

ビッグバンは生損保市場を 競争的・効率的にしたか？

茶野 努

日時：2010年8月10日 於：JARIP

I . はじめに

2

- 1995年の保険業法改正
- 1998年の「金融システム改革法」
- 1998年の「損害保険料率算定団体に関する法律」(以下、「料団法」)改正＝価格カルテルの廃止
- → → → 規制緩和(「金融ビッグバン」)によって生損保市場における市場競争が促進され、両産業の効率性が向上したのか？

I . はじめに

- 主な先行業績
- 柳瀬・浅井・富村(2007):
- DEAによる生産関数→2000年以降は損保の生産性が低下
- Souma and Tsutsui(2005):
- 推測的変動による市場競争度の計測→1996年以降、生保の市場競争度が上昇
- 久保(2007):
- 確率的フロンティア生産関数の推計→生損保ともに生産性が改善

I . はじめに

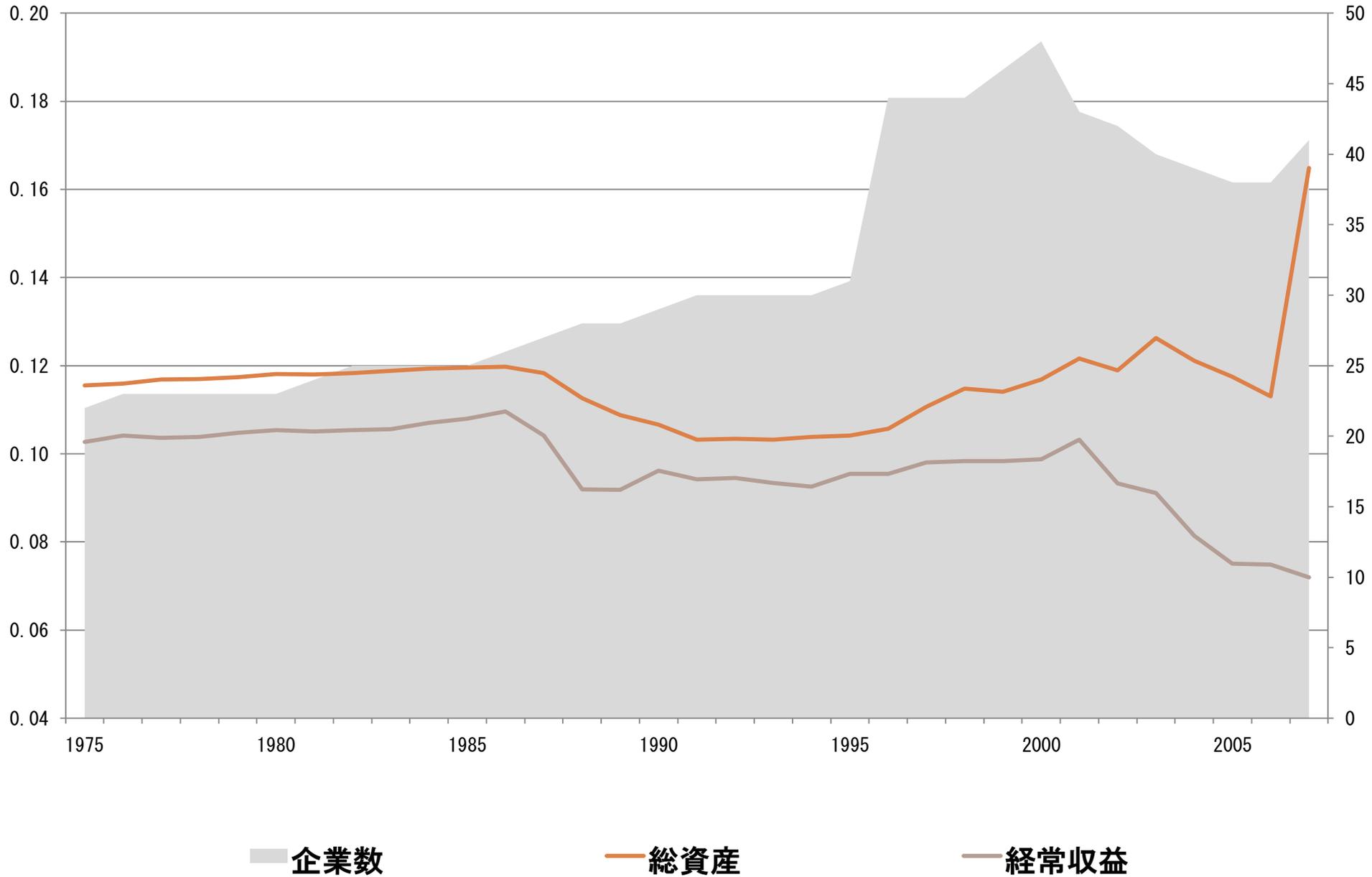
- **本分析の特徴**
- ①対象期間が1975年以降の30年超である
- ②Panzar and Rosse (1987) の H 統計量による市場競争度の推計
- ③DEAのMalmquist指数を用いた効率性変化の測定
- ④同一分析手法によりビッグバンの生損保への影響を比較考量した点

Ⅱ. 市場構造の変化

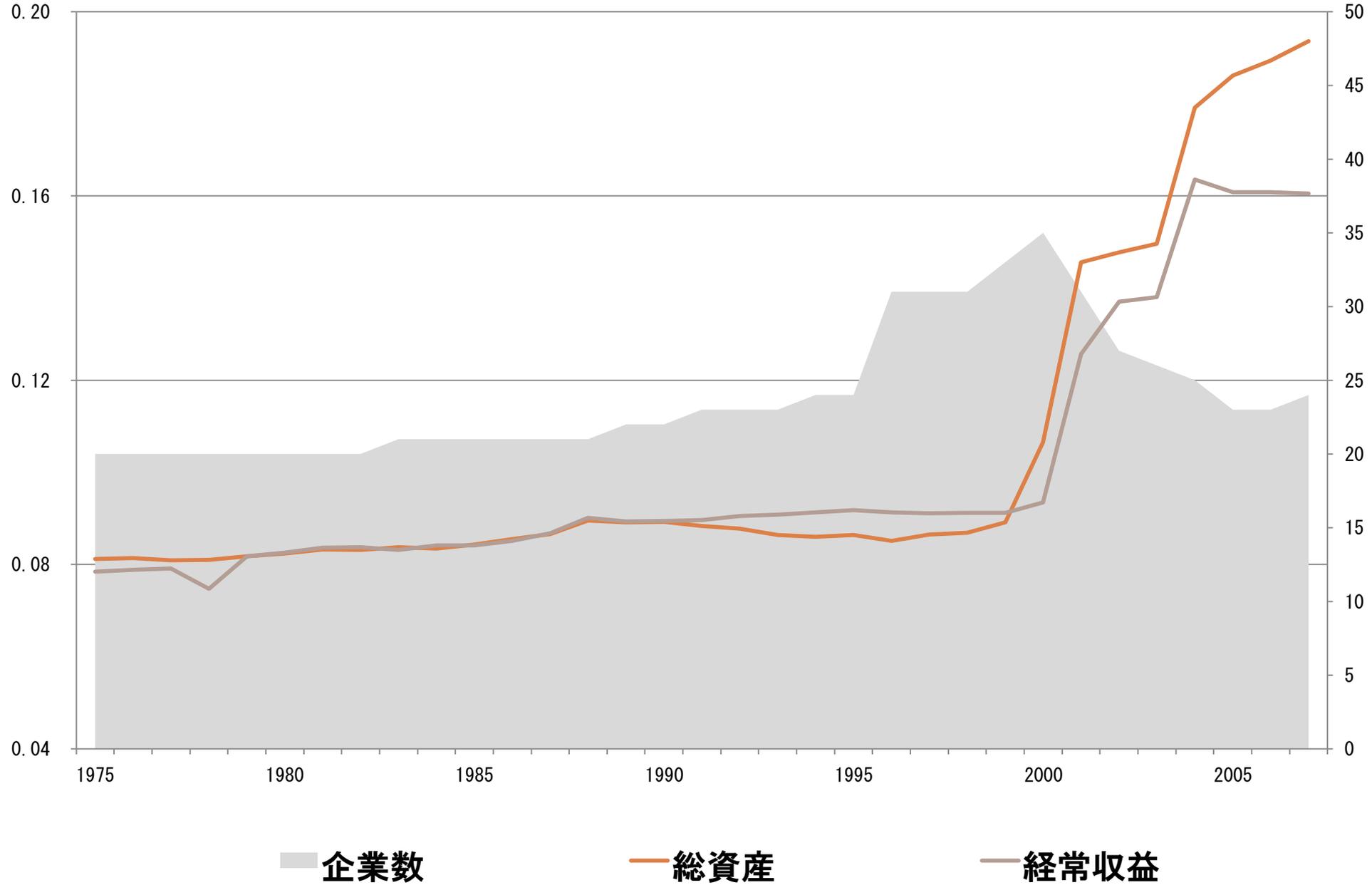
5

- **企業数変化(生損保共通の特徴)**
- **1975年以前:「20社体制」**
- **1975年以降:外資による緩やかな新規参入**
- **1995年の保険業法改正:子会社方式による生損保相互参入による大幅増**
- **2000年以降:合併による減少**

企業数およびHHIの推移(生命保険)



企業数およびHHIの推移(損害保険)



Ⅱ. 市場構造の変化

- **HHI指数(2000年以降の生損保で対照的)**
- ①損保は大幅に上昇。一方、②生保は変化なし、あるいは、わずかに低下。
- **市場構造・行動・成果(SCP)仮説:市場集中度が高いほど、市場成果が悪化**
- →HHIからは、①損保は競争状態が悪化。②生保は競争状態が変わらないか、緩やかに好転。
- **しかし、HHIは、市場構造の動的変化を把握できない**

Ⅱ. 市場構造の変化

- 「一定期間の順位やシェア変動といった市場の動的な性質も市場競争度を表す重要な指標となる」(公正取引委員会(2003))
- (1) **スピアマン順位相関係数**: 2時点間の順位の相関係数。値の範囲は $-1 \sim 1$ 。値が小さい = 順位変動・大きい。
- (2) **2時点シェア変動指数**: 2時点間のシェアの相関係数。値の範囲は $-1 \sim 1$ 。値が小さい = 順位変動・大きい。

Ⅱ. 市場構造の変化

- (3) **ケンドール順位一致係数**: 「 $\frac{\sum (\text{各年の合計値} - \text{全企業数の中央値})^2}{\sum (\text{完全一致の場合の合計値} - \text{全企業数の中央値})}$ 」。
値の範囲0～1。値が小さい＝シェア変動が大きい。
- (4) **多時点シェア変動指数**: 各企業の各期のシェアの差の二乗和を計算し、これを時点間数で割る。値は0以上。値が大きい＝シェア変動が大きい。

Ⅱ．市場構造の変化

11

□ 生保

		1975～1995	1996～2007	市場競争度
スピアマン順位 相関係数	総資産	0.945	0.819	上昇
	経常収益	0.937	0.823	上昇
二時点シェア変 動係数	総資産	0.988	0.968	上昇
	経常収益	0.983	0.943	上昇
ケンドール順位 一致係数	総資産	0.974	0.903	上昇
	経常収益	0.966	0.866	上昇
多時点シェア変 動係数	総資産	0.342	34.116	上昇
	経常収益	1.240	13.344	上昇

Ⅱ．市場構造の変化

12

□ 損保

		1975～1995	1996～2007	市場競争度
スピアマン順位 相関係数	総資産	0.949	0.980	低下
	経常収益	0.953	0.941	上昇
二時点シェア変 動係数	総資産	0.975	0.957	上昇
	経常収益	0.976	0.995	低下
ケンドール順位 一致係数	総資産	0.994	0.979	上昇
	経常収益	0.993	0.942	上昇
多時点シェア変 動係数	総資産	0.360	3.372	上昇
	経常収益	0.999	1.218	上昇

Ⅱ. 市場構造の変化

13

- **動的な市場構造(順位・シェア)変化**
- ①買収・合併の影響を除くため、現在の状況をもとに過去の市場構造を推定(バックワードでデータを修正)
- ②ビッグバン前: 生損保ともに順位・シェアが固定的
- ③ビッグバン後: 両者とも順位・シェアの変動が上昇
- →順位・シェアの変動の上昇は、市場競争の高まりを意味する? また、どれ程高まったのか?

Ⅲ. 市場競争度

14

- **Panzar and RosseのH 統計量**
- **誘導形収入関数Rの要素価格弾力性の総和**
($\psi = \sum_{k=1}^K \frac{w_k}{R} \frac{\partial R}{\partial w_k}$) に着目して競争度を検証
ただし、 w_k はk番目の要素価格を表す。
- $\psi \leq 0$ ・・・独占競争
- $\psi \leq 1$ ・・・チェンバレン競争
- $\psi = 1$ ・・・完全競争
- **チェンバレン競争の特徴：多数の売り手の存在、製品差別化、参入制限がない**

Ⅲ. 市場競争度

15

□ 生保:

$$\square \ln R = \alpha + \beta_1 \ln w + \beta_2 \ln r + \beta_3 \ln s + \gamma \text{ dummy}$$

$$\square \psi = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$$

□ R : 経常収益

□ w : 賃金率(=人件費/従業員数)

□ r : 資本コスト(=物件費/(不動産+動産))

□ s : 販売経費率(=販売経費/登録営業職員数)

□ ただし、代理店が主力販売チャネルの場合、 s は販売経費/登録代理店数。

□ ダミー変数(dummy): 営業職員を主力販売チャネルとする会社は0、代理店とする会社は1。

Ⅲ. 市場競争度

16

- 損保:
- $\ln R = \alpha + \beta_4 \ln w + \beta_5 \ln r + \beta_6 \ln a$
- $\psi = \beta_4 + \beta_5 + \beta_6$
- R 、 w 、 r は同じ
- a : 代理店手数料率 (= 代理店手数料 / 登録代理店数)
- 推定方法
- 1975年度から2007年度のプーリングデータを、1996年度を境に二期間にわけてパネル分析

表. H 統計量の推計結果

業種	生命保険		損害保険	
	1975-1995	1996-2007	1975-1995	1996-2007
定数項	8.743*** (0.194)	11.032*** (0.311)	11.131*** (0.618)	8.773*** (0.987)
対数賃金率	0.800*** (0.157)	0.951*** (0.143)	0.588** (0.302)	1.280*** (0.437)
対数資本コスト	-1.073*** (0.054)	-0.404*** (0.042)	-0.949*** (0.026)	-0.803*** (0.046)
対数販売経費率	0.703*** (0.114)	-0.113*** (0.036)		
対数代理店手数料率			0.473*** (0.086)	0.300*** (0.061)
ダミー変数	1.740*** (0.358)	-2.185*** (0.234)		
決定係数	0.644	0.565	0.594	0.550
サンプル数	514	492	447	320
ψ	0.430 (0.101)	0.434 (0.140)	0.112 (0.284)	0.777 (0.440)

注)括弧内の数値は標準誤差である。***は1%、**は5%の水準で有意であることを示す。

表. 基本統計量

(金額の単位は百万円)

生保	平均	標準偏差	最大値	最小値
経常収益	958,462	1,511,148	8,763,148	59
不動産+動産	189,137	396,312	2,278,555	1
自己資本	135,244	403,513	5,831,668	5
人件費	15,227	21,099	119,893	45
物件費	9,418	12,566	74,539	25
販売経費	44,266	76,830	455,438	134
内勤職員数	3,086	3,878	18,489	11
登録営業職員数	22,089	40,428	395,483	4

損保	平均	標準偏差	最大値	最小値
経常収益	479,086	568,131	4,095,443	363
不動産+動産	50,460	75,061	362,589	5
自己資本	87,904	146,879	952,618	5
人件費	30,548	36,758	195,820	96
物件費	21,248	29,471	193,136	17
代理店手数料	35,355	52,144	312,022	1
内勤職員数	3,564	3,653	16,757	17
登録代理店数	21,568	19,779	86,263	3

Ⅲ. 市場競争度

19

□ 生保の推計結果

- 両期間とも $0 < \psi < 1$ (チェンバレン競争)
- ビッグバン前後で ψ は 0.430、0.434 であり、市場競争度は変化なし。

□ 損保の推計結果

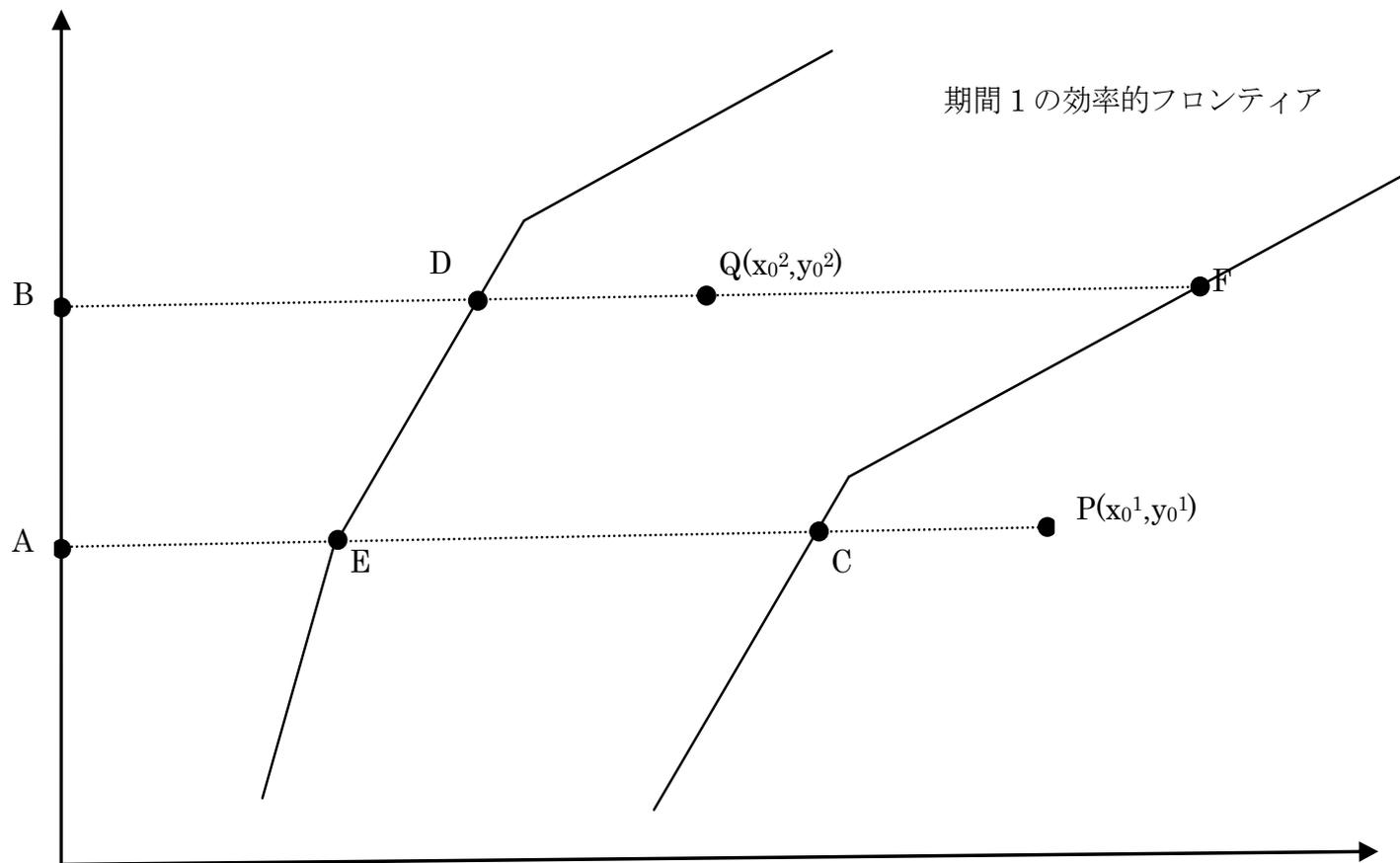
- 両期間とも $0 < \psi < 1$ (チェンバレン競争)
- ビッグバン前の ψ は 0.112 → ビッグバン後は 0.777 。市場競争度が上昇。
- 独占競争から完全競争に近い状態に。

IV. 効率性の変化

20

生産物

期間 2 の効率的フロンティア



期間 1 の効率的フロンティア

B

D

$Q(x_0^2, y_0^2)$

F

A

E

C

$P(x_0^1, y_0^1)$

生産要素

IV. 効率性の変化

21

- Malmquist指数(MI)
- =キャッチアップ効果×フロンティア・シフト効果
- キャッチアップ効果(λ):各企業の効率性の向上。

$$\lambda = \frac{BD}{BQ} \bigg/ \frac{AC}{AP}$$

- フロンティア・シフト効果(ϕ):二時点間の効率的フロンティアの変化。

$$\phi = \sqrt{\phi_1 \phi_2}$$

- ただし、 ϕ_1 、 ϕ_2 はそれぞれ、期間1、2における点P、点Qのフロンティア・シフト効果を表す。

$$\phi_1 = \frac{AC}{AE} \quad \phi_2 = \frac{BF}{BD}$$

IV. 効率性の変化

22

- MI による評価
- $MI > 1$ … 効率性が向上
- $MI = 1$ … 効率性に変化なし
- $MI < 1$ … 効率性が低下
- MIを保険業に適用した先行業績
- Fukuyama and Weber(2001)
- Cummins, Tennyson and Weiss(1999)
- Cummins and Xie(2008)
- 柳瀬・浅井・富村(2007)等

IV. 効率性の変化

23

- DEAによる生産関数の定式化
- 生産要素: 「不動産+動産」および自己資本の残高、職員数に以下を加える。
- 生保: 登録営業職員数(ただし、代理店が主力チャネルの会社は登録代理店数)
- 損保: 登録代理店数
- 生産物: 経常収益(本研究の他との違い)
- ← 損保は(1)既発生損害(\div 保険金支払額+損害調査費)、(2)運用資産の期首・期末平均残高
- ← 生保は「既発生 of 保険金支払額+責任準備金繰入額」。

① 生命保険

	1975～1995	1996～2007
キャッチアップ効果	1.005	1.653
フロンティア・シフト効果	1.683	1.426
Malmquist 指数	1.646	2.049
年換算MI(生保)	1.024	1.062

② 損害保険

	1975～1995	1996～2007
キャッチアップ効果	0.989	2.735
フロンティア・シフト効果	0.784	1.274
Malmquist 指数	0.762	3.353
年換算MI(損保)	0.987	1.106

IV. 効率性の変化

25

- **分析結果**
- **生保:ビッグバン前後ともに効率性は上昇**
- **しかし、ビッグバン後にはフロンティア・シフト効果の MI への影響は低下**
- **損保: ビッグバン前は効率性が低下していたが、ビッグバン後は大幅に上昇**
- **ビッグバン後の効率性の上昇はキャッチアップ効果が大きい**
- **ビッグバン後の効率性変化の違いは合併効果の相違か？**

IV. 効率性の変化

26

- **合併効果の検証**
- **損保：フロンティア・シフト効果にのみ有意な差がみられる(合併 > 非合併)**
- **生保：フロンティア・シフト効果、キャッチアップ効果いずれにも有意な差がみられない**
- **生保：さらに救済合併とそれ以外に分類した場合、フロンティア・シフト効果に有意な差がみられる(救済 < 非救済)**
- **→ 損保の合併は経営改善型、生保の合併は救済型が多く、これが効率性に影響！？**

IV. 効率性の変化

27

損害保険（合併と非合併企業）

	キャッチアップ効果		フロンティア・シフト効果		Malmquist 指数	
	合併	非合併	合併	非合併	合併	非合併
平均	1.927	3.094	1.630	1.116	2.733	3.635
分散	8.413	37.108	0.160	0.193	11.694	57.583
観測数	8	18	8	18	8	18
Z 値	0.661		2.931		0.417	
両側 P 値	0.508		0.003**		0.676	

注) **は5%の水準で有意であることを示す。

IV. 効率性の変化

28

生命保険（合併と非合併企業）

	キャッチアップ効果		フロンティア・シフト効果		Malmquist 指数	
	合併	非合併	合併	非合併	合併	非合併
平均	1.113	1.904	1.320	1.474	1.732	2.197
分散	0.700	14.000	0.361	0.791	4.831	19.324
観測数	13	28	13	28	13	28
Z 値	1.063		0.652		0.451	
両側 P 値	0.288		0.515		0.652	

IV. 効率性の変化

29

生命保険（「救済」合併とそれ以外）

	キャッチアップ効果		フロンティア・シフト効果		Malmquist 指数	
	救済	それ以外	救済	それ以外	救済	それ以外
平均	0.900	1.453	0.966	1.887	0.808	3.211
分散	0.255	1.418	0.056	0.334	0.147	9.794
観測数	8	5	8	5	8	5
Z 値	0.984		3.387		1.709	
両側 P 値	0.325		0.001**		0.087	

注) **は5%の水準で有意であることを示す。

IV. まとめ

- **ビッグバンの評価**
- **損保:ビッグバン前は非競争的で効率性が損なわれていた。規制緩和、とくに価格カルテル撤廃により競争が活発になり効率性が改善。**
- **この背景:主力商品である自動車保険へのダイレクト会社の新規参入→価格競争の激化→大手も巻き込んだ業界の再編→産業全体の効率性の向上**
- **この点で損保はビッグバンの効果を積極的に評価できる。**

IV. まとめ

31

- 一方、生保の場合、損保ほどにはビッグバンの前後で競争度、効率性が改善しておらず、ビッグバンの効果を評価しづらい面がある。
- 生保は、もともと暗黙的な価格カルテル
- 生保商品の長期性のため、損保商品(短期1年更新)に比べて価格競争が進みにくい
- バブル崩壊による財務的影響が損保よりも甚大であった(損保に比べ「後ろ向きの」再編)
- 生保は相互会社が多い(=コントロール権移転による経営チェック機能がない)ことが影響？

IV. まとめ

32

- **問題点**
- **なおも、生損保市場ともにチェンバレン均衡の状態。(市場価格が限界費用を上回るマークアップが存在し、死荷重が発生している可能性を否定できない。)**
- **保険市場には消費者の情報劣位により、製品差別化を通じた価格競争の緩和を行いやすい特質がある。**
- **では、今後何が必要か？そして、何に注意すべきか？**

IV. まとめ

33

- 検討課題
- ①価格競争を促進するための比較情報の提供
- 当局等が保険契約者の代理人として情報を生産。その際、保険給付のための純保険料と、手数料に相当する付加保険料に分けた開示と比較が重要。
- ②販売チャネルの競争促進
- 「専属的な」販売チャネルが多数を占めると、消費者側のバーゲニングパワーが低下。
- ③今般の損保の経営統合の是非
- さらなる寡占化は市場競争を阻害しないか？

確率的フロンティアモデルによる 効率性変化の追加検証

1. DEAの問題点

- DEAはすべての企業で形成される生産フロンティアを基準とするのではなく、優位集合と呼ばれる比較対象企業との「相対的な」効率性を計測する方法。
- 生産フロンティアの端っこにある企業は比較対象がないために効率性が一番高くなる。
- 一般的にパネルデータ分析では、合併があった場合には最終年の状況をもとに以前からすでに合併していたものとしてデータ処理をすることが多い。
- このため、パネルデータを使ってDEA分析を行った際は、規模の大きい企業同士の合併が多い損害保険の効率的が高く評価されてしまう可能性がある。

2. 確率的フロンティアモデル

36

- 生産フロンティア関数を特定化する(DEAはノンパラメトリック、確率的フロンティアモデルはパラメトリックな方法)
- 決定論的フロンティアモデルでは、生産物を Y_i 、生産要素を X_i 、生産関数を f 、誤差項を v_i とすると、
- $$\ln Y_i = f(X_i) + v_i$$
- を推計し、誤差項を非効率性とする。

2. 確率的フロンティアモデル

37

- 確率的フロンティアモデルでは、残差項を、効率性を表す指標と誤差項に分けて推計を行う。すなわち、生産関数を
- $$\ln Y_i = f(X_i) + v_i - u_i$$
- として推計する。
- u_i が効率性を表す指標となる。(Aigner, Lovell and Schmidt(1977))

2. 確率的フロンティアモデル

38

- Coelli, Rao and Battese(1998)は、これをパネルデータモデルに拡張。

$$\ln Y_{it} = f(X_{it}) + v_{it} - u_{it}$$

$$u_{it} = \{ \exp(-\eta(t - T)) \} u_i$$

- $\eta = 0$ のとき時間的不変モデル
- $\eta \neq 0$ のとき時間的可変モデル
- たとえば、 η が正のときには $\{ \exp(-\eta(t - T)) \}$
- は1より小さくないので $u_{it} \geq u_i$ となる。
- ($t = T$ のとき $\{ \exp(-\eta(t - T)) \}$ の値は1だから
- 最終期T期のi企業の非効率性は u_i である。)

2. 確率的フロンティアモデル

39

- 推計ではタイムトレンドも考慮し以下のように定式化

$$\begin{aligned} \ln(Y_{it}) = & \beta_0 + \beta_K \ln(K_{it}) + \beta_L \ln(L_{it}) + \beta_A \ln(A_{it}) \\ & + \beta_{KK} [\ln(K_{it})]^2 + \beta_{LL} [\ln(L_{it})]^2 + \beta_{AA} [\ln(A_{it})]^2 \\ & + \beta_{KL} \ln(K_{it}) \ln(L_{it}) + \beta_{LA} \ln(L_{it}) \ln(A_{it}) + \beta_{AK} \ln(A_{it}) \ln(K_{it}) \\ & + \beta_{Kt} \ln(K_{it}) t + \beta_{Lt} \ln(L_{it}) t + \beta_{At} \ln(A_{it}) t + \beta_t t + \beta_{tt} t^2 + (v_i - u_{it}) \end{aligned}$$

- 資本(K)に「不動産＋動産」、労働(L)に内勤職員数、エージェント(A)には、生命保険では登録営業職員数（ただし、代理店を主力販売チャネルとする会社は登録代理店数とし、その場合にはダミー変数をおく）、損害保険の場合は登録代理店数

3. 推計結果

- 生保では、時間的不変モデルが妥当性をもつので、時間経過とともに効率性は変化していない。
- ←DEA等による分析結果と整合的
- 一方、損保では、帰無仮説 $\eta = 0$ が5%水準で棄却され時間的可変モデルがあてはまる。
- しかも、 η の値であるから1975年度から2007年度までを通してみた場合には効率性はむしろ低下している。
- ←DEA等による分析結果とは異なる結果

3. 推計結果

41

生保

	時間的不変モデル		時間的可変モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
β_0	1.5490	3.5718	1.0278	2.3362
β_K	0.3411 **	0.0564	0.3361 **	0.0558
β_L	0.4956 **	0.1340	0.5284 **	0.1385
β_A	0.3179 **	0.0810	0.3099 **	0.0805
β_{KK}	0.4963 **	0.0051	0.0497 **	0.0051
β_{LL}	0.0035	0.0280	-0.0009	0.0287
β_{AA}	0.0404 **	0.0080	0.0388 **	0.0083
β_{KL}	-0.1400 **	0.0196	-0.1393 **	0.0198
β_{LA}	-0.0647 **	0.0190	-0.0592 **	0.0205
β_{AK}	0.0011	0.0100	0.0001	0.0102
β_{Kt}	-0.0061 **	0.0021	-0.0059 **	0.0021
β_{Lt}	-0.0022	0.0048	-0.0041	0.0053
β_{At}	-0.0030	0.0025	-0.0028	0.0025
β_t	0.1263 **	0.0105	0.1406 **	0.0214
β_{tt}	-0.0021 **	0.0002	-0.0021 **	0.0002
<i>dummy</i>	-1.1156 **	0.1955	-1.0985 **	0.1938
μ	2.7538	3.5790	2.6977	2.6845
η			-0.0052	0.0065
対数尤度	-497.5478		-497.2324	
Wald 検定	4701.07		3283.29	

損保

	時間的可変モデル	
	係数	標準誤差
β_0	1.0934 **	0.2283
β_K	0.2215 **	0.0661
β_L	0.8240 **	0.1356
β_A	-0.0254	0.0971
β_{KK}	-0.0272 *	0.0140
β_{LL}	0.0226	0.0499
β_{AA}	-0.0653 **	0.0080
β_{KL}	0.0441	0.0453
β_{LA}	-0.0300	0.0403
β_{AK}	0.0354 *	0.0188
β_{Kt}	-0.0066 **	0.0023
β_{Lt}	0.0153 **	0.0048
β_{At}	-0.0095 **	0.0034
β_t	0.0072	0.0100
β_{tt}	-0.0001	0.0003
μ	1.3447 **	0.3090
η	-0.0314 *	0.0089
対数尤度	-225.0061	
Wald 検定	970.88	

3. 推計結果

損保のビッグバン前後での効率性変化の比較

		1975～ 1995	1996～ 2007	1975～ 2007
DEA	平均値	0.987	1.110	0.999
	最大値	1.033	1.330	1.032
	最小値	0.859	0.876	0.947
確率的 frontier モデル	平均値	0.991	0.985	0.987
	最大値	1.003	1.001	1.003
	最小値	0.976	0.973	0.973