

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——

姉崎正起子・本間哲志

要旨

本論文では、産業組織論の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・成果仮説の下では、損害保険産業の競争度は2001年度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す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。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。

1 はじめに

1.1 課 題

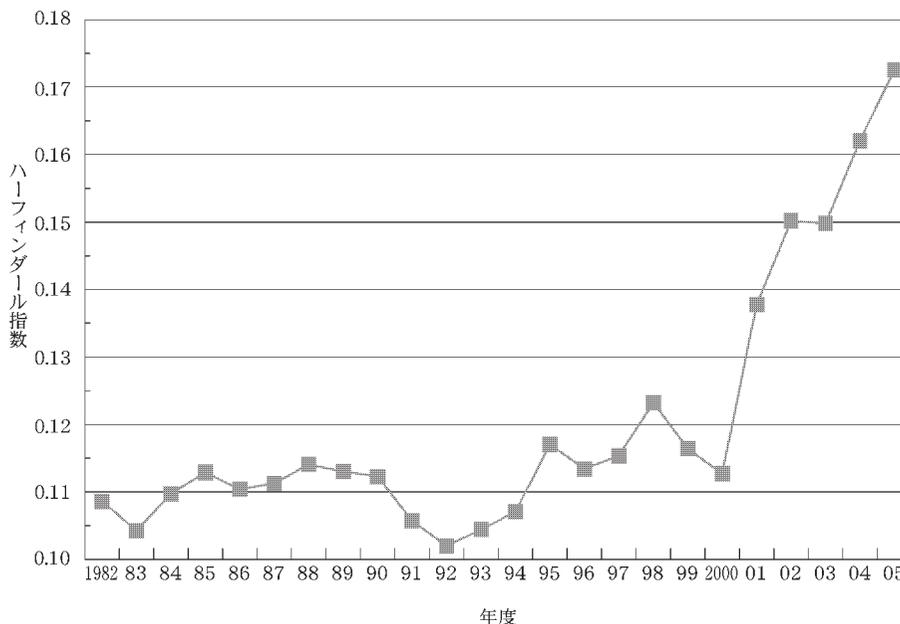
本論文の課題は、産業組織論の観点から損害保険産業の競争度及び費用効率性を推定し、保険業法改正及び金融ビッグバン以降の規制緩和の影響を評価することである。

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的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、その後もたびたび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）、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

* 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、投稿時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。最後に、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。

図1 損害保険産業のハーフィンダール指数の推移



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少なくとも短期的に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（競争度及び費用効率性）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²⁾

わが国における損害保険産業に関する最近の注目される実証分析としては、柳瀬・石坂（2005）、久保（2007）などがある。柳瀬・石坂（2005）は日本の損害保険会社の募集チャンネルにおける費用

1) GMMについてはHansen（1982）及びHansen and Singleton（1982）を参照。

効率性を分析し、専属系チャンネルの方が独立系チャン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。

このように、これらの実証研究の中で、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、Choi and Weiss (2005) である。³⁾しかし、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、(前項で述べたように) 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とともに、実証モデルの推定方法も併せて説明する。第3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4節では、得られた結果を要約して本論文の結びとする。

2) 紙幅の制約のため、2000年以前の損害保険産業に関する代表的な実証分析のサーベイは割愛する。詳細は姉崎・本間 (2009) の1.2節を参照。

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

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1982～2005年度までの企業数を見ると、20～33の間で推移しており、ハーフィンゲール指数は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 (≡ $\sum_{i=1}^N q_{i,t}$)

$I_{i,t}$: 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 (≡ $(I_{i,t} - Z_{i,t} - D_{i,t}) / q_{i,t}$)

$C_{i,t} = C_i(q_{i,t}, p_{i,t}, A_{i,t}, \tau_t)$: 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)

$p_{i,t} = (p_{L,i,t}, p_{K,i,t}, p_{V,i,t})'$: t 期の損害保険会社 i の要素価格ベクトル

4) ハーフィンゲール指数の推移については図1を参照。

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 (≡ $r_{i,t}^A - r_{i,t}^C$) 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つけた固定要素価格、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つ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いえない。

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) が明示されているのにもかかわらず、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うる (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) がなければならず、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
- 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 $Q_t^* \equiv \sum_{i=1}^N q_{i,t}^*$ 、 $\pi_{i,t}^* = P_i(Q_t^*) \cdot q_{i,t}^* - C_i(q_{i,t}^*, p_{i,t}, A_{i,t}^*, \tau_t) + (r_{i,t}^A - r_{i,t}^C) \cdot A_{i,t}^*$ 、 $P_{i,t}^* = P_i(Q_t^*)$ 、 $C_{i,t}^* = C_i(q_{i,t}^*, p_{i,t}, A_{i,t}^*, \tau_t)$ 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、 $CV_{i,t}^* = \sum_{j \neq i} \frac{dq_{j,t}^*}{dq_{i,t}^*}$ (推測的変動係数)、 $\eta_{i,t}^* = -\frac{dQ_t^*}{dP_{i,t}^*} \cdot \frac{P_{i,t}^*}{Q_t^*}$ (需要の価格弾力性にマイナス

をつけたもの), $MS_{i,t}^* = \frac{q_{i,t}^*}{Q_t^*}$ (市場シェア) 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, モデルの推定方法について述べる。⁷⁾

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。⁸⁾

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

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,

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

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

7) 紙幅の制約から, データ作成については割愛せざるをえない。詳細は姉崎・本間(2009)の3.1節を参照。

8) 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, $\tau_t = \text{各年度} - 1994$ として求める。

これらのコストシェア式を費用関数とともに同時推定することにより、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。

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

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、 $-1 \leq \rho_s \leq 5$ の制約を課す。具体的には、

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。

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

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。

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

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

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。

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

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

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（ $\varepsilon_{i,t}^Q / \hat{P}_{i,t}$ ）がないのに対し、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 $((\hat{C}_{i,t}/q_{i,t}) \cdot \sigma_{i,t}^0)$ 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⁾

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

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。

2.2.4 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 によって非線形同時推定する。GMM の推定は撓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撓乱項の移動平均を含める際、共分散行列の推定値が正値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 式を撓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。¹¹⁾ 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。¹²⁾

3 推定結果及び考察

3.1 損害保険産業の不完全競争モデルの推定結果

表 1 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。¹³⁾ 表 1

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、通常的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撓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) 系列相関については上述のようなやり方で考慮する。

12) ただし、一部の推測的変動係数パラメータ (ρ^*) については、 $\Phi(\rho^*)$ 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。また、使用する操作変数については、姉崎・本間 (2009) の表 3.1 を参照。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、個々の推定式ごとにそれに適した操作変数のセットを使用する。

表1 不完全競争モデルの推定結果

パラメータ	推定値	<i>t</i> 値	<i>p</i> 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)
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		—	
評価関数		.503216	
過剰識別制約の検定		181.158	
		[.998]	
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姉崎・本間 (2009) の表4.2を参照。
2) 表記の簡略化のために、小数点以下で始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}^*): 1983~1986年度の推測的変動係数パラメータ
 ρ_{8790} (ρ_{8790}^*): 1987~1990年度の推測的変動係数パラメータ
 ρ_{9195} (ρ_{9195}^*): 1991~1995年度の推測的変動係数パラメータ
 ρ_{9601} (ρ_{9601}^*): 1996~2001年度の推測的変動係数パラメータ
 ρ_{0205} (ρ_{0205}^*): 2002~2005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。
6) 過剰識別制約の検定の数値欄の下段かぎ括弧内は *p* 値である。

を見ると、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ないと判断される。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。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。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。¹⁴⁾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。

3.2 ラーナー指数の推定結果

表2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(1983~2005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I期(バブル期以前:1983~1986年度)、第II期(バブル期:1987~1990年度)、第III期(バブル期以後から保険業法改正・金融ビッグバン以前:1991~1995年度)、第IV期(保険業法改正・金融ビッグバン期:1996~2001年度)、第V期(業界再編・合併期:2002~2005年度)である。また、2.2.3で述べた(2.9)式の右辺のプライシング・エラーの部分($\epsilon_{i,t}^q/\hat{P}_{i,t}$)を評価するために、(2.9)式の左辺の推定結果 $((PY-MC)/PY)$ と $\epsilon_{i,t}^q/\hat{P}_{i,t}$ を除いた右辺(第1項)の推定結果 $-(1+C)\cdot E\cdot S$ 、及びプライシング・エラーそのもの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2を見ると、第III期及び第IV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。このため、以下では、これらの期については、ラーナー指数の定義式である $(PY-MC)/PY$ 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

13) 紙幅の制約のため、費用関数及び逆需要関数の個別グミー係数のパラメータ($a_i, a_{ir}, a_{irr}, b_i; i=1\sim 17$)の推定結果は省略してある。これらについては姉崎・本間(2009)の表4.2を参照。

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

表2 ラーナー指数の推定結果

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

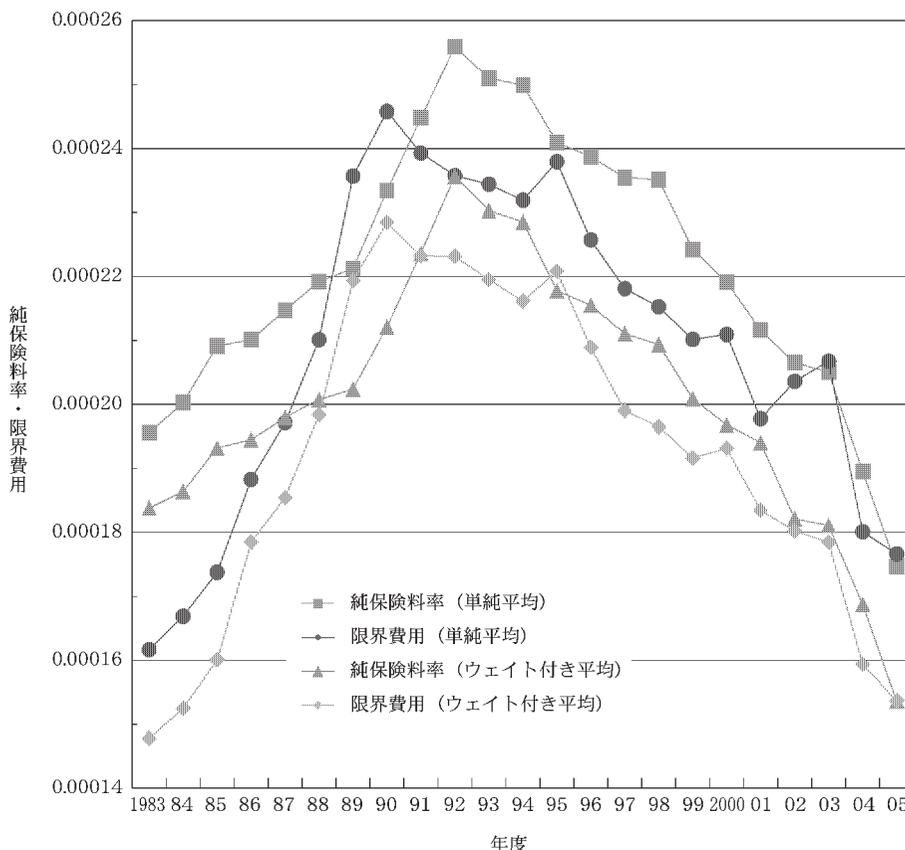
もに考察すると, 第IV期 (保険業法改正・金融ビッグバン期) において, MCが著しく低下したため, PYが低下しているにもかかわらず, (PY-MC)/PYは第I期に次ぐ大きな値 (単純平均: 0.0733, ウェイト付き平均: 0.0446) を示していることがわかる。平均的規模の企業と大手企業の両方について, 保険業法改正・金融ビッグバンの影響がコスト面で顕著に現れたことを示唆している。(PY-MC)/PYだけを見ると保険業法改正・金融ビッグバンは損害保険市場を非競争的にしたと誤解するおそれがあるが, 実際には, PYもMCもともに低下しており, その後 (第V期: 業界再編・合併期) 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IV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IV期以後の時期区分では下落している。特に, 第V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, $-(1+C) \cdot E \cdot S$ はゼロと有意差がないことから, 競争的な状態に至ったと判断される。

3.3 純保険料率・限界費用の推移とラーナー指数

図2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3はラーナー指数の推移を示したものである。表2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純保険料率及び限界費用ともに上昇し, 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, 純保険料率及び限界費用については, 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

図2 純保険料率と限界費用の推移

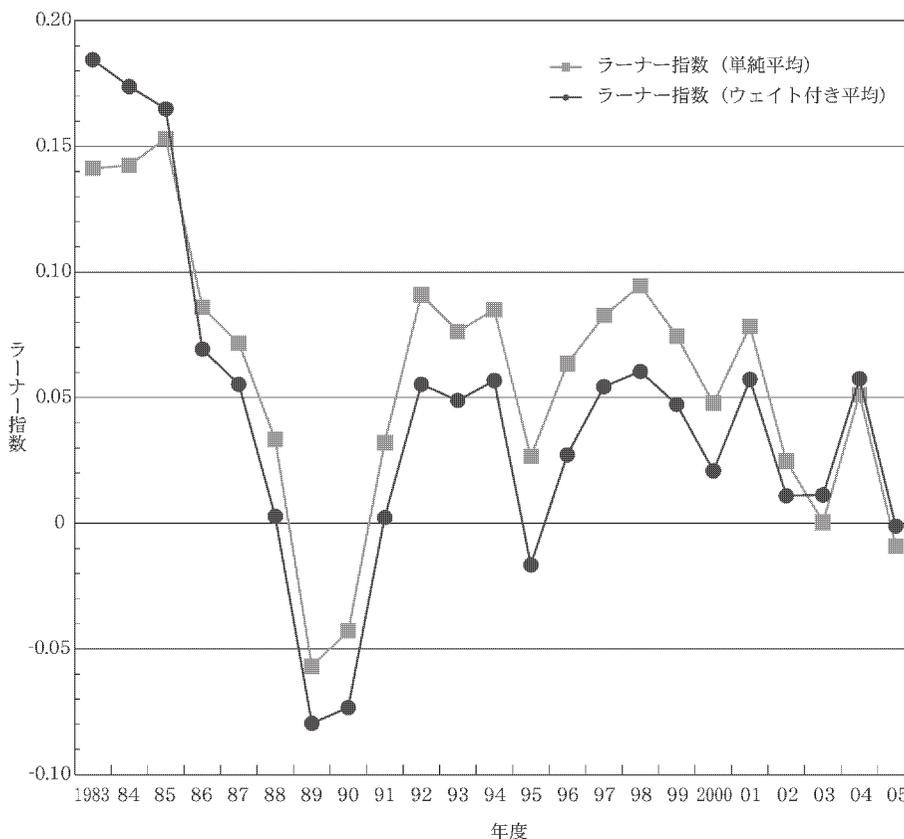


方がコスト面で有利であり、その有利さを相殺するほどには純保険料率は低くないために、大手企業は平均的規模の企業よりも大きな独占力を発揮している。この時期はバブル期前の比較的安定した時期であり、損害保険各社が顧客サービスの一環としての機械化、損害処理体制の整備、営業推進のための店舗・販売網の拡大強化といった設備投資を重点的に行い、その一方で、経費の節減・合理化に努めた時期である。

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ので、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、限界費用は緩やかに下降しているが、

図3 ラーナー指数の推移



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、競争的であるとはいえない。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った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。1998年度に予定されている保険料率自由化による競争激化に備え、損害保険各社は経常財費、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であると思われる。また、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下げができず、こうした費用の削減に重点を置かざるをえなかった事情もあると思われる。¹⁵⁾ 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おそれがあるが、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（1年遅れで）価格面で顕著に現れたことを示唆している。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きている。

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、ラーナー指数だけで競争状態を判断してきた従来の研究より厳密な意味で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。¹⁵⁾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。

3.4 費用効率性の推定結果

表3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2と同様に、分析対象期間（1983～2005年度）を5つに時期区分し、2.2.3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3を見ると、単純平均とウェイト付き平均ともに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

15) この間のより詳しい事情については、現在（聞き取り）調査中であるため、今後の課題としたい。

表3 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 (EF)	0.33032	0.39125	0.46370	0.54236	0.58399
	0.52297	0.57889	0.61624	0.67455	0.69715

- (注) 1) 費用効率性は2.2.3の(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。

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。前項の図2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、トータルの費用で見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V期(業界再編・合併期:2002～2005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。

3.5 個別ダミー係数と費用効率性の推移

図4と図5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図示したものである。

図4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年度を除いて一貫して増加している。¹⁷⁾ 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

16) 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うる)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。本論文についていえば、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条件をみたす場合を「より厳密な意味で競争的な状態」と判断した。これらの値は図2及び図3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、Klette(1999, Table I, p.459)では0.08～0.17, 同(Table II, p.465)(ただし、負値のものを除く)では0.028～0.081, Maudos and Guevara(2004, Table 1, p.2270)では0.144～0.168, 同(2007, Table 2, p.2113)(ただし、貸出についての15カ国平均)では0.091～0.382, Kim and Knittel(2006, Table V, p.462)では0.064～0.228, Guevara and Maudos(2007, Table 2, p.289)では0.18～0.25である)。また、「より厳密な意味で」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2と図3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いえない。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かも判断基準に加えるべきであると考えられる。

17) 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)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3)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)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。

図4 費用効率性の推移

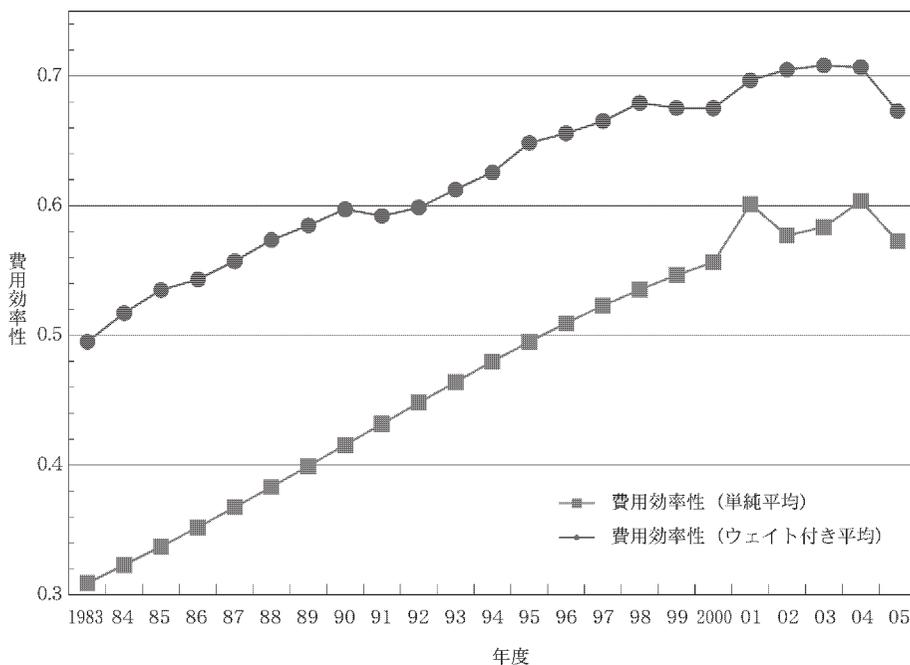
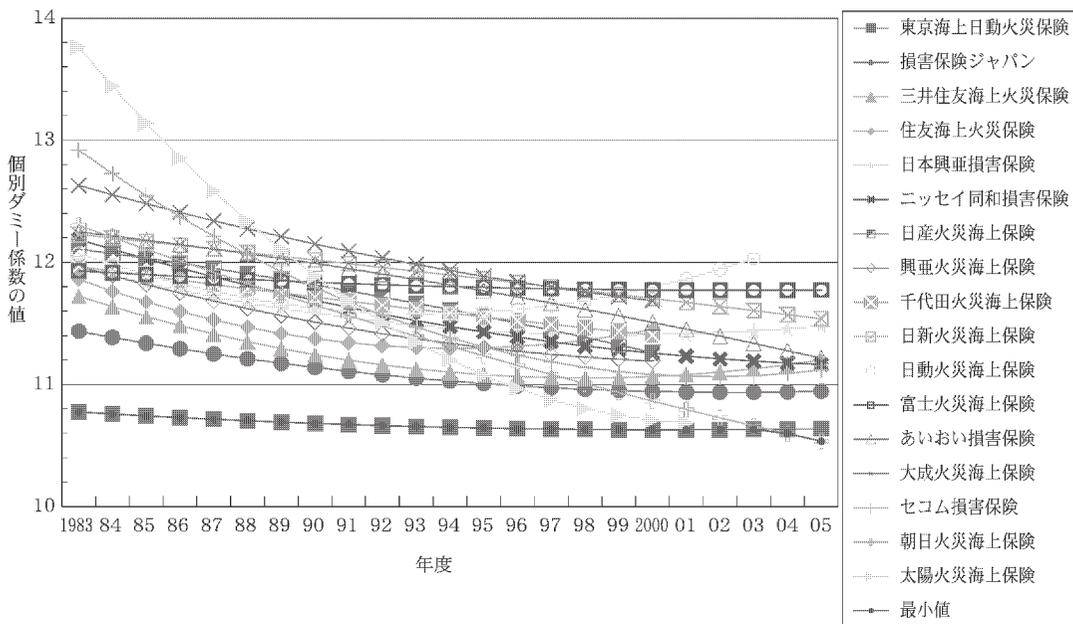


図5 個別ダミー係数の推移



昇している。図5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3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3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3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3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。

4 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（競争度及び費用効率性）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（1996～2001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（1983～1986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おそれがあるが、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、ラーナー指数だけで競争状態を判断してきた従来の研究より厳密な意味で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。

(金沢大学・富山大学)

投稿受付2008年12月8日、最終稿受理2009年12月11日

[参考文献]

- 姉崎正起子・本間哲志 (2009) 「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」 Working Paper No.240, Faculty of Economics, University of Toyama. (<http://jairo.nii.ac.jp/0053/00002429>) (http://utomir.lib.u-toyama.ac.jp/dspace/bitstream/10110/2765/1/240re3_Homma.pdf)
- 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。
- 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.
- 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.
- 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.
- 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, pp.635-673.
- 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.
- Davidson, R. and J. G. Mackinnon (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Guevara, J. F. D. and J. Maudos (2007) “Explanatory Factors of Market Power in the Banking System,” *Manchester School*, Vol.75, pp.275-296.
- Hancock, D. (1985) “The Financial Firm: Production with Monetary and Nonmonetary Goods,” *Journal of Political Economy*, Vol.93, pp.859-880.
- Hansen, L. P. (1982) “Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimation,” *Econometrica*, Vol.50, pp.1029-1054.
- Hansen, L. P. and K. J. Singleton (1982) “Generalized Instrumental Variables Estimation of Non-linear Rational Expectations Models,” *Econometrica*, Vol.50, pp.1269-1286.
- 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://jairo.nii.ac.jp/0053/00002428>) (http://utomir.lib.u-toyama.ac.jp/dspace/bitstream/10110/2764/4/229re4_Homma.pdf)
- 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.
- 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.
- Klette, T. J. (1999) “Market Power, Scale Economies and Productivity: Estimates from a Panel of Establishment Data,” *Journal of Industrial Economics*, Vol.47, pp.451-476.
- Maudos, J. and J. F. D. 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.
- Maudos, J. and J. F. D. Guevara (2007) “The Cost of Market Power in Banking: Social Welfare Loss vs. Cost Inefficiency,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.31, pp.2103-2125.
- 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.
- Schmidt, P. and R. C. Sickles (1984) “Production Frontiers and Panel Data,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.2, pp.367-374.
- 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.
- Tsutsui, Y. and A. Kamesaka (2005) “Degree of Competition in the Japanese Securities Industry,” *Journal of Economics and Business*, Vol.57, pp.360-374.
- Uchida, H. and Y. Tsutsui (2005) “Has Competition in the Japanese Banking Sector Improved?” *Journal of Banking and Finance*, Vol.29, pp.419-439.

《SUMMARY》

COMPETITION, EFFICIENCY, AND DEREGULATION
IN THE JAPANESE NON-LIFE INSURANCE INDUSTRY*By* MAKIKO ANEZAKI and TETSUSHI HOMMA

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.

(Kanazawa University and University of Toyama)