



CRR DISCUSSION PAPER SERIES J

Discussion Paper No. J-5
(CRR Working Paper Series J-16)

日本の保険会社における経営統合効果の計測

久保英也

2010年9月

Center for Risk Research
Faculty of Economics
SHIGA UNIVERSITY

1-1-1 BANBA, HIKONE,
SHIGA 522-8522, JAPAN

滋賀大学経済学部附属リスク研究センター
〒522-8522滋賀県彦根市馬場1-1-1

日本の保険会社における経営統合効果の計測

久保英也

■ アブストラクト

1990年代後半の規制緩和を受け、日本の保険業界においても新規参入と既存保険会社の再編成が加速した。その結果、大規模保険会社や実質的に生損保を兼営する保険グループが数多く誕生したが、本稿はこれらの経営統合の効果を明確に評価することを目的とする。

確率的フロンティア生産関数を用いて計測した経営統合効果は、次の3点である。①事業費の圧縮や販売チャンネルの多様化など保険会社の効率化と消費者利便の向上に貢献。②損害保険業界の経営統合は大規模統合が効率性を押し上げたのに対し、中規模統合は逆に効率性を押し下げ。③生損保兼営グループという観点からは、生命保険会社が主体となったグループの効率性が高い。損害保険会社主体のグループは個人年金の拡販で売上効率は上昇するものの、利益効率は逆に悪化。

効率性の改善はいまだ十分といえず、今後も日本の保険市場の成熟化を背景に今後も分野を超えた経営統合が見込まれる。

■ キーワード

確率的フロンティア生産関数、経営統合、効率性の要因分解

はじめに

2010年4月に、三井住友海上保険、ニッセイ同和、あいおい損害保険が経営統合し、日本最大級のMS&ADインシュアランスグループホールディングス株式会社（以下、MS&ADが誕生した。また、損保ジャパンも日本興亜損保と共同持株会社「NKSJホールディングス株式会社」（以下、NKSJと言う）、を設立し、大型の経営統合が一段と進んだ。①海外で成

長基盤を一気に確保するのが難しい、②リスク分散からも規模の利益が働きやすいという保険事業の特性から、成長性は高くはないものの国内市場での競争力確保という強い要請がある。ただ、大手損害保険会社を中心とした経営統合が効率化を促進したか否かは明確ではない。これを評価することは保険会社の今後の経営戦略、保険行政にとっても重要である。

本稿では確率的フロンティア生産関数を用い、経営統合の効果を計測する。2010年4月に統合されたMS&ADとNKSJは決算報告が未だないために対象外としたが、①大型の経営統合を繰り返した損害保険会社の効率性、②大手生命保険会社を含む15の生損保兼営グループの効率性、について時系列で計測する。

ここで、フロンティア生産関数を用いた主要な先行研究を見ておこう。まず、確率的フロンティア生産関数についての理論研究としては Battese, G.E, and T.Coelli [1988]と Greene. W [1993]が残差の中に含まれる効率部分を算出する理論を示している。また、Waldman,D [1982]は関数を計量的に推計する際の制約要因などを明示している。

フロンティア生産関数を用いた実証研究としては、分析対象を都市銀行とした原田喜美恵（2004）、地方銀行を対象とした藤野次雄（2004）、証券業界を対象とした松浦克己（1997）、信用金庫を対象とした播磨谷浩三（2004）などがある。また、一方、日本の生命保険業の個別企業の効率性を計測したものに茶野務（2002）が1991～1997年度の個別生命保険会社の効率性を計測している。久保（2006）も生産関数により、長期の効率性変化を計測している。一方、損害保険会社についても、1997～2005年度の生産性変化を見た柳瀬典由・浅井義裕・富村圭（2007）や保険料率自由化など規制緩和効果を測定した久保（2007）などが存在する。また久保（2008）は2005年度までの保険グループの効率性を計測している。

本稿は、久保（2009）①、②の分析をさらに進め、経営統合の効果とその効果を招来した要因分析を一段と進めたものである。

第1節 損害保険会社の経営統合による効率性の変化

日本の損害保険業界で起こった大規模な経営統合は保険会社の効率性に大きな影響を与えたと考えられる。M&Aによる工場設備・休眠不動産の圧縮、システム統合などは一般企業において、総資産利益率や株主資本利益率などより評価される。ただ、保険会社の場合、資産の大半が将来の保険金の支払いに向けた投資資産である。また、保険種類により責任準備金の積上がり方や保険会社が引受けるリスク度が異なるため、上記の指標による評価も妥当性を欠く。さらに、保険会社は一般企業以上に公共性が高く健全性が重視されることから、低レバレッジによるROEの低い保険会社が低効率とも言いにくい。

そこで改めてM&Aや経営統合による効果を測定する手法を見ると、①株価を用いたイベントスタディー、②財務データを用いたパフォーマンス分析、③フロンティア関数の推計、などが挙げられる。フロンティア関数は生産関数と費用関数に大別され、推計方法は線形計画法によるDEA(Data Envelopment Analysis)とパラメトリックな方法に分類される。また、後者は決定論関数と確率的関数に区分される。本稿では、保険会社の特質を勘案し、また各社別にかつ時間ごとに効率性の変化を把握したいため、効率性を絶対値で評価できるパラメトリックな確率的関数、すなわち「確率的フロンティア生産関数」を用いることとする〔注1〕。

確率的フロンティア生産関数のベースとなる生産関数は、企業（保険会社）が生産活動を行う過程で、投入する資本、技術、人材、原材料などと生産物（売上、付加価値、利益など）との関係を単純化したものである。一般には以下のような関数として表わされる。

産出 = f （投入物 a ＜たとえば資本＞、投入物 b ＜同労働＞、投入物 c ＜同諸経費＞、…）

ただし、競争社会では多くの企業は非効率性を有しているため、最も効率的な企業の生産関数を F とすると、それ以外の企業の生産関数は、

産出物 = F（投入物 a、投入物 b、…） + 非効率性 u

と考えられる。また、当然、関数やデータには誤差が含まれるため、

産出物 = F（投入物 a、投入物 b、…） + 非効率性 u + 誤差項 v

と表すことができる。なお、この関数 F には任意の関数を持ち込むことができる。また、非効率性部分には半正規分布の仮定を、誤差項には正規分布の仮定をそれぞれ置く。そして、非効率性を表すパラメータを最尤法により推計する。詳しいアルゴリズムは以下の通りである。

確率的フロンティアモデルを $y_i = x_i\beta + v_i - u_i$, ($i=1,2,\dots,n$) と表す。ただし、v の分布として正規分布、u の分布として半正規分布、

$v \rightarrow N(0, \sigma_v^2), u \rightarrow N_+(0, \sigma_u^2)$ を考える。このとき y_i の確率密度関数は、

$$f(y_i) = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - x_i\beta}{\sigma}\right) \Phi\left(-\frac{\lambda(y_i - x_i\beta)}{\sigma}\right) \quad (1)$$

$$\text{となる。この時、} \sigma = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}, \quad \lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v} \quad (2)$$

また、 ϕ は、標準正規分布の密度関数、 Φ は、標準正規分布の累積分布関数を表す。

今、 $\varepsilon_i = y_i - x_i\beta$ とおけば、(1) は、

$$f(y_i) = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right) \Phi\left(-\frac{\lambda \varepsilon_i}{\sigma}\right) \quad \text{と表される。}$$

この対数を求めると、

$$\text{Log}f(y_i) = \text{Log}2 - \text{Log}\sigma + \text{Log}\phi\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right) + \text{Log}\left(-\frac{\lambda \varepsilon_i}{\sigma}\right) \quad \text{となる。}$$

したがって、対数尤度関数は、

$$\text{Log}f(y) = \sum_{i=1}^n \left[\text{Log}2 - \log\sigma + \text{Log}\phi\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right) + \text{Log}\Phi\left(-\frac{\lambda \varepsilon_i}{\sigma}\right) \right] \quad \text{となる。}$$

よって、パラメーター β, σ, λ を最尤法により求めればよい。これにより σ_v^2, σ_u^2 も求まる。第 i 主体の効率性は、Battese and Coelli(1988, Journal of Econometrics)が、次のとおり提案している。

$$TE = E\left(\exp(-u_i) \mid v_i - u_i\right) = \frac{1 - \Phi\left(\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\lambda_{*i}}{\sigma_*}\right)} \exp\left(-\mu_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right)$$

$$\text{ここで、} \lambda_{*i} = -\frac{\varepsilon_i \sigma_u^2}{\sigma^2}, \quad \sigma_*^2 = \frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma^2}$$

したがって、パラメーターの最尤推定量を $\hat{\beta}, \hat{\sigma}, \hat{\lambda}$ とすれば、

$$\hat{TE}_i = \frac{1 - \Phi\left(\frac{\hat{\mu}_{*i}}{\hat{\sigma}_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\hat{\lambda}_{*i}}{\hat{\sigma}_*}\right)} \exp\left(-\hat{\mu}_{*i} + \frac{1}{2}\hat{\sigma}_*^2\right) \quad \text{ただし、} \quad \hat{\lambda}_{*i} = -\frac{\varepsilon_i \hat{\sigma}_u^2}{\hat{\sigma}^2} \quad \hat{\sigma}_*^2 = \frac{\hat{\sigma}_u^2 \hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}^2} \quad \varepsilon_i = y_i - x_i \hat{\beta}$$

である。

フロンティア生産関数が導出する生産性は、資本と労働などの投入物を投入した時にもっとも効率的に生産物を算出する最適生産性のラインから、各企業の効率性がどの程度乖離しているかを表すもので、数値が高いほど効率性が高いことを示す（もっとも効率的な保険会社＝1）。

生産関数の被説明変数にあたる生産物として、ここでは、①一般事業会社の売上高に相当する元受収入保険料、②損益計算書上の経常利益から臨時損益であるキャピタル損益を控除し、異常危険準備金の増減を反映した「基礎利益」、③基礎利益に減価償却額を加えた「キャッシュフロー」、の3つを取上げた〔注2〕。基礎利益は1年間の保険会社の本業の収益力を示す指標の一つで、一般会社の営業利益や銀行の業務純益に近い概念である。また、保険会社のいわゆる3利源益（死差益、事故率益+費差益、利差益）に近い。計算式は、基礎利益＝「基礎収益」－「基礎費用」、基礎収益＝経常収益－有価証券売却益－為替差損－金融派生商品益－危険準備

金取崩額、基礎費用＝経常費用－有価証券売却損－有価証券評価損－貸付償却－貸倒引当金繰入額－為替差損－金融派生商品費用。基礎利益は、生命保険会社が2000年度以降分について公開、損害保険会社はまったく非公表であるため、今回は、筆者が独自に長期系列を作成した。

一方、生産関数の説明変数である資本と労働は次の通り定義する。資本ストックは、各社の決算ディスクローズ資料にある減価償却費明細表の当期末残高とした。同明細表を掲載しない一部の保険会社については、決算ディスクローズ資料にある事業費明細表の減価償却額を業界平均の償却率で割り戻した数値を採用している。

また、労働投入量は、営業人件費と内務人件費との合計額とし、営業人件費は代理店手数料、保険仲立人手数料、そして募集費（直販）の合計額である。内務職員人件費は事業費内訳表の人件費とした。なお、データの出所は、インシュアランス損害保険統計号、同生命保険統計号そして各社の決算資料である。対象は同誌が掲載する全ての会社である。

まず、損保業界における6つの経営統合の事例を検証する（久保2009②の再整理）。具体的には、2007年度までに大規模な経営統合を行った、①東京海上、日動火災（略称で表示する、以下同じ）、②三井海上、住友海上、三井ライフ損害、③安田火災、日産火災、大成火災、④日本火災、興亜火災、太陽火災、⑤大東京火災、千代田火災、⑥同和火災、ニッセイ損害、の6グループである。また、参考として、生命保険業界の明治生命と安田生命の統合効果（別のフロンティアで算出したため、直接比較できないが、統合前後の効率性変化は参考になる）を計測した。

なお、推計は保険会社、保険グループのデータを時系列に揃えたパネルデータとしたため、フロンティア生産関数が示す効率性には、各年度の「市場環境の差」が含まれる。統合以後の会社と統合以前の各社の効率性を連続的に比較するには、この市場環境の差を調整する必要がある。調整は、各業界計の効率性を求め、同値の1991年度から2007年度まで（生保業界は

2006年度まで)の平均値を基準としたデフレーターを作成し、各社の効率性をこのデフレーターで除すことにより市場環境の影響を除去した。

生損保別に計測したフロンティア生産関数のパラメータは表1上段に掲載した。なお、生産物は「キャッシュフロー」(基礎利益+減価償却額)であり、標本数は損害保険会社が1991年度から2007年度の316サンプル、生命保険会社が1991年度から2006年度の454サンプルである。各パラメータのt値も高く推計精度は安定している。表1下段は、これら7つの経営統合について、統合前と統合後のキャッシュフローの効率性を1991度から2007年までの各期間の平均値で示したものである。

まず、損害保険業界を1つのフロンティアと考え経営統合効果を計算する。損保①～③と表示した大規模会社による経営統合は、明確に効率性が向上している一方、損保④～⑥に見る中堅もしくは小規模会社の経営統合はむしろ効率性が低下していることが見て取れる。たとえば、損保①グループは、統合前の各社の効率性が0.5733と0.7034であったものが、統合後には0.9277に大きく上昇している。逆に損保④は、統合後の効率性が統合前の3社各社の効率より低下している。損保業界全体では、6つの事例の単純平均が0.4184から0.5253に上昇していることから、損保④は経営統合の効果が十分出ていないことになる。経営統合の組合せにより統合効果に大きな差が出る、すなわち中堅、中小会社による経営統合は効果が低いという結果は、原田(2004)の都市銀行を対象とした分析と同じ結果である。

別のフロンティアで計算した生保①も大規模会社による経営統合であるが、効率性は概ね上昇している。このことから経営統合は規模の経済効果が見込めることを示しており、大規模統合の有効性が見て取れる。

表1 日本の損害保険、生命保険各業界のパラメータと統合効果

生産物(被説明変数): キャッシュフロー				
		パラメータ	t値	標準誤差
損害保険 業界	資本	0.22322	6.98910	0.03194
	労働	0.57034	13.51020	0.04222
	定数項	1.89598	6.57918	0.28818
	σ	0.68247	22.32460	0.03057
	λ	2.89193	5.80870	0.03057
	歪度	-1.27172		
	標本数、LI	316, -423.170		
生命保険 業界	資本	0.39797	9.35387	0.04255
	労働	0.71180	11.78980	0.06037
	定数項	-0.33985	-0.85094	0.39938
	σ	0.65430	26.12220	0.02505
	λ	1.90223	7.96381	0.23886
	歪度	-1.06837		
	標本数、LI	454, -672.110		

グループ	経営統合前企業1	経営統合前企業2	経営統合前企業3	経営統合後企業
損保①	0.5733	0.7034		0.9277
損保②	0.4576	0.6562	0.0531	0.6535
損保③	0.4951	0.4092	0.3011	0.5046
損保④	0.4835	0.3841	0.3304	0.2690
損保⑤	0.6625	0.3042		0.5203
損保⑥	0.4514	0.0100		0.2766
上記の単純合計	0.4184			0.5253
生保①	0.5163	0.6673		0.6345

(注1) 推計期間は、損保業界1991～2007。生保業界1991～2006。LIは、Log likelihoodの略。

(注2) 効率は、キャッシュフローを対象とし、数値は年度の業績変動をデフレーターで除去した実績値。

第2節 生損保兼営グループの効率性の計測

前節では業界ごとに効率性を算出したが、少し視点を広げると世界の保険会社は国という地域や生損保という業界の壁を取り払い、国際化、事業のボーダーレス化の中で競争を展開している。日本の生損保も、ミレアグループの全収入保険料に占める生命保険料の割合は4割（2006年度）を超え、表2が示す通り保険子会社までを含めると日本の大規模保険会社は既に生損保兼営が普通となっている。

ここでの「保険グループ」の定義は2006年度において、過去16年間（1991～2006年度）の間に少なくとも一度は生命保険会社と損害保険会社を有した集団（たとえば、保険子会社を1年でも有したことがある保険会社、その後保険子会社を売却したとしても保険グループとして認識する）とする。

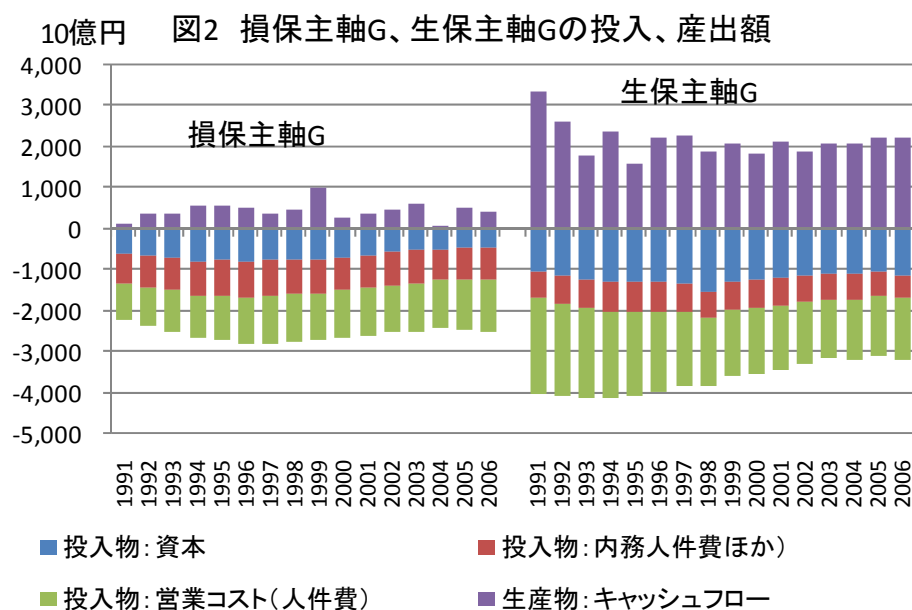
表2 分析対象とした15の保険グループ

グループ名	構成主要企業	保険子会社など
①日本生命保険G	日本生命保険 同和火災海上保険～2001/4 ニッセイ同和損害保険2001/4～	ニッセイ損害保険～2001/4 同和生命保険～2001/4
②ミレア(東京海上日動火災保険)	東京海上火災保険～<2004/10> 日動火災海上保険～2004/10	東京海上日動あんしん生命保険2003/10～ 東京海上あんしん生命保険～2003/10 日動生命保険～2003/10 東京海上日動ファイナンシャル生命保険1996/8～
③第一生命保険 G		第一ライフ損害保険～2002/4
④住友生命保険 G		スミセイ損害保険1996～
⑤明治安田生命保険G	明治生命保険～2004/1 安田生命保険～2004/1 安田ライフダイレクト損害保険～2004/4	明治安田損害保険2004/11～ 明治ライフ損害保険2004/11 安田ライフ損害保険～2005/4
⑥三井住友海上火災保険G	三井海上火災保険～2001/10 住友海上火災保険～2001/10 三井ライフ損害保険～2003/11 三井ダイレクト損害保険1999/6～	三井住友海上きらめき生命保険～2001/10 三井みらい生命保険～2001/5 住友海上ゆうゆう生命保険～2001/5 三井住友海上シティインシュアランス生命保険2002/9～
⑦AIGグループ	AIGエジソン生命1998/2～2006/5 AIGスター生命2001/4～ アリコジャパン 東邦生命～1998/2 千代田生命～2001/4 ジェイアイ傷害火災保険株式会社1989/7～	
⑧損保ジャパンG	安田海上火災保険～2002/7 日産火災海上保険～2002/7 大成火災海上保険～2002/12 損保ジャパンDIY生命保険～1999/4 第一ライフ損害保険～2002/4 損保ジャパンファイナンシャルギャランティー(SJFG)2005/7～	損保ジャパンひまわり生命保険2002/7～ INAひまわり保険1997/1～2002/7 INA生命保険1981/7～1997/1
⑨あいおい損害保険G	大東京火災海上保険～2001/4 千代田火災海上保険～2001/4	あいおい生命保険2001/4 大東京しあわせ生命保険～2001/4 千代田火災エビス生命保険～2001/4
⑩富国生命保険G	富国生命保険 共栄火災海上保険2006/11～(包括提携)	共栄火災しんらい生命保険～2008/2
⑪日本興亜損害保険G	日本火災海上保険～2001/4 興亜火災海上保険2001/4 太陽火災海上保険2002/4 そんぽ24 2004/4	日本興亜生命保険2001/4 日本火災パートナー生命保険～2001/4 興亜火災まごころ生命保険～2001/4
⑫三井生命保険 G	三井生命生命保険株式会社 2004/4組織変更	三井ライフ損害保険～2003/11
⑬アクサジャパンホールディング	アクサ生命保険株式会社1994/7～ 日本団体生命～2001/3 アクサ損害保険株式会社(ダイレクト)1999/7～ ウィンタートウル・スイス生命～2007/6 クレディスイス生命～2006/4	
⑭ソニーファイナンシャル ホールディングス	ソニー生命保険1991/4～ ソニー損害保険1998/6～	共に、ソニーファイナンシャルホールディングスの 100%子会社
⑮富士火災海上保険株式会社G	富士火災海上保険株式会社	富士生命保険株式会社1996～

(注1) 構成主要企業と保険子会社は1991～2006年度の期間に存在した保険会社。その期間は統合という事象にかかわらず
同一グループに属していたと仮定しグループの効率性を計算。

(注2) 配列は2006年度収入保険料を基準に行い、推計期間は1991～2006年度。名称横の期間はその間における存在期間を表し、
期間の明示のない企業はその期間中すべて存在していたことを示す。

そして、同期間にグループを構成したと定義された保険会社群は、1991年度時点から1つの保険グループであったと仮定し、グループとしての効率性を時系列で計測する。また、グループはその中核を生命保険会社が担う場合には生保主軸グループ（生保主軸Gと記載）、それが損害保険会社である場合損保主軸グループ（損保主軸Gと記載）と呼ぶ。まず、損保主軸Gと生保主軸Gについて1991年度から2006年度における投入量と産出額の変化を図2に示した。投入額は資本、営業人件費、内務人件費などであり、産出額は基礎利益に減価償却額を加えたキャッシュフローとした。グラフの左手が損保主軸Gの合計値、右側が生保主軸Gの合計値である。また、X軸より上が産出額、下が投入額を表す。



産出の規模は生保主軸Gが約2兆円規模と大きく、損保主軸Gは5,000億円程度にすぎない。投入額は、損保主軸Gが料理油の自由化が決まった1997年度をピークに圧縮していったのに対し、生保主軸Gは逆ザヤなど厳しい経営環境に対処し始めた1993年度以降、急速に圧縮している。その水準は損保主軸Gで約3,500億円、生保主軸Gで約1兆円である。産出、投入額の大

きさからみて、生保主軸Gの効率性が高いことは想像に難くない。また、時系列でみてもその関係はあまり変わっていない。

要素別にみると、投入額のうち営業人件費が生保Gで低下傾向にあるのに対し、損保Gでは増加傾向にある。また、資本については、損保主軸Gでは明確に圧縮されているのに対し、生保主軸Gではその圧縮幅は小さい。損保主軸Gの経営統合効果が最も顕著に出たのがこの資本の部分であろう。

さて、15グループの効率性を計測してみよう。グループを構成する個々の保険会社のデータを積み上げ、1991年度～2006年度のグループデータを作成する。そして、各グループについてこの年次データを時系列に束ねたパネルデータを作成する。使用する関数は、

- ① コブ・ダグラス型 $\text{Log} Y_{it} = \text{Log} A_{it} + \alpha \text{Log} K_{it} + \beta \text{Log} L_{it}$ に加え
- ② 制約の少ないトランスログ型についても推計した。

$$\text{Log} Y_{it} = \text{Log} A_{it} + \alpha_1 \text{Log} K_{it} + \beta_1 \text{Log} L_{it} + \alpha_2 \text{Log} K_{it} \times \text{Log} K_{it} + \beta_2 \text{Log} L_{it} \times \text{Log} L_{it} + \gamma \text{Log} K_{it} \times \text{Log} L_{it}$$

なお、Aは定数、Kは資本投入量、Lは労働投入量を示し、添え字のiは個別の保険グループを、tは時間（年度）を表す。保険グループを構成する1保険会社の1年分の標本の作成には各社の財務諸表から55のデータの抽出・計算が必要となる。

各標本数は生産物により異なるものの200～240と十分な数を確保し、Waldmanの生産関数の制約要因である「歪度は負」の条件も満たしている。コブ・ダグラス型により推計した各生産物のパラメータはt値も高く（いずれも1%有意）、資本・労働のパラメータも妥当な数値となっている。

一方、トランスログ型については、売上効率を表す収入保険料を被説明変数とした関数は安定した推計になったものの、利益効率を表す基礎利益を被説明変数にした推計は資本・労働の2次項や交差項において低いt値のパラメータが見られ、やや安定感に欠ける。推計結果は表3に示した。

表3 生損兼営Gにおけるフロンティア生産関数のパラメータ

コブ・ダグラス	キャッシュフロー			基礎利益		
	パラメータ	t値	標準誤差	パラメータ	t値	標準誤差
資本	0.544505	7.05492	0.077181	0.476673	5.91063	0.080647
労働	0.381455	3.82393	0.099735	0.43221	4.1962	0.103
定数項	1.67168	1.93434	0.864211	1.81232	1.82885	0.990958
σ	0.654043	19.7008	0.033199	0.597387	28.3138	0.021099
λ	6.82681	2.96114	2.30547	8.36319	2.27479	3.67647
歪度	-1.28996			-1.45493		
標本数、LI	204, -255.5631			219, -290.087		
コブ・ダグラス	収入保険料			収入保険料(労働は営業コストのみ)		
	パラメータ	t値	標準誤差	パラメータ	t値	標準誤差
資本	0.188051	10.5629	0.017803	0.198703	8.97377	0.022143
労働	0.717533	26.5027	0.027074	0.722612	19.9661	0.036192
定数項	3.7055	11.2652	0.328933	3.74606	12.756	0.29367
σ	1.42208	13.6696	0.104033	1.67322	12.1562	0.137643
λ	10.644	2.92323	3.64117	8.82906	2.72007	3.2459
歪度	-0.28032			-0.23213		
標本数、LI	240, -106.127			240, -70.6572		
トランスログ	収入保険料			基礎利益		
	パラメータ	t値	標準誤差	パラメータ	t値	標準誤差
資本	0.43439	6.19453	0.07012	0.60679	3.10052	0.19570
労働	0.42630	4.58079	0.09306	0.36354	1.80272	0.20166
定数項	0.20201	16.69240	0.01210	0.46554	11.16510	0.04170
資本2次項	0.517354	4.20851	0.12293	0.56201	1.40279	0.40064
労働2次項	0.52959	2.10526	0.25156	0.853769	1.15462	0.73944
交差項	-1.07138	-3.95531	0.27087	-1.31497	-1.31287	1.00160
σ	3.43000	14.43310	0.23765	1.42063	28.15030	0.05047
λ	18.07040	2.00608	9.00783	6.51469	2.91277	2.23656
歪度	-0.27454			-2.08312		
標本数、LI	240, -111.613			219, -105.565		

(注) 推計期間:1991～2006。LIは、Log likelihoodの略。

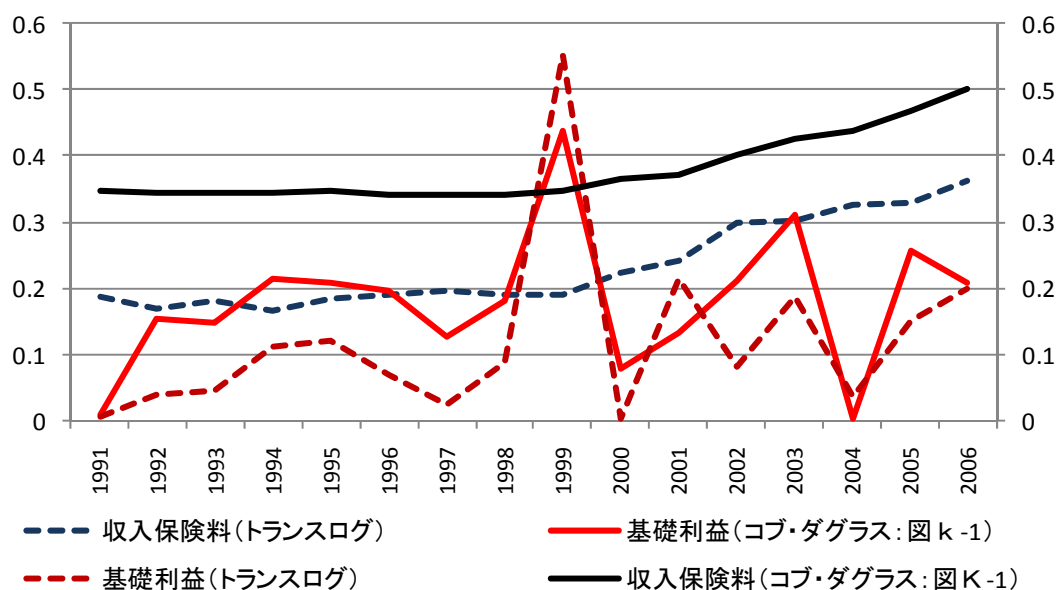
15の保険グループのうち、経営統合を大胆に進めた損害保険会社を中心とした6つの損保主軸グループについて、2つの関数による推計格差がどのように発生するのかを示したのが図2である。

実線で示した6グループ合計の効率性はコブ・ダグラス型関数がトランスログ型により高めに出るものの、その形状類似している。被説明変数を収入保険料（売上の効率性）とした場合でも基礎利益（利益の効率性）にした場合でも同じである。

この図から損保主軸グループの利益効率は年度ごとに大きな変動があるものの、横ばいの状況にある。一方、2000年度以降、売上の効率性の上

昇幅は0.15ポイントと大きく、同効率が経営統合後大きく上昇している。
つまり、利益の効率性と売上の効率性との乖離という状況が発生している。

図2 推計手法の差による効率性格差(損保主軸グループ)

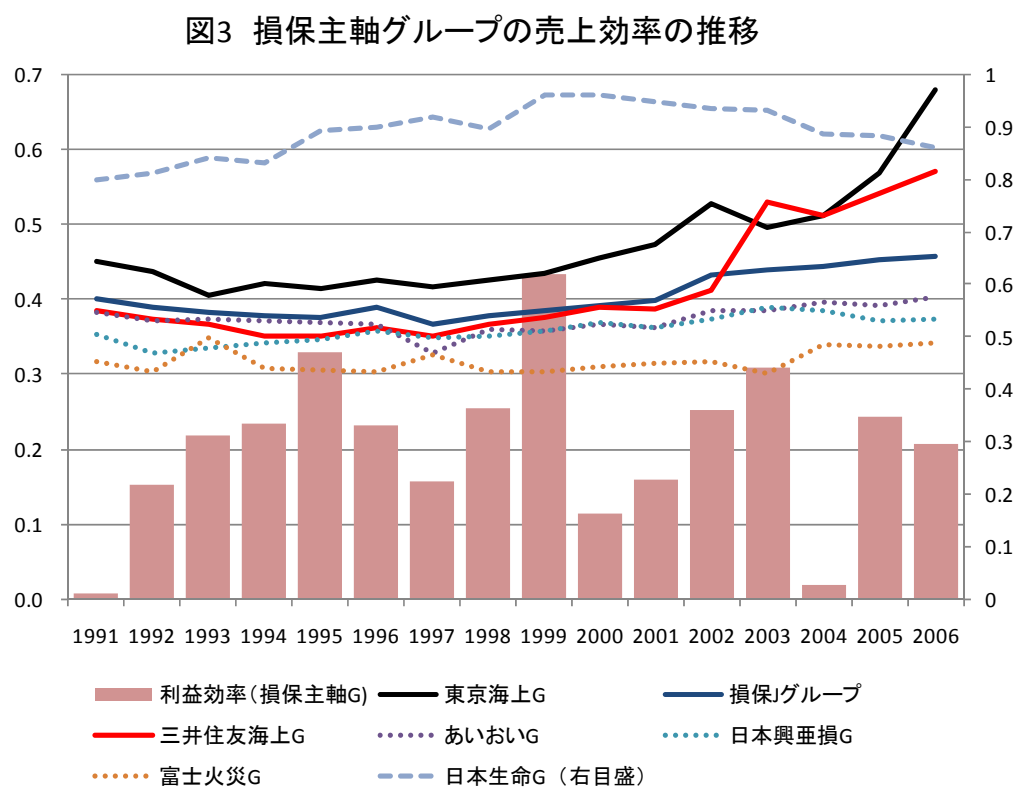


第3節 売上効率と利益効率の乖離

売上の効率性について、別の視点から見てみよう。損保主軸Gを構成する個別保険グループごとの効率性の変化を時系列に見たのが図3である。東京海上G、損保ジャパンG、三井住友海上G、あいおいG、日本興亜G、富士火災Gの6グループに生保主軸Gである日本生命Gを加えた7グループについて売上効率を折れ線で1991年度から2006年度まで描いている。第1節の損害保険会社の経営統合と同じく、損保主軸グループの効率性は全体として上昇している。ただ、個別にみるとばらつきがある。乖離が発生し始めたのは規制緩和が本格化した2000年度以降であり、大手保険グループである東京海上G、三井住友G、損保ジャパンGの3グループは売上効率が上昇しているものの、他の中堅3グループはほとんど横ばいである。とりわけ、

東京海上グループの売上効率の上昇が大きい。一方、生保主軸Gの最大手の日本生命Gの売上効率も2000年度以降低下している。

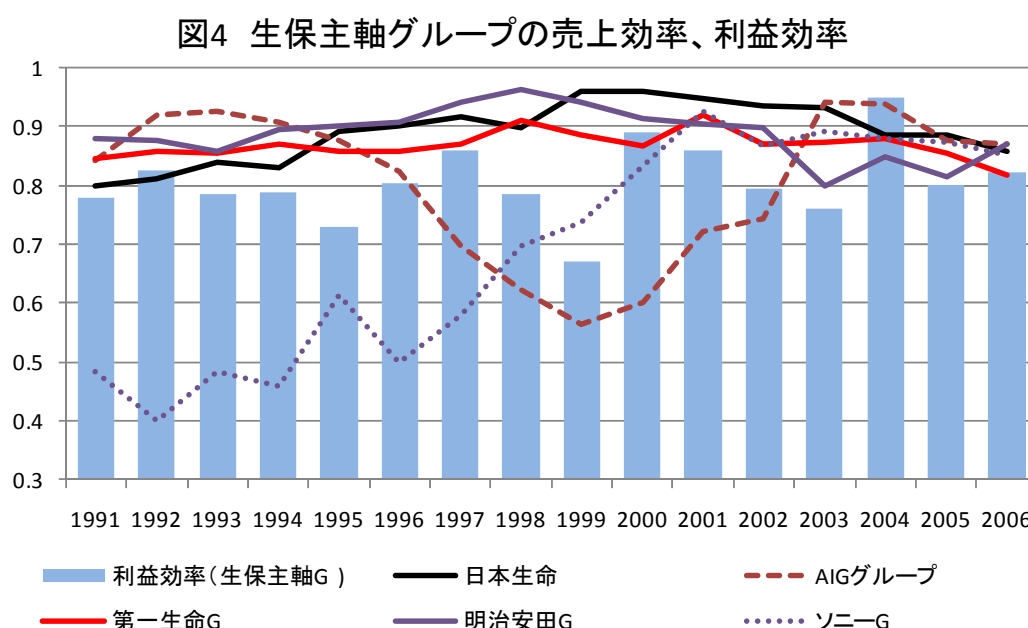
売上効率の上昇と利益効率の乖離はここでも見られる。大手3グループの売上効率が2000年度以降上昇に転じている局面において、棒グラフで示した損保主軸G全体の利益効率は2003年度をピークにむしろ低下している。2つの効率性の乖離は、主に大手3グループの経営行動にその原因があると考えられる。



同様に、生命保険会社を主とした生損保兼営グループ（以下、生保主軸G）の中から5グループの動きを図4に示した。5グループの内訳は、伝統的な大手生命保険会社を主としたグループが3つ、外資系生保グループ（AIGG）が1つ、そして、事業会社系グループ（ソニーG）が1つである。AIGGは、アリコジャパンなどの優良会社に加え、経営破綻した生命保険会社を相次いで買収し強大化したため、2000年度以降の売上効率は上昇し

ている。一方のソニーグループは堅調なソニー生命の売上に、ダイレクト販売のソニー損保が急拡大したため、売上効率が右肩上がりで上昇している。直近では、大手生保G、AIGG、ソニーGの売上効率は変わらない。

大手3社グループとAIGG、ソニーGとの動きはことなるものの、生保主軸G全体では、売上効率と棒グラフで示した利益効率の動きは概して連動している。損保主軸グループに存在した「乖離」は見られない。



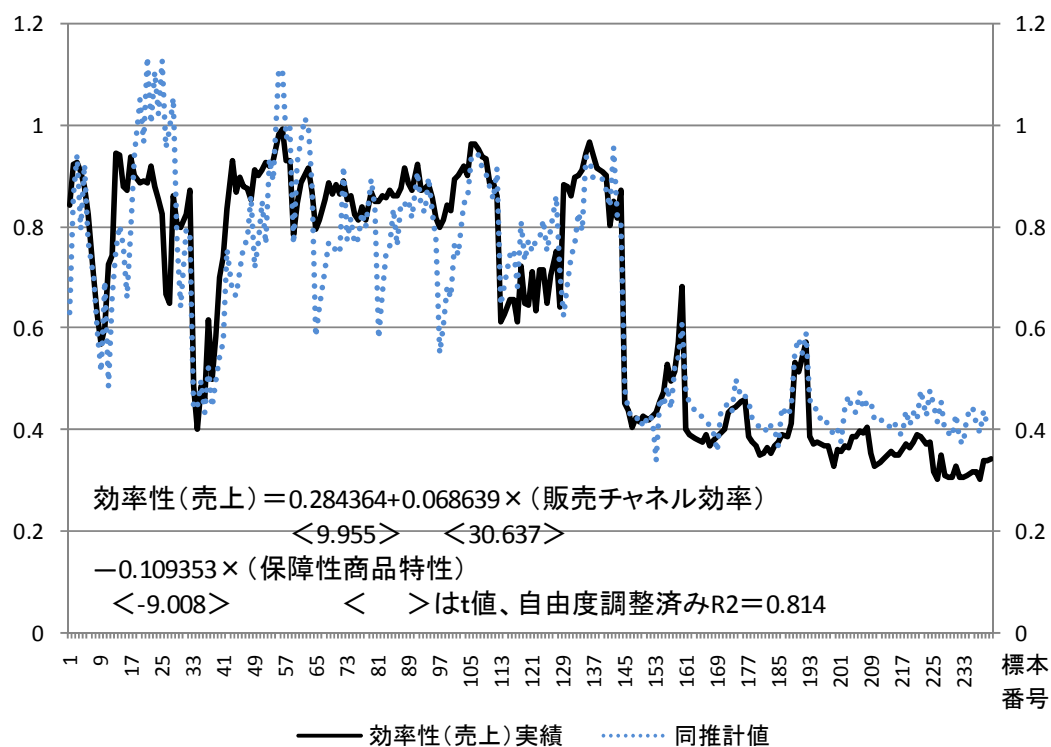
このように経営統合が本格化した2000年度以降の損保主軸Gの売上効率と利益効率の乖離は、①利益水準が低下する中での売上効率の上昇、②売上効率の絶対水準で勝る生保主軸Gの売上効率（損保主軸Gの16年間の平均：0.452971、生保主軸Gの同0.896629）がほぼ横ばい（91年度0.85→2006年度0.90）の中で損保主軸グループの売上効率が上昇（同0.41→0.61）という2点において特徴的である。

この2006年度までの16年間に、生保主軸Gは7社の破綻会社の発生など急速な経営環境の悪化の中で、資産運用リスクの圧縮や販売チャネルコストを含む事業費の切り下げを強力に進めてきた。また、損保主軸グループ

は料率算定会料率の使用義務の廃止に伴う保険商品価格の全面自由化に備え、経営統合による効率化に努めてきた。一方で、規制緩和のメリットも生かし、銀行チャネルを利用した個人年金保険の拡販にも取り組んだ。

これらの取り組みの中で、損保主軸G、生保主軸Gについて売上効率に影響を与えた要因を計量的に分析する。売上効率に影響する諸要素の中から、ここでは①販売チャネルの効率性（営業コスト/収入保険料）、②商品特性（付加価値/営業コスト：保障性商品は付加価値が高いためこの値は高くなり、逆に個人年金などはこの値が小さくなる。従って、個人年金が多売されるとこの符号条件は負となる）を説明変数とし、売上効率を被説明変数とした回帰分析を行った。効率性（売上）の実績値とその結果の推計値を図5に掲載した。

図5 効率性の要因分解のための推計



横軸は15の保険グループについて各々1991年度から2006年度のデータ配列を示す。今回用いた推計式は単純な重回帰分析であり、生保主軸グループの推計値（配列番号1～145）が実績に追従できていない場面も見受

けられるものの、概して売上効率の実績をフォローしている。なお、破線で表した売上効率推計値が実践の同実績値より大きく下回っているのは各グループ1991年度である。バブルの醸成が生命保険会社の営業成績に追い風となり少ない投入で大きな産出が実現した。

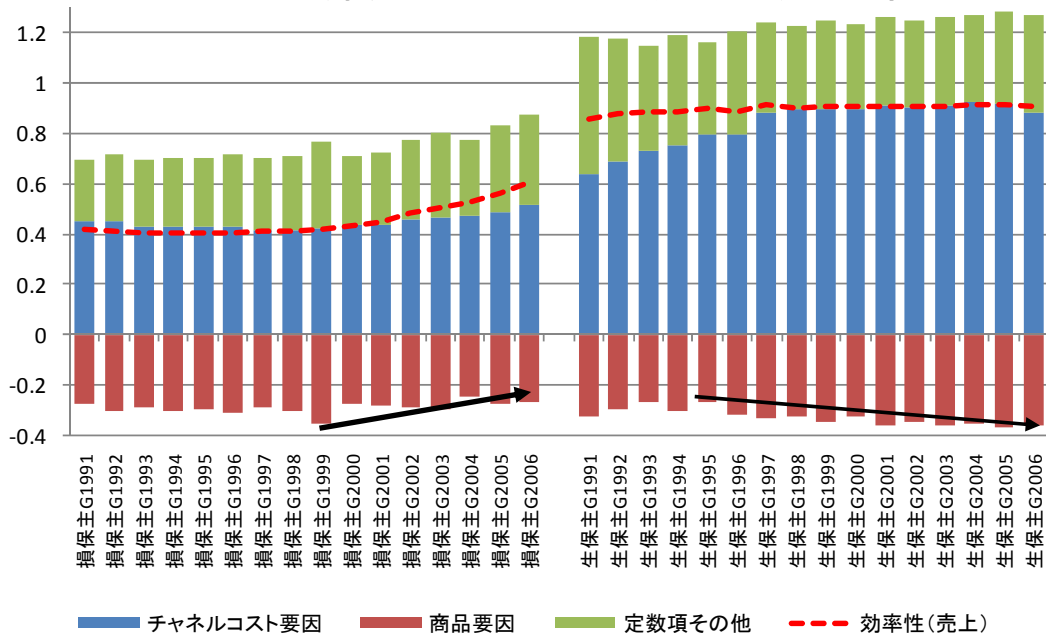
この推計式の説明変数ごとの寄与度を通じ、損保主軸Gと生保主軸Gの効率性の変化の要因を見てみよう。図6にその要因の変化を示した。損保主軸グループは2000年度以降売上効率の上昇はチャネルコストの低下と商品要因のマイナス幅の縮小により実現してきたことがわかる。チャネルコストの削減は損保主力チャネルである代理店チャネルについても行われたものの、銀行の窓口販売の増加によるところが大きいと考えられる。

また、個人年金保険は付加価値が小さいものの、収入保険料を大きく押し上げることが比較的容易な保険商品である。個人年金保険の多売は、利益効率の改善につながりにくいものの、売上効率を大きく押し上げることになる。損保主軸Gにおける両要素を合わせた効率性への寄与は約0.2ポイントにもなる。

一方、生保主軸Gは、90年代前半からバブルの清算や逆ザヤ（運用利率が予定利率を下回る状況）を埋め合わせるため、主力の営業職員チャネルのコスト体系の見直しと圧縮を行った。このため同図にみるようにチャネルの効率性は90年代前半から大きく上昇し、その数年間の同効率性上昇幅は0.2ポイントにも相当する。この差が現在も生保主軸Gと損保主軸Gの売上効率格差につながっている。一方で、保障性商品（死亡保障重視型商品）の極度の販売不振から商品要因のマイナス幅は拡大している。

このように、銀行チャネルの活用という販売チャネル戦略と個人年金商品の多売という商品戦略の推進が、損保主軸Gの売上効率と利益効率の乖離を生んでいたことになる。

図6 生保、損保グループの売上効率性の要因分解



結語

90年代の後半の保険業法改正など規制緩和を機に、少なくとも表面上は経営に問題がない産業が、広範な経営統合に動いた例は国際的にもまれであろう。その環境は、保険業、とりわけ損害保険業の売上効率を確実に上昇させた。規制緩和は、経営統合の誘発に伴う効率化と保険料の引下げ、保険サービスの充実など消費者利益の拡大につながった。ただ、それが必ずしも損保主軸Gの利益効率の上昇にはつながっていない。

一方で、経営統合効果という観点から、大規模会社の経営統合と中規模会社のそれは効果の出方に差があることも判明した。

今後も国籍やビジネスモデルの異なる多様な企業が日本の保険市場に参入してくる可能性は高い。保険業という特殊な事業分野を分析する場合には、生産関数を用いた効率性分析は重要である。これらの分析が今後の保険会社の経営戦略や監督当局の保険監督に貢献できれば幸いである。

注 釈

1) 確率的フロンティア生産関数とDEAとの差は次表の通り。

確率的フロンティア生産関数とDEAとの比較

	確率的フロンティア生産関数	DEA
① 関数の特定化	必要とする。	必要としない
② 計測結果の 効率性の意味	各事業体ごとの効率性を絶対値 で示す。	事業体相互の相対的關係を示す。 (年度間比較に意味がない、 標準偏差の変化により、各社間の 格差の変化をみる。)
③ 産出物の定義	特定化した関数による。	複数の投入物と産出物を定義できる。
④ 統計誤差	想定する。	想定しない。

2) 保険会社特有の生産物の選択については、久保（2007）に詳しい。

主要参考文献

Battese, G.E, and T.Coelli [1988], “Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production and panel data,” *Journal of Econometrics* 38, pp.387-399.

Greene. W [1993], “The Econometric approach to efficiency analysis,” Harold, Lovell and Schmidt(eds), Oxford University press. pp.92-251.

Waldman, D [1982], “A stationary point for the stochastic frontier likelihood,” *Journal of Econometrics* 18, pp.275-279.

北坂真一（2002）「わが国生命保険会社の組織形態と経済性」『生命保険論集』 pp. 1-23。

久保英也（2006）「確率的フロンティア生産関数による生命保険会社の生産性測定と新しい経営効率指標の提案」日本保険学会『保険学雑誌』第595号、平成18年12月、pp.117～136。

久保英也（2007）「保険料率自由化が日本の損害保険業の経営効率に与えた影響－確率フロンティア生産関数による効率性の計測」損害保険事業総合研究所『損害保険研究』第68巻4号、平成19年2月、pp.1～25。

久保英也（2008）①「再構築が求められる日本の生損保兼営グループの戦略」
日本保険学会『保険学雑誌』601号平成20年6月、pp.129～148。

久保英也（2008）②「Measurement of Effects and Productivity of
Deregulation in insurance industry in Japan」Korean Insurance Academic
Society『Korean Insurance Journal』No.80、平成20年8月、pp.267～
300。

久保英也（2009）①『保険の独立性と資本市場との融合』千倉書房 pp.35-82。

久保英也（2009）②「The analysis of the efficiency over a long period
in Japanese nonlife insurance industry」『Japan's Insurance Market
2009』The Toa Reinsurance Company, Limited、平成21年8月、pp.2～11。

茶野努（2002）「低成長移行後のわが国生命保険業の効率性」『予定利率引
下げ問題と生保業の将来』東洋経済新報社 pp.149-192。

筒井義郎・佐竹光彦・内田浩史（2005）「都市銀行における効率性仮説」『RIETI
Discussion Paper Series 05-j027』pp.1-31。

原田喜美恵（2004）「都市銀行の統合と効率性」『証券アナリストジャーナ
ル』42号（3）2004年3月号 pp.56-71。

播磨谷浩三（2004）「信用金庫の効率性の計測—DEAと確率フロンティア関数
との比較」『金融経済研究』第21号 pp.92-111。

藤野次雄（2004）「地方銀行の効率性分析」『信金中金月報』2004年3月号
pp.1-19。

松浦克己（1997）「証券業の生産関数と効率性」『郵政総合研究所 ディス
カッションペーパー97-3』pp.1-8。

柳瀬典由・浅井義裕・富村圭（2007）「規制緩和後の再編と効率性・生産性
への影響」『損害保険研究』第69巻第3号、pp.99-125。

柳瀬典由・播磨谷浩三・浅井義裕（2009）「規制緩和後の業界再編と生命保
険業における効率性変化—確率的フロンティアDistance Functionの推定
によるアプローチ」『生命保険論集』169号 pp.29-77。