレンド)
- $r_{i,t}^A$: t 期の損害保険会社 i の資産運用利回り
- $r_{i,t}^C$: t 期の損害保険会社 i の資産運用費用率
- $r_{i,t}^A - r_{i,t}^C$: t 期の損害保険会社 i の資産運用純利回り

純保険料率 $P_{i,t}$ については, 損害保険市場は不完全競争市場であるという想定から, 市場全体の総保険金額 Q_t ($\equiv \sum_{i=1}^N q_{i,t}$) を独立変数とした逆需要関数 $P_{i,t} = P_i(Q_t)$ とし て表している. また, 純保険料率 $P_{i,t}$ を価格とし, 保険金額 $q_{i,t}$ を産出物としたのは, 保険の価格は保険金額 1 単位当たりに対して支払われる純保険料 (= 保険引受収益 - 保険引 受費用 - 支払配当額) で示されると考えたためである. この場合, 保険金額が物理的尺度 で示された売上数量であり, 純保険料が売上金額になる. これは井口 (1999) の考えに基 づくものであるが, 井口 (1999) では純保険料を単純に保険料としている点が異なる. 保 険料ではなく, 純保険料としたのは, 基本的には Souma and Tsutsui(2005) を参考とし たものであるが, 損害保険会社の立場に立った場合, 利益概念の売上金額がより適切であ ると考えたからである.

2.1.2 1 階の条件式とラーナー指数

1 階の条件式 (2.1) 式の問題の解を特徴付けるために, それらを $q_{i,t}^*$ (最適な保険金 額), $A_{i,t}^*$ (最適な運用資産) とすれば, 1 階の条件式は次のようになる.

$$\frac{\partial \pi_{i,t}^*}{\partial q_{i,t}^*} = \frac{dP_{i,t}^*}{dQ_t^*} \cdot \frac{dQ_t^*}{dq_{i,t}^*} \cdot q_{i,t}^* + P_{i,t}^* - \frac{\partial C_{i,t}^*}{\partial q_{i,t}^*} = 0 \quad (2.2)$$

$$\frac{\partial \pi_{i,t}^*}{\partial A_{i,t}^*} = r_{i,t}^A - r_{i,t}^C - \frac{\partial C_{i,t}^*}{\partial A_{i,t}^*} = 0 \quad (2.3)$$

ここで, $Q_t^* = \sum_{i=1}^N q_{i,t}^*$, $\pi_{i,t}^* = P_i(Q_t^*) \cdot q_{i,t}^* - C_i(q_{i,t}^*, p_{i,t}, A_{i,t}^*, \tau_t) + (r_{i,t}^A - r_{i,t}^C) \cdot A_{i,t}^*$, $P_{i,t}^* = P_i(Q_t^*)$, $C_{i,t}^* = C_i(q_{i,t}^*, p_{i,t}, A_{i,t}^*, \tau_t)$ である.

(2.2) 式より, 最適な保険金額 $q_{i,t}^*$ に関する限界収入は $\frac{dP_{i,t}^*}{dQ_t^*} \cdot \frac{dQ_t^*}{dq_{i,t}^*} \cdot q_{i,t}^* + P_{i,t}^*$ であり, $P_{i,t}^*$ のみとなる完全競争市場の場合と異なり, 不完全競争市場の場合は $\frac{dP_{i,t}^*}{dQ_t^*} \cdot \frac{dQ_t^*}{dq_{i,t}^*} \cdot q_{i,t}^*$ が 付加されることがわかる. 完全競争市場の場合も不完全競争市場の場合も $dQ_t^*/dq_{i,t}^* \neq 0$ であるから, $dP_{i,t}^*/dQ_t^* \neq 0$ であることが, 不完全競争市場の本質であることが読み取れ

る．これに対して，(2.3)式では，最適な運用資産 $A_{i,t}^*$ に関する限界収入は資産運用純利回り ($\equiv r_{i,t}^A - r_{i,t}^C$) に等しいことから，運用資産市場は完全競争的であることを想定している．

ラーナー指数 (2.2)式を変形することによって競争度の指標であるラーナー指数を推測的変動係数，需要の価格弾力性，市場シェアで表すことができる．

$$\frac{P_{i,t}^* - MC_{i,t}^*}{P_{i,t}^*} = \frac{MS_{i,t}^*}{\eta_{i,t}^*} \cdot (1 + CV_{i,t}^*) \quad (2.4)$$

ここで， $MC_{i,t}^* = \partial C_{i,t}^* / \partial q_{i,t}^*$ (限界費用)， $MS_{i,t}^* = q_{i,t}^* / Q_t^*$ (市場シェア)， $\eta_{i,t}^* = -\frac{dQ_t^*}{dP_{i,t}^*} \cdot \frac{P_{i,t}^*}{Q_t^*}$ (需要の価格弾力性にマイナスを付けたもの)， $CV_{i,t}^* = \sum_{j \neq i} \frac{dq_{j,t}^*}{dq_{i,t}^*}$ (推測的変動係数)である．

(2.4)式より，需要の価格弾力性の絶対値が大きい(小さい)ほど，市場シェアが小さい(大きい)ほどラーナー指数は小さく(大きく)，市場は(非)競争的であることがわかる．また，推測的変動係数 $CV_{i,t}^*$ が -1 であれば，ラーナー指数はゼロとなり，市場は完全競争的となる． $CV_{i,t}^*$ が -1 よりも大きくなるにつれてラーナー指数は大きくなる(市場は非競争的になる)が特に $CV_{i,t}^* = 0$ の場合はクールノー的競争と呼ばれる．

2.2 実証モデル

2.1節の理論モデルを実際に推定するためには，費用関数及び逆需要関数を特定化しなければならない．本節では費用関数及び逆需要関数を特定化するとともに，その場合の1階の条件式，ラーナー指数，費用効率性について述べる．

2.2.1 費用関数及びコストシェア式

費用関数 (2.1) 式の費用関数 $C_{i,t} = C_i(q_{i,t}, p_{i,t}, A_{i,t}, \tau_t)$ をトランスログ型費用関数として次のように特定化する.*7

$$\begin{aligned}
 \ln(C_{i,t}/p_{V,i,t}) = & \sum_i a_i(\tau_t) \cdot D_i^{NL} + a_Q \cdot \ln q_{i,t} + a_A \cdot \ln A_{i,t} + a_L \cdot \ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t}) \\
 & + a_K \cdot \ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t}) + (1/2) \cdot a_{QQ} \cdot (\ln q_{i,t})^2 \\
 & + (1/2) \cdot a_{AA} \cdot (\ln A_{i,t})^2 + (1/2) \cdot a_{LL} \cdot \{\ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t})\}^2 \\
 & + (1/2) \cdot a_{KK} \cdot \{\ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t})\}^2 + a_{QA} \cdot \ln q_{i,t} \cdot \ln A_{i,t} \\
 & + a_{QL} \cdot \ln q_{i,t} \cdot \ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t}) + a_{QK} \cdot \ln q_{i,t} \cdot \ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t}) \\
 & + a_{QT} \cdot \ln q_{i,t} \cdot \tau_t + a_{AL} \cdot \ln A_{i,t} \cdot \ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t}) \\
 & + a_{AK} \cdot \ln A_{i,t} \cdot \ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t}) + a_{AT} \cdot \ln A_{i,t} \cdot \tau_t \\
 & + a_{LK} \cdot \ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t}) \cdot \ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t}) + a_{LT} \cdot \ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t}) \cdot \tau_t \\
 & + a_{KT} \cdot \ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t}) \cdot \tau_t \\
 & + \nu_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2.5a}$$

ここで、 D_i^{NL} は第 i 企業 (損害保険会社) であれば 1 であり、そうでなければ 0 の企業ダミー変数であり、 $\nu_{i,t}$ は純粋な攪乱項である。 $a_i(\tau_t)$ は費用効率性を推定するのに用いられる係数であり、

$$a_i(\tau_t) = a_i + a_{iT} \cdot \tau_t + a_{iTT} \cdot \tau_t^2 \tag{2.5b}$$

である。これは Cornwell, Schmidt, and Sickles(1990) で最初に用いられた定式化であり、後に定義する費用効率性が時間とともに変化するのを可能にするための定式化である。

コストシェア式 (2.5a) 式のトランスログ型費用関数をそれぞれ、 $\ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t})$ 、 $\ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t})$ で偏微分することによって、労働のコストシェア式、物的資本財のコストシェア式を導出することができる。これらのコストシェア式を費用関数とともに同時推

*7 要素価格に関する 1 次同次性の条件をアприオリに課すために、被説明変数に含まれる費用 $C_{i,t}$ 、説明変数に含まれる賃金 $p_{L,i,t}$ 、物的資本財価格 $p_{K,i,t}$ を経常財価格 $p_{V,i,t}$ で除している。経常財価格 $p_{V,i,t}$ に関するパラメータ ($a_V, a_{VV}, a_{QV}, a_{AV}, a_{LV}, a_{KV}, a_{VT}$) については、要素価格に関する 1 次同次性のパラメータ制約 ($a_V = 1 - a_L - a_K, a_{VV} = a_{LL} + 2 \cdot a_{LK} + a_{KK}, a_{QV} = -(a_{QL} + a_{QK}), a_{AV} = -(a_{AL} + a_{AK}), a_{LV} = -(a_{LL} + a_{LK}), a_{KV} = -(a_{KK} + a_{LK}), a_{VT} = -(a_{LT} + a_{KT})$) から求める。また、パラメータの解釈を容易にするために、費用 $C_{i,t}$ と技術進歩 (タイムトレンド) τ_t を除く全ての変数を全データの平均値で除して基準化する。技術進歩 (タイムトレンド) τ_t については、 $\tau_t =$ 各年度 -1994 として求める。

定することにより，費用関数を単独で推定する場合よりも効率的な推定値が得られる．

$$S_{i,t}^L = a_L + a_{QL} \cdot \ln q_{i,t} + a_{AL} \cdot \ln A_{i,t} + a_{LL} \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) \\ + a_{LK} \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) + a_{LT} \cdot \tau_t + \varepsilon_{i,t}^L \quad (2.6a)$$

$$S_{i,t}^K = a_K + a_{QK} \cdot \ln q_{i,t} + a_{AK} \cdot \ln A_{i,t} + a_{KK} \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) \\ + a_{LK} \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) + a_{KT} \cdot \tau_t + \varepsilon_{i,t}^K \quad (2.6b)$$

ここで $S_{i,t}^L$ は労働のコストシェア ($= (p_{L,i,t} \cdot x_{L,i,t}) / C_{i,t} = \partial \ln (C_{i,t} / p_{V,i,t}) / \partial \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t})$, $x_{L,i,t}$ は労働の投入量) , $\varepsilon_{i,t}^L$ はその攪乱項 , $S_{i,t}^K$ は物的資本財のコストシェア ($= (p_{K,i,t} \cdot x_{K,i,t}) / C_{i,t} = \partial \ln (C_{i,t} / p_{V,i,t}) / \partial \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t})$, $x_{K,i,t}$ は物的資本財の投入量) , $\varepsilon_{i,t}^K$ はその攪乱項である．

2.2.2 逆需要関数及び1階の条件式

逆需要関数 (2.1) 式の逆需要関数 $P_{i,t} = P_i(Q_t)$ は簡単化のため市場全体の総保険金額 Q_t のみの関数として定式化されているが，実際には消費者 (損害保険購入者) の所得にも依存する．この点を考慮し，逆需要関数を次のように特定化する．^{*8}

$$\ln P_{i,t} = \sum_i b_i \cdot D_i^{NL} + b_Q \cdot \ln Q_t + b_Y \cdot \ln y_t + \varepsilon_{i,t}^{ID} \quad (2.7)$$

ここで， y_t は消費者の所得であり， $\varepsilon_{i,t}^{ID}$ は攪乱項である．純保険料率は特約の有無等で実質的に少なからず差別化されている点を考慮し，企業ダミー変数 D_i^{NL} ($i = 1 \sim 17$) を説明変数に加え，定数項が個別企業ごとに異なるように定式化している．(2.7) 式より，需要の価格弾力性は $\frac{\partial \ln Q_t}{\partial \ln P_{i,t}} = \left(\frac{\partial \ln P_{i,t}}{\partial \ln Q_t} \right)^{-1} = 1/b_Q$ であり， b_Q の絶対値が小さい (大きい) ほど需要の価格弾力性の絶対値は大きい (小さい) ことがわかる．^{*9}

1階の条件式 上述のように，費用関数及び逆需要関数をそれぞれ，(2.5a) 式，(2.7) 式のように特定化した場合，(2.2) 式及び (2.3) 式の1階の条件式は次のように表すことが

^{*8} 残念ながら，損害保険産業の逆需要関数を用いた実証分析は少なくとも我が国では見出すことができない．海外文献については十分な調査は行っていないが，これまでの我々のサーベイでは参考にすべきと思われる文献に出会うことはできなかった．ただし，損害保険産業に限らなければ，(2.7) 式は標準的な定式化であると考えられる (例えば，Appelbaum(1982)，Bresnahan(1982)，Lau(1982) を参照)．将来的な課題としては，(もし可能であるならば) (2.7) 式の逆需要関数における消費者の所得のデータを全国勤労者世帯 (除く農家) 可処分所得 (出所：総務省『家計調査報告』) から実際の損害保険購入者の所得にすることが重要である．

^{*9} b_Q の符号はマイナスを想定しているため，絶対値で考えている．

できる。

$$\frac{\hat{P}_{i,t}}{Q_t} \cdot b_Q \cdot \left(1 + \sum_s \rho_s \cdot D_s^Y\right) \cdot q_{i,t} + \hat{P}_{i,t} - \frac{\hat{C}_{i,t}}{q_{i,t}} \cdot \sigma_{i,t}^Q = \varepsilon_{i,t}^Q \quad (2.8a)$$

$$r_{i,t}^A - r_{i,t}^C - \frac{\hat{C}_{i,t}}{A_{i,t}} \cdot \sigma_{i,t}^A = \varepsilon_{i,t}^A \quad (2.8b)$$

ここで、 D_s^Y は規制評価の観点から分析対象期間をいくつかに分割した場合の期間ダミー（ s 期間であれば 1，そうでなければ 0）であり、 $\sum_s \rho_s \cdot D_s^Y$ は推測的変動係数 $CV_{i,t}$ （ $\equiv \sum_{j \neq i} \frac{dq_{j,t}^*}{dq_{i,t}^*}$ ）をパラメータ化したものである。 $CV_{i,t}$ の添え字を見てわかるように、本来、推測的変動係数は個別企業ごと、年度ごとに異なるものである。しかし、単純なパラメータ化ではそのように推定することは不可能である。このため、推測的変動係数は全ての企業について同一であり、かつ、規制評価の観点から分析対象期間をいくつかに分割した各期間において同一であると仮定する。このように仮定した場合、推定すべきパラメータ ρ_s の数は分割した期間数に限定される。また、 ρ_s が完全競争を意味する -1 より小さな値を示したり、著しく大きな値（例えば、5 以上の値）を示すことがないように、 $-1 \leq \rho_s \leq 5$ の制約を課す。具体的には、

$$\rho_s = -1 + 6 \cdot \Phi(\rho_s^*) \quad (2.8c)$$

とする。ただし、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布関数であり、 ρ_s^* は推定すべきパラメータである。推測的変動係数以外では、 $\hat{P}_{i,t}$ は純保険料率の推定値であり、 $\hat{C}_{i,t}$ は（実物）総費用の推定値である。(2.7) 式及び (2.5a) 式より、これらは次のように表される。

$$\hat{P}_{i,t} = \exp \left\{ \sum_i b_i \cdot D_i^{NL} + b_Q \cdot \ln Q_t + b_Y \cdot \ln y_t \right\} \quad (2.8d)$$

$$\begin{aligned} \hat{C}_{i,t} = \exp \left\{ \sum_i a_i(\tau_t) \cdot D_i^{NL} + a_Q \cdot \ln q_{i,t} + a_A \cdot \ln A_{i,t} + a_L \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) \right. \\ + a_K \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) + (1/2) \cdot a_{QQ} \cdot (\ln q_{i,t})^2 \\ + (1/2) \cdot a_{AA} \cdot (\ln A_{i,t})^2 + (1/2) \cdot a_{LL} \cdot \{\ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t})\}^2 \\ + (1/2) \cdot a_{KK} \cdot \{\ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t})\}^2 + a_{QA} \cdot \ln q_{i,t} \cdot \ln A_{i,t} \\ + a_{QL} \cdot \ln q_{i,t} \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) + a_{QK} \cdot \ln q_{i,t} \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) \\ + a_{QT} \cdot \ln q_{i,t} \cdot \tau_t + a_{AL} \cdot \ln A_{i,t} \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) \\ + a_{AK} \cdot \ln A_{i,t} \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) + a_{AT} \cdot \ln A_{i,t} \cdot \tau_t \\ + a_{LK} \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) + a_{LT} \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) \cdot \tau_t \\ \left. + a_{KT} \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) \cdot \tau_t + \ln p_{V,i,t} \right\} \quad (2.8e) \end{aligned}$$

さらに、 $\sigma_{i,t}^Q$ は(実物)総費用の保険金弾力性 ($\partial \ln C_{i,t} / \partial \ln q_{i,t}$) であり、 $\sigma_{i,t}^A$ は(実物)総費用の運用資産弾力性 ($\partial \ln C_{i,t} / \partial \ln A_{i,t}$) である。(2.5a) 式より、これらは次のように表される。

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t}^Q = & a_Q + a_{QQ} \cdot \ln q_{i,t} + a_{QA} \cdot \ln A_{i,t} + a_{QL} \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) \\ & + a_{QK} \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) + a_{QT} \cdot \tau_t \end{aligned} \quad (2.8f)$$

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t}^A = & a_A + a_{QA} \cdot \ln q_{i,t} + a_{AA} \cdot \ln A_{i,t} + a_{AL} \cdot \ln (p_{L,i,t} / p_{V,i,t}) \\ & + a_{AK} \cdot \ln (p_{K,i,t} / p_{V,i,t}) + a_{AT} \cdot \tau_t \end{aligned} \quad (2.8g)$$

最後に、 $\varepsilon_{i,t}^Q$ 及び $\varepsilon_{i,t}^A$ は攪乱項であるが、(1 階の条件式が厳密には成り立たないという意味での) プライシング・エラーとも解釈される。

2.2.3 ラーナー指数及び費用効率性

ラーナー指数 (2.8a) 式より、(2.4) 式のラーナー指数は次のように表される。

$$\left(\hat{P}_{i,t} - \frac{\hat{C}_{i,t}}{q_{i,t}} \cdot \sigma_{i,t}^Q \right) / \hat{P}_{i,t} = -b_Q \cdot \left(1 + \sum_s \rho_s \cdot D_s^Y \right) \cdot \frac{q_{i,t}}{Q_t} + \frac{\varepsilon_{i,t}^Q}{\hat{P}_{i,t}} \quad (2.9)$$

(2.4) 式と (2.9) 式の違いは、前者にはプライシング・エラーの部分 ($\varepsilon_{i,t}^Q / \hat{P}_{i,t}$) が無いのに対し、後者には存在することである。従来の研究では、 $\varepsilon_{i,t}^Q / \hat{P}_{i,t}$ をゼロと仮定し、(2.9) 式の右辺第 1 項 ($-b_Q \cdot \left(1 + \sum_s \rho_s \cdot D_s^Y \right) \cdot \frac{q_{i,t}}{Q_t}$) を用いてラーナー指数を推定するのがほとんどである。しかし、プライシング・エラーが無視できないほど大きい場合、(2.9) 式の右辺第 1 項は左辺 (ラーナー指数の定義式) と大きく食い違い、正確なラーナー指数の値を示さなくなる。このため、本研究では、(2.9) 式の右辺第 1 項だけでなく、左辺 (ラーナー指数の定義式) も直接推定し、両者の食い違いの程度からプライシング・エラーが無視できないほど大きいかどうかを調べる。もし、プライシング・エラーが無視できないほど大きいならば、(2.9) 式の右辺第 1 項でなく、左辺 (ラーナー指数の定義式) の値をラーナー指数の推定値として分析に用いる。

費用効率性 (2.9) 式の左辺 (ラーナー指数の定義式) を直接推定する場合、純保険料率 $\hat{P}_{i,t}$ に加え、限界費用 ($\hat{C}_{i,t} / q_{i,t}$) $\cdot \sigma_{i,t}^Q$) も推定することになるため、個別企業ごとに限界費用の違いや推移を明らかにすることができる。しかし、限界費用の違いや推移は総費用の違いや推移と必ずしも一致しない。このため、個別企業の費用面から市場成果を捉える場合は、限界費用だけでなく、総費用に着目することも重要であり、総費用概念に基づく市場成果指標が考慮されなければならない。本研究では Schmidt and Sickles (1984)、

Cornwell, Schmidt, and Sickles (1990) で用いられたのと同様に、次のように定義された費用効率性を推定し、個別企業の費用面から市場成果を捉える。^{*10}

$$EF_{i,t} = \exp \left\{ \left(\min_i a_i(\tau_t) \right) - a_i(\tau_t) \right\} \quad (2.10)$$

ここで、 $a_i(\tau_t)$ は (2.5b) 式の個別ダミー係数であり、 $\min_i a_i(\tau_t)$ は t 年度における $a_i(\tau_t)$ の最小値である。 $EF_{i,t}$ は費用効率性であり、要素価格、保険金額、運用資産、技術進歩が全てのサンプルについて同一の場合の実際の費用に対するフロンティアの費用の比率である。

3 データの作成と推定及び検定方法

3.1 データの作成

3.1.1 経常財

経常財費は物件費から減価償却費及び土地建物機械賃借料（出所：日経メディアマーケティング（株）『NEEDS-CD ROM 日経金融財務データ（損害保険・単独本決算）』、以下出所 (a)）を引いて求める。経常財価格については、物件費の内訳から経常財費を営繕費、旅費交通費、通信費、事務費、広告費、諸会費・寄付金・交際費、その他経常財費（業務委託費、機械関係外注委託費など）に分け、これらの費目に近い概念の価格データを企業向けサービス価格指数（出所：日本銀行調査統計局『物価指数月報』、以下出所 (b)）もしくは消費者物価指数（出所：総務省統計局『物価統計月報（消費者物価指数編）』、以下出所 (c)）から拾い、これらを用いてマルチラテラル価格指数（multilateral price index）を作る。^{*11}各費目に近い概念の価格データが企業向けサービス価格指数と消費者物価指数の両方にある場合は、前者が企業向けであることを考慮し、前者を優先的に用いる。分析対象

^{*10} 費用効率性を (2.10) 式で推定した理由は、主として計量経済学的観点から望ましいと考えられる次の 2 つの要求を満たすためには、個別ダミーを用いた費用効率性の推定が実際的と考えたためである。要求の第 1 は、ラーナー指数と費用効率性を同一の実証モデルの推定結果から同時に推定したいということであり、第 2 は、内生性問題（endogeneity problem）もしくは同時性問題（simultaneous problem）に対処したいということである。残念ながら、通常確率的フロンティア費用関数の推定のように、非効率性を示す項が従う分布に特定の分布（例えば、半正規分布、切断正規分布、ガンマ分布、指数分布など）を仮定した上で、それに基づく尤度関数を導出し、それを最尤法によって推定する方法では、上記の 2 つの要求を満たすのは（現時点では）著しく困難である。例えば、内生性問題に対処するため、内生変数の生成過程を説明する式をどのように特定化すればよいかという問題や、尤度関数を導出するに際して、費用関数の非効率性の項と他の式の攪乱項との結合分布にどのような分布を仮定したらよいかという問題を解決しなければならない。ただし、いくつかの仮定の下では、解決できない問題ではない可能性も残っており、今後の課題としたい。

^{*11} マルチラテラル指数（multilateral index）については、Caves, Laurits, and Diewert (1982) を参照。

期間にわたって前者が存在しないときや前者がない特定の期間に後者を用いる。経常財投入量は経常財費を経常財価格で除して求める。

営繕費に近い概念の価格データとしては、企業向けサービス価格指数の「建物サービス」、消費者物価指数の「設備修繕・維持」がある。前者は1995年以降しかデータがないのに対し、後者は1970年からデータが使える。したがって、1994年度以前は後者を用い、1995年度以降は前者を用いる。旅費交通費に近い概念の価格データとしては、企業向けサービス価格指数の「旅客輸送」、消費者物価指数の「交通」がある。前者は1985年以降しかデータがないのに対し、後者は1970年からデータがある。したがって、1984年度以前は後者を用い、1985年度以降は前者を用いる。通信費に近い概念の価格データとしては、企業向けサービス価格指数と消費者物価指数の両方に「通信」がある。旅費交通費同様、企業向けサービス価格指数の「通信」は1985年以降しかデータがないのに対し、消費者物価指数の「通信」は1970年からデータがある。したがって、1984年度以前は後者を用い、1985年度以降は前者を用いる。事務費に近い概念の価格データは企業向けサービス価格指数及び消費者物価指数に見あたらないが、関連するものを誣いてあげれば、企業向けサービス価格指数の「事務用機器リース」、消費者物価指数の「他の諸雑費」である。営繕費同様、前者は1995年以降しかデータがないのに対し、後者は1970年からデータが使える。したがって、1994年度以前は後者を用い、1995年度以降は前者を用いる。広告費に近い概念の価格データは企業向けサービス価格指数では「広告」であるが、消費者物価指数では見あたらない。誣いてあげれば、「他のサービス」が関連する。旅費交通費及び通信費同様、企業向けサービス価格指数の「広告」は1985年以降しかデータがないのに対し、消費者物価指数の「他のサービス」は1970年からデータがある。したがって、1984年度以前は後者を用い、1985年度以降は前者を用いる。諸会費・寄付金・交際費に近い概念の価格データは企業向けサービス価格指数及び消費者物価指数の両方で見あたらないが、誣いてあげれば、消費者物価指数の「外食」と「他の諸雑費」である。このため、基準年次の両者のウェイトの合計に対するそれぞれのウェイトの割合をウェイトに用いたディビジア価格指数 (divisia price index) を作成する。その他経常財費 (業務委託費、機械関係外注委託費など) についても、これに近い概念の価格データは企業向けサービス価格指数及び消費者物価指数の両方で見あたらない。誣いてあげれば、企業向けサービス価格指数の「その他専門サービス」と「その他諸サービス」、消費者物価指数の「他のサービス」が関連する。「その他専門サービス」は1995年以降、「その他諸サービス」は1985年以降、「他のサービス」は1970年以降データの利用が可能である。したがって、1984年度以前は「他のサービス」を用い、1985年度から1996年度は「その他諸サービス」を用いる。1995年度以降は諸会費・寄付金・交際費と同様の方法で「その他

専門サービス」と「その他諸サービス」のディビジア価格指数を作成して用いる。

経常財価格 $p_{V,i,t}$ はこうした各費目に対応した価格指数のマルチラテラル指数として次のように求める。

$$p_{V,i,t} = \exp \left[\sum_{j \in \{A,B,C,D,E,F,G\}} \left(\frac{w_{j,i,t}^{VM} + \bar{w}_j^{VM}}{2} \right) \cdot \left(\ln p_{V,t}^j - \overline{\ln p_V^j} \right) \right] \quad (3.1)$$

ここで、 $w_{j,i,t}^{VM}$ ($j \in \{A, B, C, D, E, F, G\}$) はそれぞれ、経常財費に対する、営繕費、旅費交通費、通信費、事務費、広告費、諸会費・寄付金・交際費、その他経常財費の割合であり、 \bar{w}_j^{VM} はその全サンプル平均である。 $p_{V,t}^j$ ($j \in \{A, B, C, D, E, F, G\}$) は上述したこれらの費目に対応した価格指数であり、 $\overline{\ln p_V^j}$ は $\ln p_{V,t}^j$ の全サンプル平均である。

3.1.2 労働

人件費合計（出所 (a)）を労働費とする。労働投入量は男女別に作成し、これらのマルチラテラル集計量の2倍を全体の労働投入量 $x_{L,i,t}$ とする。2倍にするのは、マルチラテラル集計はウェイト付き男女幾何平均の年間労働投入量しか表さないのので2倍して男女合計に相当させるためである。ただし、男女別割合については、1998年度以降はわからないため、それまで（1997年度まで）の企業別の男女別割合の平均値を用いる。データを確認したところ、男女別割合は同一の企業における年度間の違いよりも同一の年度における企業間の違いの方が大きいためである。また、賃金 $p_{L,i,t}$ は労働費を $x_{L,i,t}$ で除して求める。

1997年度以前の $x_{L,i,t}$

男女別の労働投入量 ($x_{L,i,t}^j$) = [期末従業員数 (出所 (a))] × [職員数の男女別割合 (出所：保険研究所『インシュアランス損害保険統計号』、以下出所 (c))] × [金融・保険業男女別総実労働時間 (月次) (出所：厚生労働省統計情報部『毎月勤労統計調査月報』、以下出所 (d))] × 12/1000 ($j \in \{M(\text{男子}), F(\text{女子})\}$) (3.2a)

$$x_{L,i,t} = 2 \cdot \exp \left[\sum_{j \in \{M,F\}} \left(\frac{w_{j,i,t}^{LM} + \bar{w}_j^{LM}}{2} \right) \cdot \ln x_{L,i,t}^j \right] \quad (3.2b)$$

ここで、 $w_{j,i,t}^{LM}$ ($j \in \{M, F\}$) は次の式で与えられる。

$$w_{j,i,t}^{LM} = \left(p_{L,i,t}^j \cdot x_{L,i,t}^j \right) / \left(p_{L,i,t}^M \cdot x_{L,i,t}^M + p_{L,i,t}^F \cdot x_{L,i,t}^F \right) \quad (j \in \{M, F\}) \quad (3.2c)$$

$p_{L,i,t}^j$ ($j \in \{M, F\}$) は金融保険業男女別現金給与額 (月次) (出所 (d)) である。 \bar{w}_j^{LM} は $w_{j,i,t}^{LM}$ の全サンプル平均である。 $p_{L,i,t}$ は労働費を $x_{L,i,t}$ で除して求めることを考慮し、 $\ln x_{L,i,t}^j$ の全サンプル平均 $\overline{\ln x_L^j}$ で基準化していない。

1998 年度以降の $x_{L,i,t}$ 男女別の労働投入量 $x_{L,i,t}^j$ を以下の (3.2d) 式のようにして求め、労働投入量 $x_{L,i,t}$ は (3.2b) 式と同様にして求める。

$$\begin{aligned} \text{男女別の労働投入量 } (x_{L,i,t}^j) = & [\text{期末従業員数 (出所 (a))}] \times [\text{1997 年度までの職員数の} \\ & \text{男女別割合 (出所 (c)) の企業別平均値}] \times [\text{金融・保険業男女別総実労働時間} \\ & \text{(月次) (出所 (d))} \times 12/1000 \quad (j \in \{M(\text{男子}), F(\text{女子})\}) \quad (3.2d) \end{aligned}$$

3.1.3 物的資本財

物的資本財は土地、建物、動産からなるとする。物的資本財費 $C_{i,t}^K$ は土地の投入量 $x_{K,i,t}^L$ とそのサービス価格 $p_{K,t}^L$ 、建物の投入量 $x_{K,i,t}^B$ とそのサービス価格 $p_{K,i,t}^B$ 、動産の投入量 $x_{K,i,t}^M$ とそのサービス価格 $p_{K,i,t}^M$ をそれぞれ最初に計算し、これらの積の和 ($C_{i,t}^K = p_{K,t}^L \cdot x_{K,i,t}^L + p_{K,i,t}^B \cdot x_{K,i,t}^B + p_{K,i,t}^M \cdot x_{K,i,t}^M$) として求める。物的資本財価格 $p_{K,i,t}$ は $p_{K,t}^L$ 、 $p_{K,i,t}^B$ 、 $p_{K,i,t}^M$ のマルチラテラル指数とし、物的資本財投入量 $x_{K,i,t}$ は $C_{i,t}^K$ を $p_{K,i,t}$ で除して求める。

$x_{K,i,t}^L$ 、 $x_{K,i,t}^B$ 、 $x_{K,i,t}^M$ は次のようにして求める。まず、土地、建物、動産のそれぞれについて、データが利用可能な最も古い年度の実質ストックとそれ以降の各年度の実質フローを計算する。実質フローは t 期の名目ストック^{*12} (出所 (a)) から $t-1$ 期の名目ストックを引いたものをデフレートして求める。実質ストック及び実質フローのデフレーターとしては、土地については全国市街地価格指数 (商業地) (出所：財団法人日本不動産研究所『市街地価格指数・全国木造建築費指数』、以下出所 (e))、建物については建設工事費デフレーター (建築・非住宅・非木造) (出所：国土交通省『建築統計年報』、以下出所 (f))、動産については総固定資本形成デフレーター (民間・企業設備) (出所：内閣府『国民経済計算』、以下出所 (g)) を用いる。次に、土地、建物、動産のそれぞれについて、データが利用可能な最も古い年度の実質ストックをベンチマークとして、それにそれ

*12 動産の名目ストックは出所 (a) の「動産」である。土地、建物の名目ストックについては、1999 年度以降はそれぞれ、出所 (a) の「土地」、「建物」であるが、1998 年度以前は次のようにして求めている。

土地の名目ストック = [土地・建物 (出所 (a))] × [主要な所有土地簿価 (出所 (a))] / ([主要な所有土地簿価] + [主要な所有建物簿価 (出所 (a))])

建物の名目ストック = [土地・建物] × [主要な所有建物簿価] / ([主要な所有土地簿価] + [主要な所有建物簿価])

以降の各年度の実質フローを累積的に加える。

$p_{K,t}^L, p_{K,i,t}^B, p_{K,i,t}^M$ は次の算式から求める。

$$p_{K,t}^L = p_{D,t}^L \cdot r_t^K \quad (3.3a)$$

$$p_{K,i,t}^B = p_{D,t}^B \cdot \left[r_t^K + d_{B,i,t}^K - \frac{p_{D,t}^B - p_{D,t-1}^B}{p_{D,t}^B} \right] \quad (3.3b)$$

$$p_{K,i,t}^M = p_{D,t}^M \cdot \left[r_t^K + d_{M,i,t}^K - \frac{p_{D,t}^M - p_{D,t-1}^M}{p_{D,t}^M} \right] \quad (3.3c)$$

ここで、右辺の各変数は次の通りである。

- $p_{D,t}^L$: 全国市街地価格指数（商業地）（出所 (e)）
- r_t^K : 貸出約定金利（総合・国内銀行）（出所：日本銀行調査統計局経済統計課『金融経済統計月報』，以下出所 (h)）
- $p_{D,t}^B$: 建設工事費デフレーター（建築・非住宅・非木造）（出所 (f)）
- $p_{D,t}^M$: 総固定資本形成デフレーター（民間・企業設備）（出所 (g)）
- $d_{B,i,t}^K$: 建物の減価償却率 = $([\text{減価償却費}(\text{出所 (a)})] \times [\text{建物}^{*13}(\text{出所 (a)})]) / ([\text{建物}] + [\text{動産}(\text{出所 (a)})]) / x_{K,i,t}^B$
- $d_{M,i,t}^K$: 動産の減価償却率 = $([\text{減価償却費}] \times [\text{動産}] / ([\text{建物}] + [\text{動産}])) / x_{K,i,t}^M$

土地のサービス価格については次の2点を考慮し、減価償却率やキャピタル・ゲイン $(p_{D,t}^L - p_{D,t-1}^L) / p_{D,t}^L$ を算式に含めていない。第1に、土地の減価償却は通常ゼロである。第2に、バブル期（1987年度～1990年度）のキャピタル・ゲインは非常に大きく、これを算式に含めるとが負値になってしまうためである。

(3.3a) 式，(3.3b) 式，(3.3c) 式を用いて $p_{K,i,t}$ は次のようにして求める。

$$p_{K,i,t} = \exp \left[\sum_{j \in \{L, B, M\}} \left(\frac{w_{j,i,t}^{KM} + \bar{w}_j^{KM}}{2} \right) \cdot \left(\ln p_{K,t}^j - \overline{\ln p_K^j} \right) \right] \quad (3.3d)$$

ここで、 $w_{j,i,t}^{KM}$ ($j \in \{L, B, M\}$) は次の式で与えられる。

$$w_{L,i,t}^{KM} = (p_{K,t}^L \cdot x_{K,i,t}^L) / (p_{K,t}^L \cdot x_{K,i,t}^L + p_{K,i,t}^B \cdot x_{K,i,t}^B + p_{K,i,t}^M \cdot x_{K,i,t}^M) \quad (3.3e)$$

$$w_{B,i,t}^{KM} = (p_{K,i,t}^B \cdot x_{K,i,t}^B) / (p_{K,t}^L \cdot x_{K,i,t}^L + p_{K,i,t}^B \cdot x_{K,i,t}^B + p_{K,i,t}^M \cdot x_{K,i,t}^M) \quad (3.3f)$$

$$w_{M,i,t}^{KM} = (p_{K,i,t}^M \cdot x_{K,i,t}^M) / (p_{K,t}^L \cdot x_{K,i,t}^L + p_{K,i,t}^B \cdot x_{K,i,t}^B + p_{K,i,t}^M \cdot x_{K,i,t}^M) \quad (3.3g)$$

*13 1999年度以降は出所 (a) の「建物」であるが、1998年度以前は前の注で述べた建物の名目ストックと同様にして求めている。

\overline{w}_j^{KM} ($j \in \{L, B, M\}$) は $w_{j,i,t}^{KM}$ ($j \in \{L, B, M\}$) の全サンプル平均であり、 $\overline{\ln p_K^j}$ ($j \in \{L, B, M\}$) は $\ln p_{K,t}^j$ ($j \in \{L, B, M\}$) の全サンプル平均である。

3.1.4 純保険料率

定義式

$$P_{i,t} = (I_{i,t} - Z_{i,t} - D_{i,t}) / q_{i,t} \quad (3.4)$$

ここで、変数は次の通りである。

- $P_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の純保険料率
- $I_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の保険引受収益 (= 正味収入保険料 + 収入積立保険料 + 積立保険料等運用益 + 生命保険料 + 為替差益 + 支払備金戻入額 + 責任準備金戻入額 + その他保険引受収益)
- $Z_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の保険引受費用 (= 正味支払保険金 + 損害調査費 + 諸手数料及び集金費 + 満期返戻金 + 保険契約者配当金 + 生命保険金等 + 支払備金繰入額 + 責任準備金繰入額 + 為替差損 + その他保険引受費用)
- $D_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の支払配当額 (= 単独期末発行済み株式数 \times 1 株当たり期末現金配当)
- $q_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の保険金額

使用データと項目

保険引受収益及び保険引受費用 使用データは『NEEDS-CD ROM 日経金融財務データ (損害保険・単独本決算)』(日経メディアマーケティング(株), 以下, 出所(i))であるが、このデータは1994年度以前と1995年度以降で損益計算書の項目が異なる。^{*14}とりわけ、「保険引受収益」と「保険引受費用」は1995年度以降の項目であり、1994年度以前にはない。このため、1994年度以前については、概念的に近い項目がある場合はそれを使用し、ない場合は新たに作成する必要がある。「保険引受収益」と概念的に近い項目は「事業収益(旧)」であり、1994年度以前はそのデータを「保険引受収益」のデータとして用いる。「保険引受費用」については、「保険引受収益」ほど概念的に近い項目は存在しないが、「事業費用(旧)」から「一般管理費及び営業費(旧)」を引いたものが概念的に近い。これを「純事業費」と定義し、1994年度以前の「保険引受費用」のデータとして用いる。「事業収益(旧)」及び「事業費用(旧)」の細目は次の通りである。

^{*14} 正式には1996年4月から始まる事業年度から貸借対照表、損益計算書の開示様式が変更された。

- 「事業収益(旧)」: 「保険料(旧)」, 「再保険収入(旧)」, 「保険金戻入(旧)」, 「積立保険料等運用益(旧)」, 「その他事業収益(旧)」, 「保険契約準備金戻入額(旧)」
- 「事業費用(旧)」: 「支払保険金(旧)」, 「解約返戻金(旧)」, 「その他返戻金(旧)」, 「満期返戻金(旧)」, 「保険契約者配当金(旧)」, 「再保険料(旧)」, 「再保険金割戻(旧)」, 「正味事業費(旧)」, 「その他事業費用(旧)」, 「保険契約準備金繰入額(旧)」

保険金額 保険金額については、『インシュアランス損害保険統計号』(保険研究所, 以下, 出所(j))の「元受保険金額合計」を用いる。

支払配当額 「支払配当額」を求めるために用いる「単独期末発行済み株式数」及び「1株当たり期末現金配当」のデータはいずれも出所(i)である。

3.1.5 資産運用純収益

定義式

$$IR_{i,t} = (r_{i,t}^A - r_{i,t}^C) \cdot A_{i,t} \quad (3.5)$$

ここで, 変数は次の通りである。

- $IR_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の資産運用純収益
- $A_{i,t}$: t 期の損害保険会社 i の運用資産
- $r_{i,t}^A$: t 期の損害保険会社 i の資産運用利回り (= 資産運用収益合計 / 運用資産)
- $r_{i,t}^C$: t 期の損害保険会社 i の資産運用費用率 (= 資産運用費用合計 / 運用資産)

使用データ

運用資産 出所(i)の「運用資産」が2000年度までしかないため, 2001年度以降は出所(j)の「運用資産合計」を用いる。

資産運用収益及び資産運用費用 「保険引受収益」及び「保険引受費用」と同様の理由で, 出所(i)の「資産運用収益合計」は1995年度以降しかないため, 1994年度以前については, 出所(j)の「運用収益」を用いる。出所(i)の「資産運用費用合計」についても同様であり, 1994年度以前については, 出所(i)の「投資経費(旧)」, 「支払利息(旧)」, 「財産売却損(旧)」, 「財産評価損(旧)」, 「有価証券償還損(旧)」, 「為替差損(旧)」, 「その他の費用(旧)」を合計したものをを用いる。

3.1.6 消費者の所得

(2.7) 式の逆需要関数における消費者の所得 y_t には全国勤労者世帯（除く農家）可処分所得（出所：総務省『家計調査報告』）を用いる。

3.2 推定及び検定方法

3.2.1 推定方法

(2.5a) 式の費用関数，(2.6a) 式及び (2.6b) 式のコストシェア式，(2.7) 式の逆需要関数，(2.8a) 式及び (2.8b) 式の 1 階の条件式を GMM (generalized method of moment)^{*15} によって非線形同時推定する。GMM の推定は攪乱項の条件付分散不均一性や系列相関を考慮して行う。特に，後者については，直交条件の共分散行列の推定に攪乱項の移動平均を含める際，共分散行列の推定値が正定符号行列になることを保証するために，Newey and West(1987) で提案された Bartlett のスペクトル密度カーネル (spectral density kernel) を用いる。また，移動平均の次数については最小の 1 とする。非線形推定の際，パラメータ推定の反復計算中に求められるヘッセ行列の近似法としては Gauss-Newton 法を用いる。初期値は次の 2 段階で得る。最初に，費用関数と逆需要関数を別々に GMM で推定する。次に，それらの推定値を第 1 段階の初期値として上述の 6 式を攪乱項の条件付分散不均一性を考慮しないで GMM によって非線形同時推定する。^{*16} こうして得られた推定値を最終的な初期値として使用する。^{*17}

使用する操作変数は表 3.1 の通りである。推定の精度を向上させるために，全ての推定式に同一の操作変数を用いるのではなく，個々の推定式毎にそれに適した操作変数のセットを使用する。

3.2.2 過剰識別制約の検定

一般に，GMM では，直交条件の共分散である評価関数の最小値にサンプル(データ)数を乗じたものが過剰識別制約 (overidentifying restriction) の検定統計量を与える。^{*18} これを TJ で表す。もし，モデルが正しく特定化され，操作変数が適切であれば， TJ は漸近的に χ^2 分布に従う。したがって，適切な操作変数の下では，この検定はモデルの特定

^{*15} GMM については Hansen(1982) 及び Hansen and Singleton(1982) を参照。

^{*16} 系列相関については上述のようなやり方で考慮する。

^{*17} ただし，一部の推測的変動係数パラメータ (ρ_s^*) については， $\Phi(\rho_s^*)$ がほぼゼロとなるような著しく小さな値を示したため，妥当と思われる値に修正したものを初期値に用いた。

^{*18} この点については Davidson and Mackinnon(1993, pp.232-237, pp.614-621, p.665) を参照。

化の誤り (misspecification) を調べるのに役立つ . また , パラメータ制約を検定する場合も TJ が用いられる . すなわち , 尤度比検定 (likelihood ratio test) と同様の考え方で , 制約付モデルの TJ から制約無しモデルの TJ を引いたものは , 制約の数を自由度とする χ^2 分布に従うことに基づく . こうした考えを基に , 本稿ではモデルの特定化の誤りを調べるため , 過剰識別制約の検定を行う . もし , 過剰識別という帰無仮説が棄却されれば , (操作変数は適切であるという想定の下に ,) モデルの特定化には誤りがある可能性が高いことを意味する .

4 推定結果及び考察

4.1 損害保険産業の不完全競争モデルの推定結果

表 4.1 及び表 4.2 は (2.5a) 式の費用関数 , (2.6a) 式及び (2.6b) 式のコストシェア式 , (2.7) 式の逆需要関数 , (2.8a) 式及び (2.8b) 式の 1 階の条件式を GMM によって非線形同時推定した結果である . 表 4.1 には費用関数及び逆需要関数の個別ダミー係数のパラメータ ($a_i, a_{iT}, a_{iTT}, b_i; i = 1 \sim 17$) 以外のパラメータの推定値を示し , 表 4.2 には個別ダミー係数のパラメータの推定値を示している .

表 4.1 を見ると , (表 4.1 の) 全パラメータ 32 のうち , p 値がゼロのパラメータは 31 あり , 全体の約 97% を占める . さらに , p 値がゼロでない 1 個のパラメータでも 1% 以下の有意水準で有意であり , したがって , 全てのパラメータが 1% 以下の有意水準で有意である . 全体的に非常に統計的信頼性の高い結果を示している . また , 決定係数を見ると , 物的資本財のコストシェア式が低い値 (0.27) を示しているものの , それ以外は 0.5 以上の結果であり , 全体的に説明力不足の懸念は無いと判断される . 特に , 費用関数については , 0.99 以上と非常に高く , (2.5a) 式及び (2.5b) 式の特定化が妥当なものであったことを示唆している . 物的資本財のコストシェア式の決定係数が低いことについては , 物的資本財価格データの作成に課題が残されていることを推察させる . 物的資本財価格データのよりよい作成方法を見出すことは今後の課題といえよう . 3.2.2 節で述べたように , GMM では , 直交条件の共分散である評価関数の最小値にサンプル (データ) 数を乗じたものが過剰識別制約の検定統計量を与える . もし , モデルが正しく特定化され , 操作変数が適切であれば , この検定統計量は漸近的に χ^2 分布に従う . したがって , 適切な操作変数の下では , この検定はモデルの特定化の誤りを調べるのに役立つ . 表 4.1 より , 過剰識別制約の検定統計量の値は 181.2 で p 値は 0.998 である . 過剰識別であるという帰無仮説は 99% の有意水準でも棄却されない . モデルの特定化に誤りがある可能性は非常に低い

ことがわかる。これより、(2.5a) 式の費用関数、(2.6a) 式及び (2.6b) 式のコストシェア式、(2.7) 式の逆需要関数、(2.8a) 式及び (2.8b) 式の 1 階の条件式の特定化は全体的に見て妥当であったと判断される。

次に、表 4.2 を見ると、(表 4.2 の) 全パラメータ 68 のうち、 p 値がゼロのパラメータは 63 あり、全体の約 92.6% を占める。表 4.1 と同様に、統計的信頼性の高い結果を示している。2.2.3 節で述べたように、これらのパラメータのうち、費用関数の個別ダミー係数のパラメータ ($a_i, a_{iT}, a_{iTT}; i = 1 \sim 17$) は費用効率性の推定に用いられる。したがって、費用効率性の推定においても統計的信頼性の高い推定値が得られることがわかる。これより、表 4.2 は厳密な費用効率性の分析に耐えられる結果であると判断される。

4.2 ラーナー指数の推定結果

表 4.3 は、保険業法改正及び金融ビッグバン以降の規制緩和の影響を評価するために、分析対象期間 (1983 年度～2005 年度) を 5 つに時期区分し、ラーナー指数の推定結果を区分された時期ごとに明らかにしたものである。5 つの時期区分は、それぞれ、第 1 期 (バブル期以前: 1983 年度～1986 年度)、第 2 期 (バブル期: 1987 年度～1990 年度)、第 3 期 (バブル期後から保険業法改正・金融ビッグバン以前: 1991 年度～1995 年度)、第 4 期 (保険業法改正・金融ビッグバン期: 1996 年度～2001 年度)、第 5 期 (業界再編・合併期: 2002 年度～2005 年度) である。^{*19} また、2.2.3 節で述べた (2.9) 式の右辺のプライシング・エラーの部分 ($\varepsilon_{i,t}^Q / \hat{P}_{i,t}$) を評価するために、(2.9) 式の左辺の推定結果 ($(PY - MC)/PY$) と $\varepsilon_{i,t}^Q / \hat{P}_{i,t}$ を除いた右辺 (第 1 項) の推定結果 ($-(1 + C) \cdot E \cdot S$) を明らかにしている。さらに、純保険料率 (PY)、限界費用 (MC)、ラーナー指数 ($(PY - MC)/PY$) については、平均的規模の企業と大手企業との違いがわかるように、単純平均の値 (上段) と保険金額の平方根をウェイトとしたウェイト付き平均の値 (下段) を明らかにしている。

表 4.3 を見ると、第 3 期及び第 4 期において、プライシング・エラーは無視できない大きさであることがわかる。^{*20} このため、以下では、これらの期については、ラーナー指数

^{*19} 損害保険料率の自由化が始まった 1998 年前後で期間の区分を行わなかったのは次の理由による。すなわち、1998 年 7 月の「損害保険料率団体に関する法律」(料団法) の改正は 1996 年 11 月の橋本首相による金融改革 (金融ビッグバン) の指示を踏まえ、1996 年 12 月 7 日の日米保険協議会における三塚大蔵大臣の提案や翌年 (1997 年) 6 月の保険審議会答申の内容を受けたものであり、金融ビッグバンの一環として行われたものである。したがって、金融ビッグバンとは異なる時期として扱うのは適切ではないからである。また、金融ビッグバンの一環と考え、金融ビッグバンの時期を 1998 年度で分ける場合でも、1997 年度以前は 96 年度と 97 年度の 2 カ年しかなく、分析には不適切であることに加え、この時期の意味づけが難しいからである。

^{*20} これより、第 3 期及び第 4 期においては、(2.9) 式の右辺第 1 項 ($-(1 + C) \cdot E \cdot S$) は正確なラーナー

の定義式である $(PY - MC)/PY$ の推定結果を見ていくこととし、これら以外の期については、 $(PY - MC)/PY$ の推定結果に加え、必要な場合には $-(1 + C) \cdot E \cdot S$ の推定結果も併せて見ていくこととする。

競争状態を判断するためには、ラーナー指数だけでなく、それを構成する純保険料率及び限界費用も併せて見る必要があるという観点から、単純平均及びウェイト付き平均の両方について、 $(PY - MC)/PY$ の時期区分推移を PY (純保険料率) 及び MC (限界費用) の時期区分推移とともに考察すると、第 4 期 (保険業法改正・金融ビッグバン期) において、 MC が著しく低下したため、 PY が低下しているにもかかわらず、 $(PY - MC)/PY$ は第 1 期に次ぐ大きな値 (単純平均: 0.0733, ウェイト付き平均: 0.0446) を示していることがわかる。平均的規模の企業と大手企業の両方について、保険業法改正・金融ビッグバンの影響がコスト面で顕著に現れたことを示唆している。 $(PY - MC)/PY$ だけを見ると保険業法改正・金融ビッグバンは損害保険市場を非競争的にしたと誤解する恐れがあるが、実際には、 PY も MC もともに低下しており、その後 (第 4 期: 業界再編・合併期) の状態から判断すると、むしろ初期段階の競争状態 (競争状態が浸透する前の段階) を作り出した可能性が高い。単純平均及びウェイト付き平均の両方について、第 4 期より前の時期区分では純保険料率は上昇しているのに対し、第 4 期以後の時期区分では下落している。特に、第 5 期 (業界再編・合併期) の下落率が著しく大きい。この時期は PY 及び MC がともに十分に低く、 $(PY - MC)/PY$ も小さい状態にあることに加え、推測的変動係数の値は -1 に近く、 $-(1 + C) \cdot E \cdot S$ はゼロと有意差が無いことから、競争的な状態に至ったと判断される。

4.3 純保険料率・限界費用の推移とラーナー指数

図 4.1 は前節で得られた知見をより詳しく見るために、1983 年度から 2005 年度の各年度の純保険料率と限界費用の推移を示したものであり、図 4.2 はラーナー指数の推移を示したものである。表 4.3 と同様に、平均的規模の企業と大手企業との違いがわかるように、両図において単純平均の値と保険金額の平方根をウェイトとしたウェイト付き平均の

指数の値を示さないと判断される。このため、これらの期においては、従来の多くの分析で競争度の指標として用いられる推測的変動係数 (C) の推定結果は正確ではない可能性が高い。また、プライシング・エラーだけを見ると、これらの期ではこのモデルの妥当性が低いように見られるが、正確には、これらの時期に限定してモデルを推定し、過剰識別制約の検定を行って判断しなければならない。残念ながら、十分なデータ数の確保ができないため、それは困難である。しかし、4.1 節でも述べたように、少なくともモデルの推定期間 (1983 年度～2005 年度) 全体では、過剰識別であるという帰無仮説は棄却されておらず、これらの期においてもモデルに特定化誤差のある可能性は高くはないと考えられる。

値を明らかにしている。

両図を見ると、1983年度から1985年度は両平均について限界費用及び純保険料率ともに上昇し、ラーナー指数は他の年度と比較して格段に高い値を示していることから、非競争的な状況であったといえる。両平均を比較すると、限界費用及び純保険料率については、単純平均よりもウェイト付き平均の方が低い一方で、ラーナー指数については、ウェイト付き平均の方が大きい。大手企業の方がコスト面で有利であり、その有利さを相殺するほどには純保険料率は低くないために、大手企業は平均的規模の企業よりも大きな独占力を発揮している。この時期はバブル期前の比較的安定した時期であり、損害保険各社が顧客サービスの一環としての機械化、損害処理体制の整備、営業推進のための店舗・販売網の拡大強化といった設備投資を重点的に行い、その一方で、経費の節減・合理化に努めた時期である。

1987年度から1990年度のバブル期においては純保険料率、限界費用ともに上昇しているが、純保険料率に比べ限界費用の上昇の程度が格段に大きく、そのためラーナー指数は大きく低下している。ラーナー指数は競争的になると下がるが、この場合は純保険料率及び限界費用ともに上昇しているため、競争的とはいえない。単純平均とウェイト付き平均を比較すると、限界費用、純保険料率、ラーナー指数の全てについて後者が前者を下回っている。バブル期より前の年度と同様に大手企業の方がコスト面で有利であるが、その有利さを相殺するほどに純保険料率が低いために、大手企業は平均的規模の企業を上回る独占力を発揮していない。限界費用の著しい増大の要因としては、オンラインシステム拡充など機械化への投資、損害保険サービス拠点の増設や顧客サービス体制の拡充、また年を追って重要性を増している資産運用体制の強化などを挙げることができる。また、バブル期は実物的な運用費用がかかる積立型商品の販売が急増したことも費用増加の一因といえる。

バブル期後から保険業法改正前の1991年度から1994年度は、限界費用は穏やかに下降しているが、純保険料率が分析期間を通して最も高い水準にあるため、ラーナー指数は比較的高い水準にあり、非競争的な状態にあることを示している。また、保険業法が公布された1995年度は純保険料率が比較的大きく低下しているものの、限界費用は上昇しているため、ラーナー指数は比較的大きく低下している。バブル期と同様にラーナー指数は小さいものの、純保険料率は依然として高い水準にあり、限界費用は高い水準からさらに上昇しているため、競争的であるとは言えない。これらの時期の単純平均とウェイト付き平均の比較はバブル期と同様であり、大手企業は平均的規模の企業を上回る独占力を発揮していない。

保険業法が改正され、金融ビッグバンが始まった1996年度から保険料率の自由化が始

また 1998 年度までは、限界費用及び純保険料率ともに低下しているものの、前者の低下が後者を上回っているため、ラーナー指数は上昇している。特に 1996 年度と 1997 年度の限界費用の低下が著しい。保険業法改正ならびに金融ビッグバンと保険料率自由化の影響がコスト面で顕著に現れたことを示唆している。競争激化の可能性に備え、収益確保のために損害保険各社は限界費用を下げる行動を取ったものと推察される。^{*21}ラーナー指数だけを見るとこれらの制度変化は損害保険市場を非競争的にしたと誤解する恐れがあるが、ラーナー指数の上昇は限界費用の大幅な低下によって生じたものであり、その後の状態から判断すると、むしろ競争状態へと向かうきっかけを作り出した可能性が高い。また、1999 年度は限界費用の低下以上に純保険料率が大きく低下したため、ラーナー指数は低下に転じている。保険料率自由化の影響が（一年遅れで）価格面で顕著に現れたことを示唆している。^{*22}2000 年度については、純保険料率が引き続き低下している一方で、限界費用が増加に転じたために、ラーナー指数は引き続き低下している。その後に予定されている合併の準備費用のために限界費用が上昇したものと推察される。2001 年度については、純保険料率の低下以上に限界費用が大きく低下したため、ラーナー指数は比較的大きく上昇している。2001 年度は合併により、あいおい損害保険株式会社、日本興亜損害保険株式会社、ニッセイ同和損害保険株式会社、三井住友海上火災保険株式会社が設立された年度であり、合併による拠点の統廃合、システムの共有化、人件費の削減により限界費用が急激に下がったものと思われる。1996 年度から 2001 年度の単純平均とウェイト付き平均の比較はバブル期からここまでの時期と同様であり、大手企業は平均的規模の企業を上回る独占力を発揮していない。ただし、ラーナー指数についての両平均の差は徐々に縮小して来ている。

2002 年度以降は、ウェイト付き平均については、2004 年度を除いて限界費用の低下以上に純保険料率が大きく低下したため、ラーナー指数は低い水準にある。単純平均については、2002 年度及び 2003 年度は純保険料率が低下している一方で、限界費用が比較的大きく増加したため、ラーナー指数は大幅に低下している。2005 年度については、限界費用の低下以上に純保険料率が大きく低下したため、ラーナー指数はここでも大幅に低下している。2004 年度については、両平均ともに、純保険料率が大幅に低下したものの、限界費用がそれ以上に著しく低下したために、ラーナー指数は大きく上昇している。2004 年

^{*21} 代理店手数料が自由に設定できるようになるのは 1998 年度以降のため、1996 年度はまだ手数料の引き下げができず、競争激化に備え、経常財費、労働費、物的資本財費の追加的な費用の削減に努力したものと思われる。

^{*22} 確かに価格競争の可能性は高まっているが、2001 年度以降は合併によって（産出変数である）個別企業の保険金額は急激に増加している。したがって、1998 年度以降、競争の仕方が数量競争（内生変数が保険金額）から価格競争（内生変数が純保険料率）に変化したと考えることは難しい。

度は、東京海上日動火災保険株式会社が設立された年度であり、2001 年度と同様、合併による拠点の統廃合、システムの共有化、人件費の削減により限界費用が急激に下がったものと思われる。このように、合併の影響が強い 2004 年度を除けば、2002 年度以降は両平均について純保険料率及び限界費用がともに十分に低く、ラーナー指数も小さい状態にある。こうした状態を真に競争的な状態であるとすれば、1999 年度及び 2000 年度はこの状態に近づきつつある状態であり、2002 年度、2003 年度、2005 年度においてはこの状態がほぼ達成された状態であると判断される。^{*23}特に 2005 年度は純保険料率が限界費用を下回っており、今後はいっそうのコスト削減努力が必要であることを示唆している。また、単純平均とウェイト付き平均を比較すると、限界費用及び純保険料率については、後者が前者を下回る一方で、ラーナー指数については、2003 年度以降、後者が前者を上回っている。大手企業の競争優位性を示唆しており、今後はいっそう合併・再編が進むものと予想される。

^{*23} 本論文における「低い」という基準は、純保険料率、限界費用、ラーナー指数がそれ以前に比べて「低くなった」というものである。しかし、理論においてもそれが示唆することは、規制によって産出物価格や限界費用が高く維持されるようなことがなければ、ラーナー指数がゼロ（実証的にはマイナスもあり得る）に近いほど競争的であるというだけであり、ゼロ以外の具体的な基準値については何も示唆していない。このため、実際に競争的であるか否かの判断は、基本的に他との比較による相対的な判断にならざるをえない。本論文について言えば、分析対象期間が 20 年以上（23 年）にわたっていることから、そこでの比較を通して十分に低い値は一定の判断材料になると考える。具体的には、単純平均については、純保険料率及び限界費用が 0.00021 以下、ラーナー指数が 0.025 以下、ウェイト付き平均については、純保険料率及び限界費用が 0.00019 以下、ラーナー指数が 0.012 以下を十分に低いとみなし、これら 3 条件をみたまず場合を「真に競争的な状態」と判断した。これらの値は図 4.1 及び図 4.2 から考えたものである。ラーナー指数の 0.025 及び 0.012 という値は他の文献と比較すると十分に低いことを確認している（例えば、Hyde and Perloff (1995, Table IV, p.480), Nieberding (1999, Appendix A., pp.81-83), Klette (1999, Table I, p.459, Table II, p.465), Sheldon and Sperling (2003, Table 1, p.100), Clay and Troesken (2003, Table V, p.162), Maudos and Guevara (2004, Table 1, p.2270; 2007, Table 2, p.2113), Guevara, Maudos, and Perez (2005, Figure 3 の d), p.126), Kamerschen, Klein, and Porter (2005, Table 5, p.747), Kim and Knittel (2006, Table V, p.462), Guevara and Maudos (2007, Table 2, p.289)などを参照)。また、“真に”という言葉を用いたのは単にラーナー指数の値だけで競争の程度を判断する従来の方法と区別するためである。わが国損害保険産業の場合、1997 年度までは保険料率が規制されており、純保険料率も限界費用も高いままでラーナー指数は低いという状況が少なからず見られる（図 4.1 と図 4.2 を参照）。この場合、保険料率規制の存在が純保険料率と限界費用を高くしている可能性が高く、たとえラーナー指数が低くとも、規制がなく、純保険料率も限界費用も低い場合と比べて競争的であるとは言えない。このため、ラーナー指数の低さだけでなく、純保険料率と限界費用の絶対的水準が十分に低いのかも判断基準に加えるべきであると考えられる。

4.4 費用効率性の推定結果

表 4.4 は、費用面の課題をより正確に把握するためには、限界費用だけでなく、トータルの費用を見ることも重要であるという観点から、保険業法改正及び金融ビッグバン以降の規制緩和の影響をトータルの費用から評価するために、表 4.3 と同様に、分析対象期間（1983 年度～2005 年度）を 5 つに時期区分し、2.2.3 節の (2.10) 式で定義された費用効率性の推定結果を区分された時期ごとに単純平均とウェイト付き平均について明らかにしたものである。

表 4.4 を見ると、単純平均とウェイト付き平均とも一貫して上昇している。費用効率性の上昇は保険業法改正・金融ビッグバン期以前から一貫していることを勘案すると、費用効率性の上昇は制度的要因以外の要因で生じている可能性が高い。両平均を比較すると、いずれの期間においてもウェイト付き平均の方が単純平均よりも大きく、大手企業の方が平均的規模の企業よりも費用効率性が高いことがわかる。前節の図 4.1 において、限界費用については、全ての年度においてウェイト付き平均の方が単純平均よりも低く、大手企業の方がコスト面で有利であることが明らかになったが、トータルの費用でみてもそれは変わらないことを示している。ただし、両平均の差は次第に縮まってきており、費用効率性の規模間格差は縮小の方向に進んでいる。しかし、単純平均の値は、第 5 期（業界再編・合併期：2002 年度～2005 年度）においても、0.584 と低く、前節で考察したのと同じように、やはり費用面での課題が残っていることを示している。

4.5 個別ダミー係数と費用効率性の推移

図 4.3 と図 4.4 は、前節の結果をより詳しく見るために、それぞれ、費用効率性の推移と個別ダミー係数の推移を単純平均とウェイト付き平均について図示したものである。^{*24}

図 4.3 を見ると、費用効率性の単純平均については、2002 年度及び 2005 年度を除いて、

^{*24} 3.1 節でも述べたように、モデルを推定するにあたり、生産要素（経常財、労働、物的資本財）のデータは日経メディアマーケティング（株）『NEEDS-CD ROM 日経金融財務データ（損害保険・単独本決算）』を用いた。これに含まれているのは上場企業のデータだけであるため、上場されていない明治損保と安田ライフ損保のデータは推定に用いることができなかった。共栄火災海上保険については、2001 年度まで相互会社であったため、2002 年度以降のデータしかないことに加え、経常財や労働に関するデータが開示されていないため、推定に用いることができなかった。また、合併企業のデータの取り扱いについては、新会社のデータは存続企業のデータに連結し、消滅企業のデータは合併の前年度までで終了とした。分析対象の各損害保険会社名については、(図 4.4) を参照。

一貫して増加している。^{*25} ウェイト付き平均については、1991年度、1999年度、2000年度、2005年度を除いて上昇している。図4.4より、これは、フロンティア（最小費用）の企業（2003年度までは東京海上火災保険、2004年度以降は朝日火災海上保険）の個別ダミー係数がほぼ横ばいで推移しているのに対し、他の多くの企業の個別ダミー係数は低下しているからである。表4.4でも述べたように、費用効率性の上昇は保険業法改正・金融ビッグバン期以前から一貫しており、制度的要因以外の要因で生じていることを示唆している。両平均を比較すると、全ての年度においてウェイト付き平均の方が単純平均よりも大きく、大手企業の方が平均的規模の企業よりも費用効率性が高いという表4.4から得られた結果を補強している。また、両平均の差が次第に縮まってきている点もより明瞭になっており、費用効率性の規模間格差は縮小の方向に進んでいるという表4.4から得られた結果もより明確に確認できる。さらに、2005年度については、両平均ともに低下しており、表4.4でも指摘したように、今後の費用面での課題を示唆している。

5 結び

本論文では、保険業法改正及び金融ビッグバンは少なくとも短期的には損害保険産業の市場構造（集中度）よりも市場成果（競争度や費用効率性）に大きな影響を与えたのではないかという仮説の下に、産業組織論的観点から損害保険産業の市場成果（競争度及び費用効率性）を直接的に推定し、保険業法改正及び金融ビッグバン以降の規制緩和の影響を評価しようと試みた。具体的には、まず、標準的な不完全競争モデルを想定し、トランスログ型費用関数及びコストシェア式、純保険料率を従属変数とした逆需要関数、推測的変動係数を伴った1階の条件式からなる実証モデルを構築した。次に、この実証モデルをGMMによって非線形同時推定し、その推定結果を用いて競争度（ラーナー指数）及び費用効率性を推定した。以下に、その主要な結果を整理し、本論文の結びとする。

1. 実証モデルの推定結果は全体的に非常に統計的信頼性の高い結果であり、過剰識別制約の検定も特定化の誤りを示唆していないなど厳密な競争度及び費用効率性の分

^{*25} 集中度と競争度の関係は、市場構造行動成果仮説か、その対立仮説として Demsetz の効率性仮説で説明されることが多い。本論文の場合、2001年度以降に限れば、(図1.1)より、ハーフィンダール指数が急激に上昇している一方で、(図4.2)より、2004年度を除いてラーナー指数の単純平均値は低下しているため、伝統的な見方では効率性仮説が成立している可能性がある。しかしながら、Choi and Weiss(2005)に見られるように、最近の分析では、費用効率性指標も効率性仮説の検証に用いられるようになってきている。この点では、(図4.3)より、2001年度以降、費用効率性の両平均ともに明確な上昇傾向を示していないため、最近の見方では効率性仮説は成立しているとはいえない。効率性仮説に関するどのような見方（検証方法）が望ましいのかについては今後の課題としたい。

- 析にも耐えうる結果であると判断される。
2. 競争状態を判断するためには、ラーナー指数だけでなく、それを構成する純保険料率及び限界費用も併せて見る必要があるという観点から、単純平均及びウェイト付き平均の両方について、ラーナー指数の時期区分推移を純保険料率、限界費用の推移とともに考察すると、保険業法改正・金融ビッグバン期（1996年度～2001年度）において、限界費用が著しく低下したため、純保険料率が低下しているにもかかわらず、ラーナー指数はバブル期以前（1983年度～1986年度）に次ぐ大きな値を示している。平均的規模の企業と大手企業の両方について、保険業法改正・金融ビッグバンの影響がコスト面で顕著に現れたことを示唆している。ラーナー指数だけを見ると保険業法改正・金融ビッグバンは損害保険市場を非競争的にしたと誤解する恐れがあるが、実際には、純保険料率も限界費用もともに低下しており、その後の状態から判断すると、むしろ初期段階の競争状態を作り出した可能性が高い。
 3. 合併の影響が強い2004年度を除けば、2002年度以降は両平均について純保険料率及び限界費用がともに十分に低く、ラーナー指数も小さい状態にある。こうした状態を真に競争的な状態であるとすれば、1999年度及び2000年度はこの状態に近づきつつある状態であり、2002年度、2003年度、2005年度においてはこの状態がほぼ達成された状態であると判断される。特に2005年度は純保険料率が限界費用を下回っており、今後はいっそうのコスト削減努力が必要であることを示唆している。
 4. 費用面の課題をより正確に把握するためには、限界費用だけでなく、トータルの費用を見ることも重要であるという観点から、費用効率性の推移と費用関数の個別ダミー係数の推移を見ると、全期間を通して費用効率性は両平均について明確な上昇傾向を示している。これは、フロンティア（最小費用）の企業の個別ダミー係数がほぼ横ばいで推移しているのに対し、他の多くの企業の個別ダミー係数は低下しているからである。費用効率性の上昇は保険業法改正・金融ビッグバン期以前から一貫しており、制度的要因以外の要因で生じていることを示唆している。
 5. 費用効率性の両平均を比較すると、全ての年度においてウェイト付き平均の方が単純平均よりも大きく、大手企業の方が平均的規模の企業よりも費用効率性が高い。しかし、両平均の差は次第に縮まってきており、費用効率性の規模間格差は縮小の方向に進んでいる。さらに、2005年度については、両平均ともに低下しており、今後の費用面での課題を示唆している。

参考文献

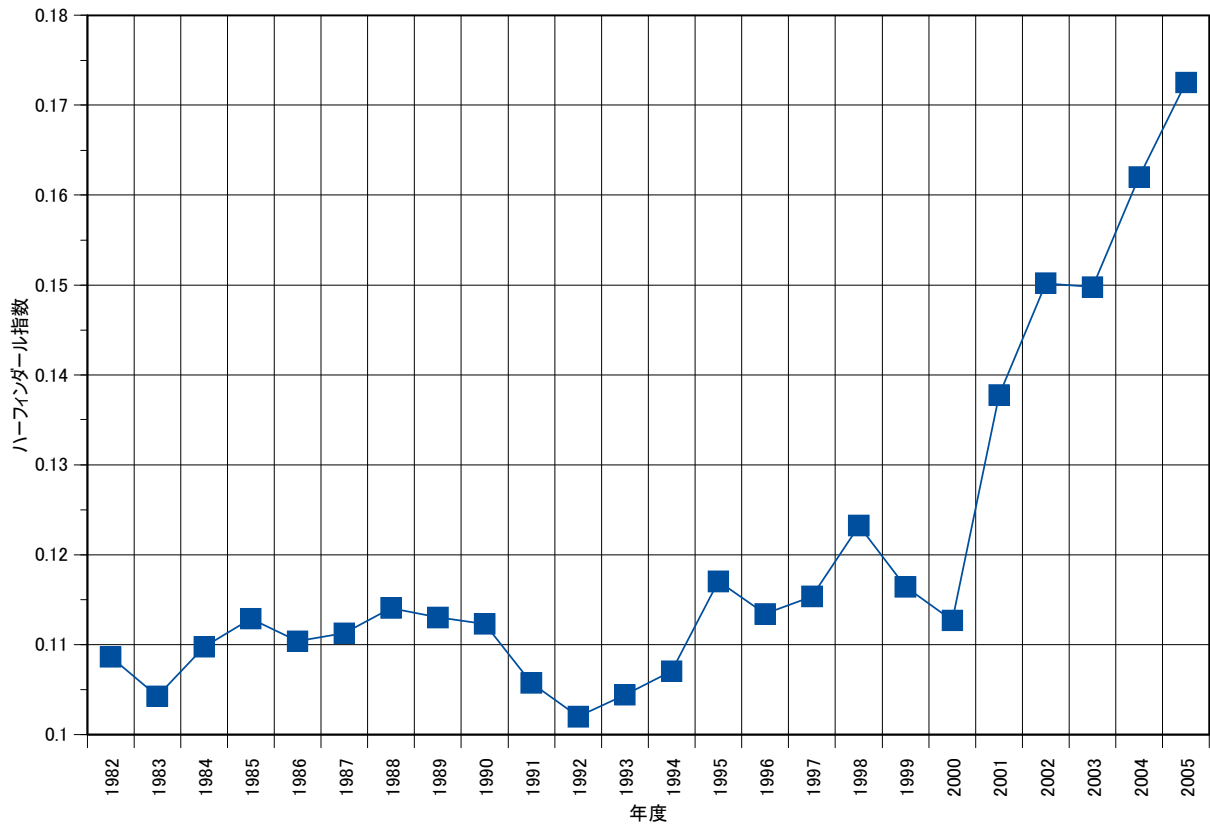
- [1] 姉崎正起子 (2008) 「損害保険の産業組織に関する実証的研究：競争度及び費用効率性の推定と規制及び合併の評価」富山大学大学院経済学研究科修士論文。
- [2] 井口富夫 (1993) 「損害保険業における費用関数の推定と規制緩和へのインプリケーション」『損害保険研究』第 55 巻第 1 号，pp.159-192。
- [3] 井口富夫 (1999) 「損害保険価格の経済学的意味」植草益編『現代日本の損害保険産業』第 7 章，NTT 出版。
- [4] 久保英也 (2007) 「日本における保険料率自由化が損害保険業の経営効率性に与えた影響 確率的フロンティア生産関数による効率性の計測」『損害保険研究』第 68 巻第 4 号，pp.29-51。
- [5] 高尾厚 (1987a) 「損保企業の多様化行動についての計量分析 規模・多様化・積長比率と収益性との関係の解明」『保険学雑誌』第 516 号，pp.45-66。
- [6] 高尾厚 (1987b) 「損保事業における“Economies of Scope”の計測：試論」『保険学雑誌』第 518 号，pp.65-86。
- [7] 柳瀬典由・石坂元一 (2005) 「わが国の損害保険産業における募集チャネルの費用効率性 パネルデータを用いた実証分析」『損害保険研究』第 67 巻第 1 号，pp.99-128。
- [8] 吉野直行・郭賢泰・沖田剛一 (1994) 「損害保険市場の特徴と規模の経済性に関する実証分析」『三田学会雑誌』87 巻 3 号，pp.26-48。
- [9] 米山高生・宮下洋 (2000) 『わが国損害保険産業組織のパネルデータによる計量分析 戦後保険システムの構造変化』科学研究費補助金基盤研究 (C)(2) 研究成果報告。
- [10] Allen, R. F. (1974), “Cross-Sectional Estimates of Cost Economies in Stock Property-Liability Companies,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.56, pp.100-103.
- [11] Appelbaum, E. (1982), “The Estimation of the Degree of Oligopoly Power,” *Journal of Econometrics*, Vol.19, pp. 287–299.
- [12] Barrese, J. and J. M. Nelson (1992), “Independent and Exclusive Agency Insurance,” *Journal of Risk and Insurance*, Vol.55, pp.324-330.
- [13] Berger, A. N. and T. H. Hannan (1993), “Using Efficiency Measures to Distinguish among Alternative Explanations of the Structure-Performance Relationship in Banking,” *Finance and Economics Discussion Series(FEDS) No.93-18*, Board of Governors of the Federal Reserve System.

- [14] Bresnahan, T. F. (1982), "The Oligopoly Solution Concept is Identified," *Economics Letters*, Vol.10, pp.87-92.
- [15] Caves, D.W., R. Christensen, and W. E. Diewert (1982), "Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers," *Economic Journal*, Vol.92, pp.73-86.
- [16] Clay, K. and W. Troesken (2003), "Further Tests of Static Oligopoly Models: Whiskey, 1882-1898," *Journal of Industrial Economics*, Vol.51, pp.151-166.
- [17] Cho, D. (1998), "Some Evidence of Scale Economies in Workers' Compensation Insurance," *Journal of Risk and Insurance*, Vol.55, pp.324-330.
- [18] Choi, B. P. and M. A. Weiss (2005), "An Empirical Investigation of Market Structure, Efficiency, and Performance in Property-Liability Insurance," *Journal of Risk and Insurance*, Vol.72 No.4, pp.635-673.
- [19] Cornwell, C., P. Schmidt, and R. C. Sickles (1990), "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels," *Journal of Econometrics*, Vol.46, pp.185-200.
- [20] Davidson, R. and J. G. Mackinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- [21] De Guevara, J. F., J. Maudos, and F. Pérez (2005), "Market Power in European Banking Sectors," *Journal of Financial Services Research*, Vol.27, pp.109-137.
- [22] De Guevara, J. F. and J. Maudos (2007), "Explanatory Factors of Market Power in the Banking System," *Manchester School*, Vol.75, pp. 275–296.
- [23] Doherty, N. A. (1981), "The Measurement of Output and Economies of Scale in Property-Liability Insurance," *Journal of Risk and Insurance*, Vol.48, pp.390-402.
- [24] Hancock, D. (1985), "The Financial Firm: Production with Monetary and Non-monetary Goods," *Journal of Political Economy*, Vol.93, pp.859-880.
- [25] Hancock, D. (1987), "Aggregation of Monetary and Nonmonetary Goods: A Production Model," in *New Approaches to Monetary Economics*, eds., W.A. Barnett and K. Singleton, Cambridge University Press, pp.200-218.
- [26] Hancock, D. (1991), *A Theory of Production for the Financial Firm*, Kluwer Academic.
- [27] Hansen, L. P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimation," *Econometrica*, Vol.50, pp.1029-1054.

- [28] Hansen, L. P. and K. J. Singleton (1982), “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models,” *Econometrica*, Vol.50, pp.1269-1286.
- [29] Homma, T. and T. Souma (2005), “A Conjectural User-Revenue Model of Financial Firms under Dynamic Uncertainty: A Theoretical Approach,” *Review of Monetary and Financial Studies* (『金融経済研究』), Vol.22, pp.95-110.
- [30] Homma, T. (2009), “A Generalized User-Revenue Model of Financial Firms under Dynamic Uncertainty: Equity Capital, Risk Adjustment, and the Conjectural User-Revenue Model,” Working Paper No.229, Faculty of Economics, University of Toyama. (<http://www3.u-toyama.ac.jp/review/fudai/WPlist.htm>)
- [31] Hyde, C. E. and J. M. Perloff (1995), “Can Market Power be Estimated?” *Review of Industrial Organization*, Vol.10, pp.465-85.
- [32] Johnson, J. E., G. B. Flanigan, and S. N. Weisbart (1981), “Returns to Scale in the Property and Liability Insurance Industry,” *Journal of Risk and Insurance*, Vol.48, pp.18-45.
- [33] Joskow, P. L. (1973), “Cartels, Competition and Regulation in the Property-Liability Insurance Industry,” *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol.4, pp.375-427.
- [34] Kamerschen, D. R., P. G. Klein, and D. V. Porter (2005), “Market Structure in the US Electricity Industry: A Long-Term Perspective,” *Energy Economics*, Vol.27, pp.731-751.
- [35] Kim, D. and C. R. Knittel (2006), “Biases in Static Oligopoly Models?: Evidence from the California Electricity Market,” *Journal of Industrial Economics*, Vol.54, pp.451-470.
- [36] Klette, T. J. (1999), “Market Power, Scale Economies and Productivity: Estimates from a Panel of Establishment Data,” *Journal of Industrial Economics*, Vol.47, pp.451-76.
- [37] Lau, L. J. (1982), “On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data,” *Economics Letters*, Vol.10, pp.93-9.
- [38] Maudos, J. and J. F. de Guevara (2004), “Factors Explaining the Interest Margin in the Banking Sectors of the European Union,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.28, pp.2259–2281.
- [39] Maudos, J. and J. F. de Guevara (2007), “The Cost of Market Power in Bank-

- ing: Social Welfare Loss vs. Cost Inefficiency,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.31, pp.2103–2125.
- [40] Newey, W. K. and K. D. West (1987), “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, Vol.55, pp.703-708.
- [41] Nieberding, J. M. (1999), “The Effects of U.S. Antidumping Law on Firms’ Market Power: An Empirical Test,” *Review of Industrial Organization*, Vol.14, pp.65-84.
- [42] Praetz, P. (1976), “A Note on Economies of Scale in the United Kingdom Property-Liability Insurance Industry,” *Journal of Risk and Insurance*, Vol.52, pp.315-320.
- [43] Schmidt, P. and R. C. Sickles (1984), “Production Frontiers and Panel Data,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.2, pp.367-374.
- [44] Sheldon, I. and R. Sperling (2003), “Estimating the Extent of Imperfect Competition in the Food Industry: What Have We Learned?” *Journal of Agricultural Economics*, Vol.54, pp.89-109.
- [45] Souma, T. and Y. Tsutsui (2005), “Recent Competition in the Japanese Life Insurance Industry,” Discussion Paper No.637, Institute of Social and Economic Research, Osaka University.
- [46] Tsutsui, Y. and A. Kamesaka (2005), “Degree of Competition in the Japanese Securities Industry,” *Journal of Economics and Business*, Vol.57, pp.360-374.
- [47] Uchida, H. and Y. Tsutsui (2005), “Has Competition in the Japanese Banking Sector Improved?” *Journal of Banking and Finance*, Vol.29, pp.419-439.

(図 1.1) 損害保険産業のハーフィンダール指数の推移



(表 3.1) 操作変数と推定式

変数	(2.5a) 式	(2.6a) 式	(2.6b) 式	(2.7) 式	(2.8a) 式	(2.8b) 式
$D_1^{NL} \sim D_{17}^{NL}$	○	○	○	○	○	○
$D_1^{NL} \cdot \tau_t \sim D_{17}^{NL} \cdot \tau_t$	○	×	×	×	○	○
$D_1^{NL} \cdot \tau_t^2 \sim D_{17}^{NL} \cdot \tau_t^2$	○	×	×	×	○	○
$\ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t})$	○	○	○	×	○	○
$\ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t})$	○	○	○	×	○	○
$\{\ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t})\}^2$	○	×	×	×	○	○
$\{\ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t})\}^2$	○	×	×	×	○	○
$\ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t}) \cdot \ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t})$	○	×	×	×	○	○
$\ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t}) \cdot \tau_t$	○	×	×	×	○	○
$\ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t}) \cdot \tau_t$	○	×	×	×	○	○
$\ln q_{i,t-1}$	○	○	○	×	○	○
$(\ln q_{i,t-1})^2$	○	×	×	×	○	○
$\ln q_{i,t-1} \cdot \ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t})$	○	×	×	×	○	○
$\ln q_{i,t-1} \cdot \ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t})$	○	×	×	×	○	○
$\ln q_{i,t-1} \cdot \tau_t$	○	×	×	×	○	○
$\ln A_{i,t-1}$	○	○	○	×	○	○
$(\ln A_{i,t-1})^2$	○	×	×	×	○	○
$\ln A_{i,t-1} \cdot \ln(p_{L,i,t}/p_{V,i,t})$	○	×	×	×	○	○
$\ln A_{i,t-1} \cdot \ln(p_{K,i,t}/p_{V,i,t})$	○	×	×	×	○	○
$\ln A_{i,t-1} \cdot \tau_t$	○	×	×	×	○	○
$\ln Q_{t-1}$	×	×	×	○	×	×

$\ln y_{t-1}$	×	×	×	○	×	×
$\ln q_{i,t-1} \cdot D_1^{NL} \sim \ln q_{i,t-1} \cdot D_{17}^{NL}$	○	×	×	×	○	×
$\ln A_{i,t-1} \cdot D_1^{NL} \sim \ln A_{i,t-1} \cdot D_{17}^{NL}$	○	×	×	×	×	○
$D_1^Y \sim D_5^Y$	×	×	×	×	○	×

注) 1. 「○」はその式で用いることを意味し、「×」はその式で用いないことを意味する.

2. $D_1^Y \sim D_5^Y$ は次の通りである.

D_1^Y : 1983 年度～1986 年度であれば 1, それ以外の年度であれば 0 の期間ダミー.

D_2^Y : 1987 年度～1990 年度であれば 1, それ以外の年度であれば 0 の期間ダミー.

D_3^Y : 1991 年度～1995 年度であれば 1, それ以外の年度であれば 0 の期間ダミー.

D_4^Y : 1996 年度～2001 年度であれば 1, それ以外の年度であれば 0 の期間ダミー.

D_5^Y : 2002 年度～2005 年度であれば 1, それ以外の年度であれば 0 の期間ダミー.

(表 4.1) 不完全競争モデルの推定結果

パラメータ	推定値	t 値	p 値
a_Q	.825231	152.877	.000
a_A	.355059	189.617	.000
a_L	.606812	1292.31	.000
a_K	.106905	217.006	.000
a_V	.286283	489.692	.000
a_{QQ}	.082059	19.9614	.000
a_{AA}	.052128	14.8117	.000
a_{LL}	.054373	24.9175	.000
a_{KK}	.021378	26.2707	.000
a_{VV}	.023232	8.48123	.000
a_{QA}	-.032277	-8.68398	.000
a_{QL}	-.041974	-29.4529	.000
a_{QK}	-.044238	-46.6329	.000
a_{QV}	.086212	59.2970	.000
a_{QT}	-.447400E-02	-9.20445	.000
a_{AL}	.759958E-02	5.75072	.000
a_{AK}	.082369	80.4953	.000
a_{AV}	-.089968	-67.6016	.000
a_{AT}	-.021224	-74.8258	.000
a_{LK}	-.026260	-25.1187	.000
a_{LV}	-.028114	-13.2797	.000
a_{LT}	-.465017E-02	-57.7090	.000
a_{KV}	.488160E-02	4.06496	.000
a_{KT}	-.568042E-02	-66.4517	.000
a_{VT}	.010331	123.014	.000
b_Q	-.588594	-20.9269	.000
b_Y	1.21040	30.0165	.000

ρ_{8386}	2.38912	6.39157	.000
(ρ_{8386}^*)	(.163286)	(1.03179)	(.302)
ρ_{8790}	-.905411	-4.52458	.000
(ρ_{8790}^*)	(-2.15032)	(-2.54820)	(.011)
ρ_{9195}	-.428409	-2.96309	.003
(ρ_{9195}^*)	(-1.30901)	(-9.20038)	(.000)
ρ_{9601}	-.547639	-4.54150	.000
(ρ_{9601}^*)	(-1.43676)	(-10.1601)	(.000)
ρ_{0205}	-.940133	-9.43527	.000
(ρ_{0205}^*)	(-2.32718)	(-3.72768)	(.000)
<hr/>			
決定係数			
(2.5a)式		.992305	
(2.6a)式		.575376	
(2.6b)式		.269714	
(2.7)式		.588979	
(2.8a)式		—	
(2.8b)式		—	
<hr/>			
評価関数		.503216	
<hr/>			
過剰識別制約の検定		181.158	
		[.998]	
<hr/>			
サンプル数		360	

注) 1. 費用関数及び逆需要関数の個別ダミー係数のパラメータ(a_i , a_{iT} , a_{iTT} , b_i ; $i=1\sim 17$)の推定値については表 4.2 を参照.

2. 表記の簡略化のために、小数点以下ではじまる数値については最初のゼロを省略している.

3. (2.8c)式の推測的変動係数のパラメータ ρ_s 及び ρ_s^* は次の通りである.

ρ_{8386} (ρ_{8386}^*): 1983 年度～1986 年度の推測的変動係数パラメータ

ρ_{8790} (ρ_{8790}^*): 1987 年度～1990 年度の推測的変動係数パラメータ

ρ_{9195} (ρ_{9195}^*): 1991 年度～1995 年度の推測的変動係数パラメータ

ρ_{9601} (ρ_{9601}^*): 1996 年度～2001 年度の推測的変動係数パラメータ

ρ_{0205} (ρ_{0205}^*): 2002 年度～2005 年度の推測的変動係数パラメータ

4. 「E-0A」は「 $\times 10^{-A}$ 」を意味する(ただし, A は自然数).
5. (2.8a)式及び(2.8b)式の 1 階の条件式はインプリシット (implicit) な式なので決定係数は求めているない.
6. 過剰識別制約の検定の数値欄の下段鉤括弧内は p 値である.

(表 4.2) 費用関数及び逆需要関数の個別ダミー係数の推定結果

パラメータ	推定値	<i>t</i> 値	<i>p</i> 値
●東京海上日動火災保険 (<i>i</i> =1)			
a_1	10.6481	819.060	.000
a_{1T}	-.618335E-02	-6.04978	.000
a_{1TT}	.479118E-03	3.36845	.001
b_1	-11.3581	-34.4020	.000
●損害保険ジャパン (<i>i</i> =2)			
a_2	11.0277	1122.04	.000
a_{2T}	-.022323	-27.6504	.000
a_{2TT}	.133491E-02	15.9779	.000
b_2	-11.1643	-33.9526	.000
●三井住友海上火災保険 (<i>i</i> =3)			
a_3	11.1000	1209.99	.000
a_{3T}	-.023792	-28.3379	.000
a_{3TT}	.298371E-02	27.7219	.000
b_3	-11.0992	-33.6787	.000
●住友海上火災保険 (<i>i</i> =4)			
a_4	11.2951	1364.28	.000
a_{4T}	-.156837E-02	-1.04920	.294
a_{4TT}	.452447E-02	19.5238	.000
b_4	-10.8783	-32.9037	.000
●日本興亜損害保険 (<i>i</i> =5)			
a_5	11.4612	1129.49	.000
a_{5T}	-.021716	-32.0204	.000
a_{5TT}	.212654E-02	16.0720	.000
b_5	-10.8320	-32.7242	.000
●ニッセイ同和損害保険 (<i>i</i> =6)			
a_6	11.4744	962.604	.000

a_{6T}	-0.046498	-28.3862	.000
a_{6TT}	.165652E-02	9.39695	.000
b_6	-11.0807	-33.5795	.000
●日産火災海上保険 ($i=7$)			
a_7	11.6117	2498.88	.000
a_{7T}	-.053738	-51.1983	.000
a_{7TT}	-.775488E-03	-5.80704	.000
b_7	-10.9166	-32.8969	.000
●興亜火災海上保険 ($i=8$)			
a_8	11.3354	2594.51	.000
a_{8T}	-.035791	-25.5218	.000
a_{8TT}	.195732E-02	14.0887	.000
b_8	-11.0818	-33.3701	.000
●千代田火災海上保険 ($i=9$)			
a_9	11.5839	1688.37	.000
a_{9T}	-.031557	-41.4952	.000
a_{9TT}	.272293E-03	1.80444	.071
b_9	-10.8975	-32.8429	.000
●日新火災海上保険 ($i=10$)			
a_{10}	11.8953	1127.92	.000
a_{10T}	-.031372	-53.2531	.000
a_{10TT}	-.105913E-03	-1.63265	.103
b_{10}	-10.6609	-32.2986	.000
●日動火災海上保険 ($i=11$)			
a_{11}	11.5806	1420.85	.000
a_{11T}	.740581E-02	19.4399	.000
a_{11TT}	.472661E-02	38.0852	.000
b_{11}	-10.6554	-32.2141	.000
●富士火災海上保険 ($i=12$)			
a_{12}	11.8006	1329.74	.000

a_{12T}	-.712576E-02	-6.82918	.000
a_{12TT}	.420279E-03	2.66725	.008
b_{12}	-10.6832	-32.1338	.000
●あいおい損害保険 ($i=13$)			
a_{13}	11.8133	1569.59	.000
a_{13T}	-.046934	-85.7667	.000
a_{13TT}	-.674288E-03	-6.46236	.000
b_{13}	-10.6820	-32.1359	.000
●大成火災海上保険 ($i=14$)			
a_{14}	11.9322	1703.27	.000
a_{14T}	-.049141	-45.1493	.000
a_{14TT}	.129619E-02	10.1661	.000
b_{14}	-10.6886	-32.2154	.000
●セコム損害保険 ($i=15$)			
a_{15}	11.3825	1400.66	.000
a_{15T}	-.081822	-60.6651	.000
a_{15TT}	.524395E-02	43.6967	.000
b_{15}	-11.1704	-33.6116	.000
●朝日火災海上保険 ($i=16$)			
a_{16}	11.3132	1528.46	.000
a_{16T}	-.080305	-86.9971	.000
a_{16TT}	.871042E-03	15.4140	.000
b_{16}	-11.3526	-34.1985	.000
●太陽火災海上保険 ($i=17$)			
a_{17}	11.2017	1125.68	.000
a_{17T}	-.135655	-77.8957	.000
a_{17TT}	.883224E-02	94.4919	.000
b_{17}	-11.3535	-34.2238	.000

注) 1. 表記の簡略化のために、小数点以下ではじまる数値については最初のゼロを省略している.

2. 「E-0A」は「 $\times 10^{-A}$ 」を意味する(ただし, A は自然数).

(表 4.3) ラーナー指数の推定結果

	1983～1986	1987～1990	1991～1995	1996～2001	2002～2005
	年度	年度	年度	年度	年度
純保険料率	0.00020378	0.00022214	0.00024852	0.00022820	0.00019450
(PY)	0.00018957	0.00020352	0.00022694	0.00020454	0.00017052
限界費用	0.00017264	0.00022218	0.00023586	0.00021377	0.00019239
(MC)	0.00015997	0.00020877	0.00022052	0.00019537	0.00016712
ラーナー指数	0.13067	0.0013574	0.062174	0.073308	0.016663
(PY-MC)/PY	0.14726	-0.026632	0.028442	0.044606	0.019469
推測的変動	2.38912**	-0.905411**	-0.428409**	-0.547639**	-0.940133**
係数 (C)	(6.39157)	(-4.52458)	(-2.96309)	(-4.54150)	(-9.43527)
価格弾力性 の逆数 (E)			-0.588594**		
			(-20.9269)		
市場シェア	0.058824	0.058824	0.058824	0.061502	0.095238
(S)					
ラーナー指数	0.117342**	0.327498E-02	0.019790**	0.016375**	0.335595E-02
-(1+C)・E・S	(12.9201)	(0.477147)	(4.10703)	(3.98567)	(0.608175)
プライシング グ・エラー	0.013328	-0.191758E-02	0.042384	0.056933	0.013307

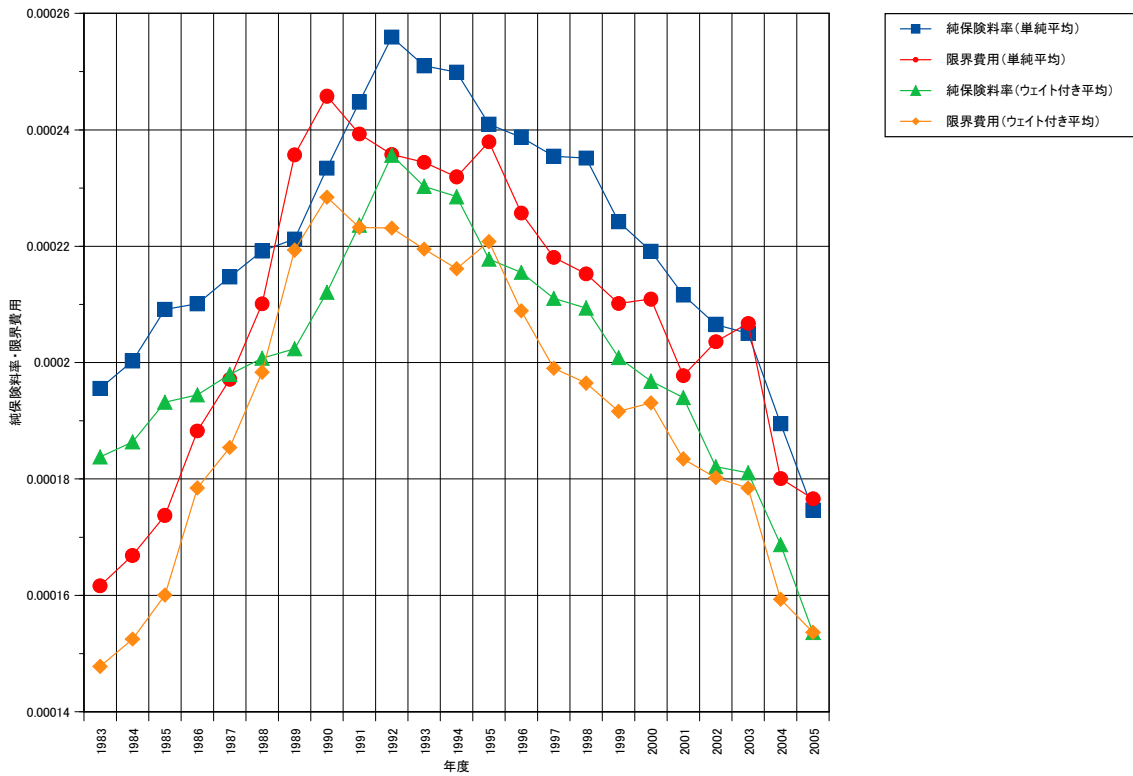
注) 1. 純保険料率 (PY), 限界費用 (MC), ラーナー指数 ((PY-MC)/PY) の上段は単純平均値であり, 下段は保険金額の平方根をウェイトとしたウェイト付き平均値である.

2. 数値欄下段の括弧内は t 値.

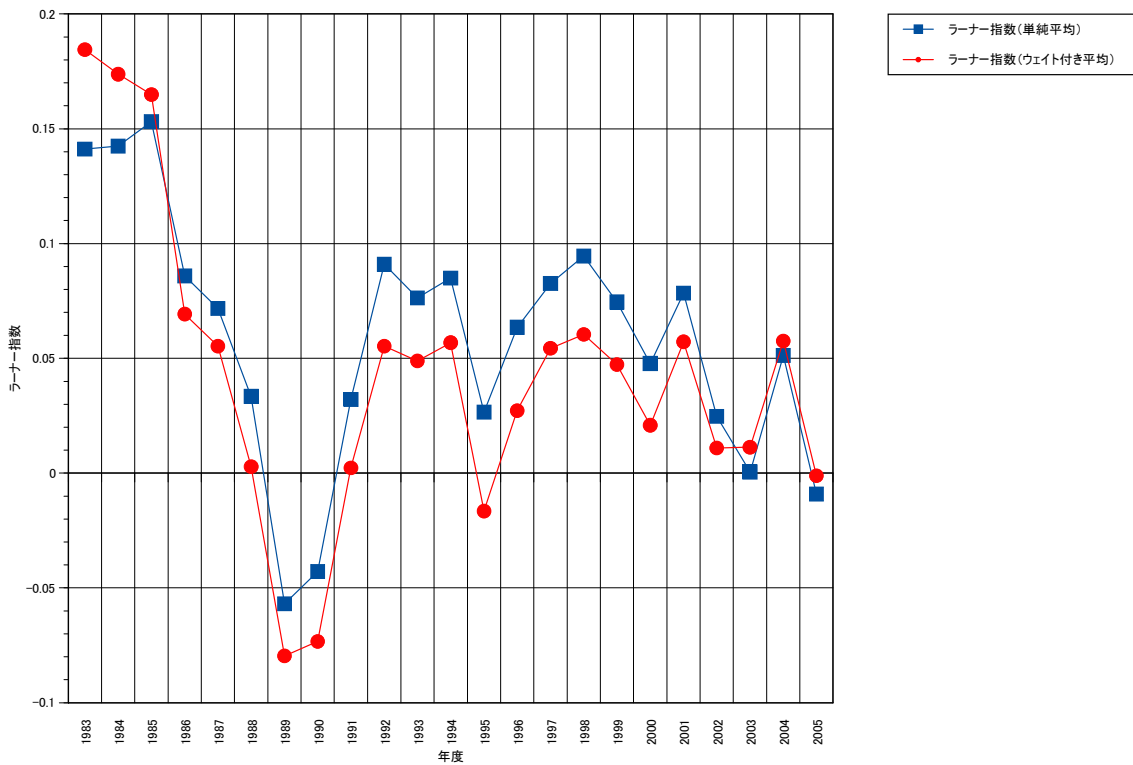
3. 数値欄の記号「**」は 1%の有意水準で有意であることを意味する.

4. プライシング・エラーの値はラーナー指数 ((PY-MC)/PY) の上段の値 (単純平均値) からラーナー指数 (-(1+C)・E・S) の値を引いたものである.

(図 4.1) 純保険料率と限界費用の推移



(図 4.2) ラーナー指数の推移



(表 4.4) 費用効率性の推定結果

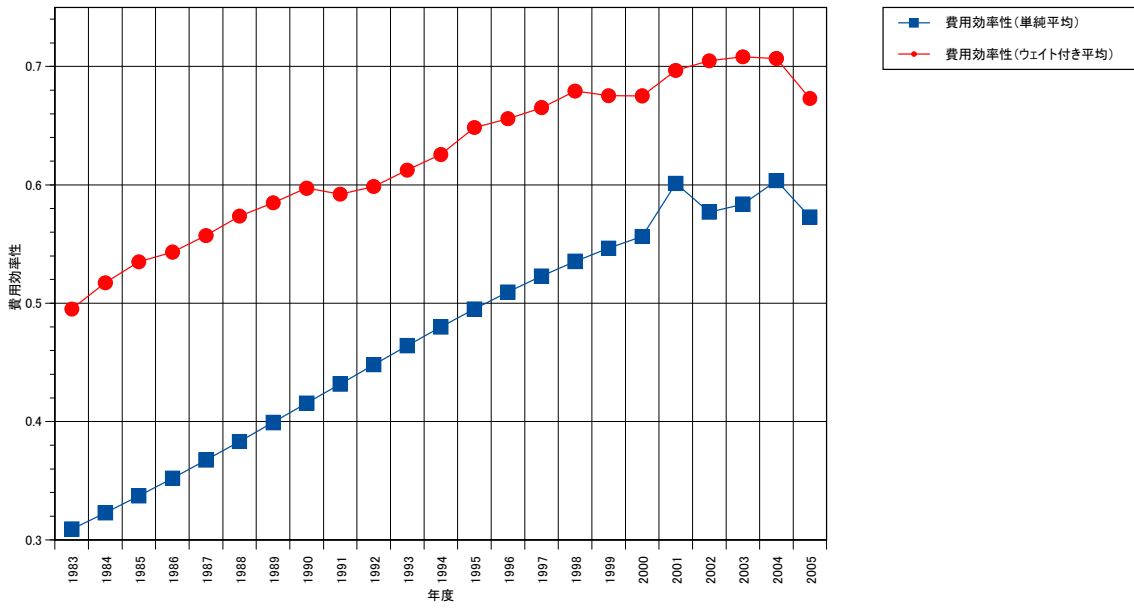
	1983～ 1986 年度	1987～1990 年度	1991～1995 年度	1996～2001 年度	2002～2005 年度
費用効率性	0.33032	0.39125	0.46370	0.54236	0.58399
(EF)	0.52297	0.57889	0.61624	0.67455	0.69715

注) 1. 費用効率性は(2.10)式より求めた数値の各期間の平均値である.

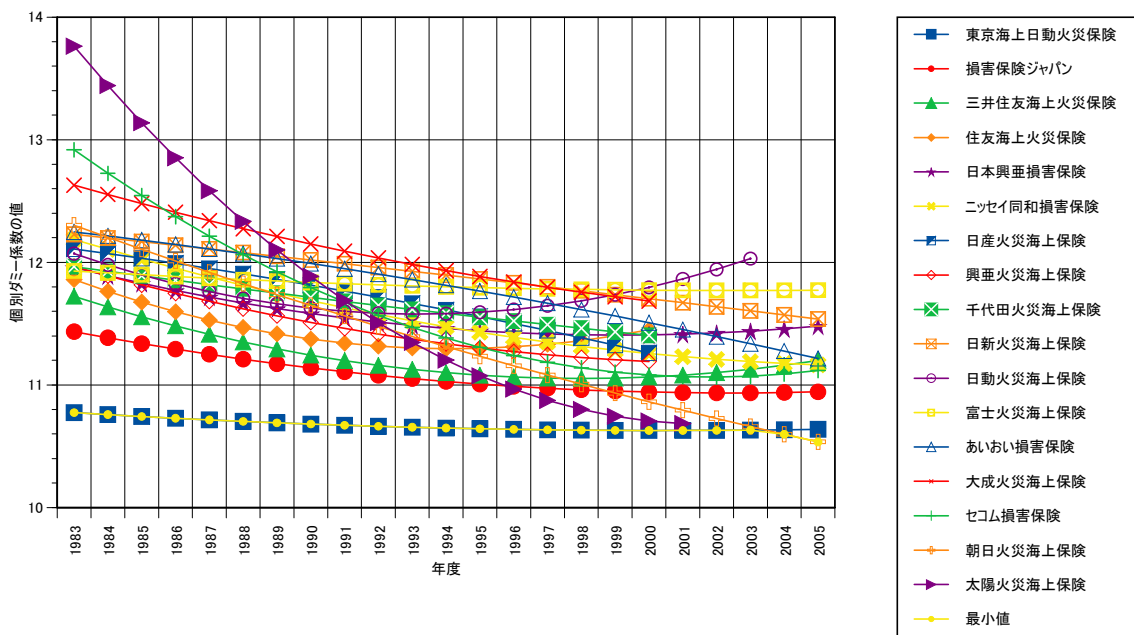
2. 上段は単純平均値であり, 下段は保険金額の平方根をウェイトとしたウェイト付き平均値である.

3. 費用効率性の全期間 (1983～2005 年度) の単純平均値は 0.46005 であり, ウェイト付き平均値は 0.63232 である.

(図 4.3) 費用効率性の推移



(図 4.4) 個別ダミー係数の推移



6. 補論：個別企業のラーナー指数と費用効率性

表 6.1 個別企業のラーナー指数(1)

年度	東京海上 日動火災 保険	損害保険 ジャパン	三井住友 海上火災 保険	住友海上 火災保険	日本興亜 損害保険	ニッセイ 同和損害 保険
1983	0.220619	0.042859	0.075655	0.209706	0.214110	0.129541
1984	0.213436	0.059871	0.080521	0.203517	0.171728	0.114891
1985	0.191503	0.065418	0.097984	0.222790	0.135555	0.109519
1986	0.099941	-0.186347	0.032183	0.138464	0.078952	0.003355
1987	0.067660	-0.061918	-0.006880	0.140741	0.043103	-0.037222
1988	0.019328	-0.160177	-0.041195	0.129218	-0.026480	-0.095574
1989	-0.032506	-0.203020	-0.088540	0.061438	-0.106232	-0.202465
1990	-0.019528	-0.220245	-0.049099	0.033613	-0.120196	-0.164610
1991	0.021965	-0.112074	0.045663	0.098428	-0.077503	-0.089692
1992	0.068929	-0.025073	0.107256	0.150672	0.000389	-0.009021
1993	0.055415	-0.004419	0.090532	0.145899	0.018927	-0.003421
1994	0.055421	0.020528	0.122711	0.133719	0.043237	-0.009428
1995	-0.086606	-0.015056	0.077644	0.065714	0.028107	-0.083888
1996	-0.000692	0.004485	0.066412	0.047739	0.039035	-0.068162
1997	0.030871	0.033827	0.090075	0.029327	0.060067	-0.034812
1998	0.053210	0.033289	0.057167	-0.006881	0.062164	0.007125
1999	0.043133	0.041271	0.051554	-0.073509	0.038969	-0.005783
2000	0.022817	0.032857	-0.003137	-0.187215	-0.009149	-0.015692
2001	0.033601	0.102980	0.077954	—	-0.020344	0.069574
2002	-0.010689	0.082036	-0.068522	—	-0.081395	0.092163
2003	-0.014588	0.053936	-0.062814	—	-0.077316	0.084399
2004	0.128616	0.051895	-0.105291	—	-0.125292	0.068270
2005	0.051500	0.026434	-0.205025	—	-0.213411	0.006232
平均	0.052755	-0.014637	0.019253	0.085743	0.003349	-0.005857

表 6.2 個別企業のラーナー指数(2)

年度	日産火災 海上保険	興亜火災 海上保険	千代田火 災海上保 険	日新火災 海上保険	日動火災 海上保険	富士火災 海上保険
1983	0.187639	0.060899	0.273824	0.385438	0.318219	0.249809
1984	0.148914	0.062837	0.247746	0.331167	0.343248	0.179849
1985	0.151540	0.102868	0.214963	0.296625	0.346858	0.123132
1986	0.095394	0.074807	0.156681	0.235335	0.289025	0.033676
1987	0.053510	0.063328	0.147305	0.211632	0.272925	0.003973
1988	-0.003886	0.037153	0.111726	0.165193	0.232207	-0.042385
1989	-0.069357	-0.015223	0.044112	0.105132	-0.241025	-0.148315
1990	-0.091338	-0.008511	-0.056467	0.025341	0.041214	-0.172635
1991	-0.038447	0.038980	0.044120	0.055155	0.100880	0.037705
1992	-0.009659	0.096826	0.046808	0.102047	0.165630	0.053302
1993	0.007356	0.088879	0.007206	0.076495	0.158802	0.009195
1994	0.003955	0.092639	0.004894	0.072659	0.150626	0.004567
1995	-0.019639	0.069516	-0.052796	-0.025658	0.078979	-0.085656
1996	0.004986	0.100367	-0.043957	-0.017118	0.076486	0.171850
1997	0.043202	0.172107	-0.032118	-0.049893	0.160586	0.178386
1998	0.126267	0.194410	-0.011679	-0.032405	0.118688	0.183455
1999	0.156500	0.165130	-0.098766	-0.007295	0.039833	0.160268
2000	0.170062	0.138608	-0.070285	0.011236	-0.039130	0.164193
2001	—	—	—	0.045218	-0.095014	0.166030
2002	—	—	—	0.048935	-0.231141	0.115964
2003	—	—	—	0.053962	-0.393787	0.110866
2004	—	—	—	0.045658	—	0.092091
2005	—	—	—	-0.009225	—	-0.024873
平均	0.050944	0.085312	0.051851	0.092419	0.090196	0.068019

表 6.3 個別企業のラーナー指数(3)

年度	あいおい 損害保険	大成火災 海上保険	セコム損 害保険	朝日火 災海上 保険	太陽火災 海上保険	各年度 平均
1983	0.210856	0.294177	-0.044173	0.296016	-0.725770	0.141143
1984	0.176923	0.283025	0.042194	0.301535	-0.539379	0.142472
1985	0.150624	0.265769	0.142443	0.277899	-0.292419	0.153122
1986	0.169391	0.181012	0.159678	0.223050	-0.323796	0.085929
1987	-0.011427	0.144427	0.186167	0.179302	-0.177746	0.071699
1988	-0.075800	0.114440	0.187524	0.122947	-0.105579	0.033450
1989	-0.317325	0.024395	0.195808	0.098477	-0.071893	-0.056855
1990	-0.353250	0.020507	0.233120	0.125541	0.047841	-0.042865
1991	-0.266824	0.049483	0.286840	0.192966	0.157808	0.032085
1992	-0.181605	0.095104	0.337969	0.299107	0.247609	0.090958
1993	-0.165494	0.086989	0.316971	0.198235	0.209472	0.076297
1994	-0.135445	0.053037	0.332986	0.169124	0.329436	0.084980
1995	-0.161521	-0.033306	0.273388	0.137776	0.284378	0.026552
1996	-0.011221	-0.012231	0.271631	0.130087	0.319860	0.063503
1997	0.020888	-0.014473	0.267547	0.123239	0.325564	0.082611
1998	0.034272	0.032654	0.235516	0.186225	0.333501	0.094528
1999	0.055074	-0.028019	0.202309	0.191734	0.334987	0.074552
2000	0.054827	-0.039635	0.143537	0.231020	0.206944	0.047756
2001	0.046456	—	0.044776	0.255897	0.213535	0.078389
2002	0.080812	—	-0.036444	0.280744	—	0.024769
2003	0.171487	—	-0.200143	0.279598	—	0.000509
2004	0.201013	—	-0.142413	0.298146	—	0.051269
2005	0.212727	—	-0.209926	0.274657	—	-0.009091
平均	-0.004111	0.084297	0.140318	0.211884	0.040755	0.061314

表 6.4 個別企業の費用効率性(1)

年度	東京海上 日動火災 保険	損害保険 ジャパン	三井住友 海上火災 保険	住友海上 火災保険	日本興亜 損害保険	ニッセイ同 和損害保 険
1983	1.00000	0.51651	0.38726	0.33767	0.30628	0.24359
1984	1.00000	0.53444	0.41543	0.36592	0.32202	0.25996
1985	1.00000	0.55204	0.44342	0.39333	0.33746	0.27678
1986	1.00000	0.56924	0.47092	0.41939	0.35248	0.29399
1987	1.00000	0.58597	0.49764	0.44358	0.36695	0.31154
1988	1.00000	0.60217	0.52324	0.46538	0.38076	0.32936
1989	1.00000	0.61776	0.54741	0.48431	0.39380	0.34738
1990	1.00000	0.63266	0.56984	0.49996	0.40594	0.36552
1991	1.00000	0.64682	0.59022	0.51195	0.41707	0.38371
1992	1.00000	0.66016	0.60827	0.52001	0.42710	0.40185
1993	1.00000	0.67263	0.62375	0.52393	0.43594	0.41987
1994	1.00000	0.68416	0.63642	0.52363	0.44349	0.43765
1995	1.00000	0.69469	0.64611	0.51912	0.44969	0.45512
1996	1.00000	0.70418	0.65266	0.51050	0.45448	0.47217
1997	1.00000	0.71259	0.65599	0.49797	0.45781	0.48871
1998	1.00000	0.71985	0.65604	0.48184	0.45964	0.50464
1999	1.00000	0.72595	0.65281	0.46247	0.45997	0.51986
2000	1.00000	0.73085	0.64635	0.44031	0.45878	0.53428
2001	1.00000	0.73453	0.63676	—	0.45609	0.54781
2002	1.00000	0.73696	0.62418	—	0.45192	0.56036
2003	1.00000	0.73813	0.60879	—	0.44632	0.57185
2004	0.96376	0.71130	0.56940	—	0.42342	0.56111
2005	0.90231	0.66472	0.51476	—	0.38893	0.53358
平均	0.99418	0.65862	0.57294	0.46674	0.41288	0.42699

注) 費用効率性の値は要素価格, 保険金額, 運用資産, タイムトレンドが全てのサンプルについて同一の場合の実際の費用に対するフロンティアの費用(各年度サンプルの最小値)

の比率である。

表 6.5 個別企業の費用効率性(2)

年度	日産火 災海上 保険	興亜火 災海上 保険	千代田 火災海 上保険	日新火 災海上 保険	日動火災 海上保険	富士火災 海上保険
1983	0.26319	0.30366	0.30427	0.23376	0.27337	0.31481
1984	0.26883	0.32265	0.31074	0.23679	0.29485	0.31472
1985	0.27528	0.34181	0.31747	0.24015	0.31531	0.31467
1986	0.28259	0.36104	0.32449	0.24384	0.33435	0.31465
1987	0.29083	0.38023	0.33179	0.24787	0.35153	0.31467
1988	0.30006	0.39925	0.33941	0.25227	0.36648	0.31472
1989	0.31036	0.41799	0.34734	0.25705	0.37882	0.31482
1990	0.32183	0.43632	0.35560	0.26222	0.38827	0.31495
1991	0.33455	0.45411	0.36421	0.26781	0.39459	0.31511
1992	0.34865	0.47122	0.37319	0.27384	0.39762	0.31532
1993	0.36426	0.48754	0.38254	0.28033	0.39728	0.31556
1994	0.38152	0.50294	0.39229	0.28731	0.39359	0.31584
1995	0.40060	0.51728	0.40245	0.29481	0.38663	0.31616
1996	0.42170	0.53047	0.41305	0.30287	0.37658	0.31651
1997	0.44502	0.54239	0.42410	0.31150	0.36369	0.31690
1998	0.47081	0.55294	0.43563	0.32076	0.34828	0.31733
1999	0.49934	0.56203	0.44766	0.33068	0.33069	0.31780
2000	0.53094	0.56958	0.46021	0.34130	0.31133	0.31830
2001	—	—	—	0.35268	0.29063	0.31885
2002	—	—	—	0.36486	0.26901	0.31943
2003	—	—	—	0.37791	0.24689	0.32005
2004	—	—	—	0.37768	—	0.30909
2005	—	—	—	0.36710	—	0.29001
平均	0.36169	0.45297	0.45297	0.29676	0.34332	0.31479

注) 費用効率性の値は要素価格, 保険金額, 運用資産, タイムトレンドが全てのサンプル

について同一の場合の実際の費用に対するフロンティアの費用(各年度サンプルの最小値)の比率である。

表 6.6 個別企業の費用効率性(3)

年度	あいおい 損害保険	大成火災 海上保険	セコム損 害保険	朝日火災 海上保険	太陽火災 海上保険	各年度 平均
1983	0.22904	0.15638	0.11731	0.21700	0.05036	0.30909
1984	0.23286	0.16607	0.13984	0.23562	0.06832	0.32289
1985	0.23729	0.17607	0.16512	0.25565	0.09114	0.33723
1986	0.24236	0.18637	0.19312	0.27716	0.11956	0.35209
1987	0.24811	0.19695	0.22373	0.30024	0.15425	0.36741
1988	0.25458	0.20779	0.25672	0.32499	0.19571	0.38311
1989	0.26182	0.21887	0.29180	0.35151	0.24421	0.39913
1990	0.26990	0.23016	0.32851	0.37989	0.29967	0.41537
1991	0.27886	0.24164	0.36634	0.41024	0.36163	0.43170
1992	0.28879	0.25328	0.40465	0.44267	0.42917	0.44799
1993	0.29976	0.26505	0.44273	0.47729	0.50089	0.46408
1994	0.31187	0.27691	0.47980	0.51422	0.57490	0.47980
1995	0.32522	0.28882	0.51504	0.55356	0.64893	0.49496
1996	0.33992	0.30076	0.54762	0.59545	0.72035	0.50937
1997	0.35610	0.31268	0.57675	0.64001	0.78638	0.52286
1998	0.37392	0.32455	0.60166	0.68736	0.84424	0.53526
1999	0.39354	0.33631	0.62169	0.73764	0.89135	0.54646
2000	0.41514	0.34793	0.63630	0.79097	0.92549	0.55636
2001	0.43894	—	0.64507	0.84750	0.94502	0.60116
2002	0.46517	—	0.64777	0.90735	—	0.57700
2003	0.49411	—	0.64430	0.97067	—	0.58355
2004	0.50701	—	0.61178	1.00000	—	0.60345
2005	0.50654	—	0.55895	1.00000	—	0.57269
平均	0.33786	0.24925	0.43550	0.56161	0.46587	0.46005

注) 費用効率性の値は要素価格, 保険金額, 運用資産, タイムトレンドが全てのサンプル

について同一の場合の実際の費用に対するフロンティアの費用(各年度サンプルの最小値)の比率である.