

CRR WORKING PAPER SERIES J

Working Paper No. J-14

個別生命保険会社の破綻予測指標の提案 - ソルベンシーDI (ディフージョン・インデックス)、 同 CI (コンポジット・インデックス) などによる破綻会社の早期抽出

久保 英也

2010年7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

個別生命保険会社の破綻予測指標の提案

ソルベンシーDI (ディフージョン・インデックス)、同 CI (コンポジット・インデックス) などによる破綻会社の早期抽出

要約 (Abstract)

この論文では、ソルベンシー・マージン基準 (注 1) などリスクベースドキャピタル方式 (以下、RBC と略す) の健全性基準では、保険会社の経営破綻を事前に把握することは難しいと考え、個別保険会社の経営破綻を事前に察知する新しい手法を提案する。同基準はたびたびリスク係数などが改善されてきたものの、2008 年 10 月の大和生命の破綻も予測できず、現在、再度の修正作業が進んでいる。契約者、消費者など契約当事者や株主などの市場参加者の常時チェックに加え、監督当局による常時モニターが可能となる指標が求められている。

開発した健全性指標は、①破綻の予測精度が高いこと、②簡便でわかりやすいこと、③明確な先行性・速報性を有すること、を目指した。バランスシートとリスク係数に立脚する RBC に対し、保険会社の本来利益、すなわち損益計算書の動きに着目した健全性指標である。新健全性指標は、①基礎利益からの乖離幅、②ソルベンシーDI、③ソルベンシーCI、の3つからなる。

KEY WORDS

長期平均利益乖離仮説、基礎利益、ソルベンシーDI、ソルベンシーCI

序

日本の生命保険業界は大規模かつ少数の会社からなり、また財務省(旧大蔵省)による強力な実態的監督がひかれていたため、長らく生命保険会社の破綻はないと信じられていた。しかし、1997年度の日産生命保険相互会社の破綻からわずか 4 年の間にわずか 40 社程度からなる同業界で7社が連続して経営破綻が発生した。2008年度に破綻した大和生命株式会社を加えた8社合計の保有契約件数は2000万件を越え、それは生命保険業界全体のの約17%も占めていたことから国民に大きな混乱を招来した。生命保険会社の健全性強化策として、1996年の保険業法改正により日本版RBC規制であるソルベンシー・マージン規制と標準責任準備金制度注2とが1996年度決算から、そして早期是正措置が1999年度決算から導入されることとなった。しかしながら、ソルベンシー・マージン基準は、①当

初非公開(その後基準の改正を経て、2001 年度からソルベンシー・マージン比率とその内 訳は開示)、②破綻直前年度に公表されたソルベンシー・マージン比率が健全度の目処となる 200%を超えていた会社が、7 社中 5 社もあったことから、基準の信頼性が一時揺らぐことになる。また、改善されたはずの指標も 2008 年 10 月の大和生命の破綻をまったく予知できず、現在再度、金融庁が同比率の見直し作業が進められている[注3]。

ここで、健全性指標についての先行研究をレビューしておこう。欧州やアメリカのソル ベンシー規制に言及した論文は Philip Booth 、Alan D. Morrison (2007) やオーストラリア の同規制に歴史的に言及した Monica Keneley (2009) などがある。また、RBC 方式とは 異なるアプローチを行った論文としては、William L. Ferguson(2009)がある。少し古く なるが生命保険業界全体の経営破綻リスクを測る基準に関する先行研究としては、1987~ 1997 年のアメリカで、保険監督に投入する監督官や予算と破綻との関係をみた Anirudh V. S.Ruhil and Paul Teske (2003) や、世界的にも多様なリスクに直面する保険会社の監督 には国際会計基準と市場の活用が重要とした Craig Thorbun (2004) などがある。日本で は、ソルベンシー・マージン基準について、小藤康夫(2001)が、小規模で経営の安定し ない営業開始から間のない生命保険会社の方が RBC 基準の数値が良いなどの問題点を指摘 している。また、深尾光洋(2000)は、①資産の時価評価を進めた 100%の損益反映(益 の 90%→100%、損の全額)、②価格変動リスクのリスクウェートの引き上げ(国内外の株 式のリスク係数を 10%→30%、不動産リスク係数を 5%→10%など)、③将来利益や税効果 の圧縮など継続基準から清算基準への変更、④予定利率リスクの見直しなどが必要とした。 しかしながら、仮にこの見直しによりソルベンシー・マージン基準の分子の圧縮と分母の 膨張により、同基準が厳格化されたとしても、次の本質的な問題点はそのまま残ることに なる。

- ① リスク係数の妥当性。資産の標準偏差を基準に設定されたリスク係数は、推計 期間や採用する対象系列により差が発生する。
- ② 決算作業を待ってからのソルベンシー・マージンの計算では、破綻懸念会社の 資産劣化のスピードに追いつけない。また、破綻段階では実態的監督に基づく 監督機関の破綻認定が先行する。
- ③ 基準である 200%の水準感がわかりにくい。300 ならいいのか悪いのか 190 ではどうかなど判断基準が無く、市場からのチェックが効きにくい。

戦後破綻した生命保険会社8社の債務超過額は26.235億円、それを埋め合わせる営業譲渡額(受け皿会社の支払)が11,276億円、生命保険契約者保護機構からの資金援助額は7,590億円、残りの8,012億円が同保険会社の約2000万人の契約者が保険金削減などにより将来に向け支払った負担額である。これほど被害を出さないためにも早期に破綻会社をスクリーニングできる健全性指標が求められている。

表1 破綻直前のソルベンシー・マージン基準の破綻予知力と破綻の影響

破綻会社 ┏━・マージンの公表値					破綻時期	判断の
	1998.3末	1999.3末	2000.3末			良否
N	基準設定前	_	_	\Rightarrow	1997.4.25	_
TH	154.8	_	_	\Rightarrow	1999.6.4	0
D	295.0	305.0	_	\Rightarrow	2000.5.31	×
TA	334.5	384.6	67.7	⇒	2000.8.28	0
С	314.2	396.1	263.1	\Rightarrow	2000.10.9	×
K	300.7	343.2	210.6	\Rightarrow	2000.10.20	×
ТО	431.6	478.7	446.7	\Rightarrow	2001.3.23	×

	(2006.3末)	(2007.3末)	(2008.3末)				
YA	740.7	836.2	555.4				

2008.10.10	×

8社計債務超過額(億円)	26,878
同営業譲渡額(受け皿会社による負担)	11,276
生命保険契約者保護機構による資金援助額(注3)	7,590
同契約者負担(注4)	8,012

- (注1)公表値の欄には決算時期を記載したが、数値が公開される決算発表は同年の6月となる。
- (注2)公表値の単位は%、判断の良否は、破綻前年度の公表値が200%を下回り警告を 出していた場合は〇、200%以上の場合は×とした。
- (注3)同資金援助額は健全生命保険会社とその契約者が実質負担することになる。
- (注4)同負担は責任準備金の10%削減、予定利率を1.0~2.75%へ引き下げ、早期解約不可など。

第1節 長期平均利益乖離仮説

一般事業会社は過度のリスク選好などの経営方針の異変は、バランスシートに、もしくはその以前に損益計算書に兆候や異変が現れるはずである。生命保険会社も同様であるが、生命保険会社の損益計算書から一般事業会社で言う「利益額」をそのまま読み取ることは難しい。まず、保険会社の損益計算書には、経常利益が確かに存在するものの、一般企業の期間損益に相当する利益概念ではない。損益計算書の利益をそのまま利益として採用できない理由は、次の3つである。第1に、複数年度にまたがる保険契約独特のキャッシュフローによる。契約加入時には医師の診査費用や営業職員の販売手数料などの経費が一度に発生するのに対し、そのコストを埋め合わせていく付加保険料は保険契約全期間にわたって、毎年少しずつ収入される。その契約だけを取り出せば、契約当初は、契約にかかわる経費を回収しきれない状態が続き、未回収経費は、一時的に既存契約者の保険料から立て替えられることになる。保険会社全体では、新契約が一気に増加すると支出が増え、利益を下押しする。

第 2 に、資産運用収支の大きな変動である。将来の保険金・給付金支払いに備え、積立 てられた責任準備金が、運用される。その際、資産運用に係わる収益と費用が損益計算書 の中に直接反映されるため、経常収支が金融環境の変化により大きく振れることによる。 たとえば、2007 年度の全社の損益計算書を見ると経常収益(収入)35.6 兆円のうち資産運用収益は、5.9 兆円を占める。これらは、金利や株価為替などに影響を大きく受ける。仮にその1割が下振れしただけで、約6000億円の収支が変動、変動額は、経常利益1.3 兆円の約5割にも相当する。売買に伴う損失や評価損失などの資産運用費用の規模も、4.9 兆円もあり、経常利益額を上回る。これは同じ運用を手がける投資顧問会社の場合と大きく異なる。投資顧問会社では、顧客が、基本的に運用リスクをとるため、資産運用収益、費用の勘定は、顧客自身がリスクと共に持つことになる。投資顧問会社は、手数料収入と管理コストのみが損益計算書に計上されるため、資産運用に伴う数字の変動は小さい。

また、資産運用収益・費用の大きな変動も、潤沢な含み益の実現や積立金・準備金の取り崩しや積み増しなどで吸収できてきたことも、保険会社の利益の重要性を過小評価してきた理由であろう。

第3に、生命保険会社の損益計算書の特殊性がある。その構成が一般の営業損益・営業 外損益という区分ではなく、保険関係損益と資産運用損益という区分になっており、また 責任準備金繰り入れなど生命保険会社特有の勘定の存在が、保険会社の利益を特殊なもの としている。

そこで、保険会社の基礎体力を表わす利益指標として次の 3 つ利源の合計額を利益(以下、3 利源益と言う)として考える。①当初設定した予定利率と運用収益との差から生まれる利差益、②当初予定した死亡率と実際の死亡率の差から生まれる死差益、そして③予定した事業費と実際かかった事業費との差である費差益の 3 つである。この利益概念は、損益計算書の数字を大きく変動させる金融市場の変化に伴う売却損益や評価損益の影響や危険準備金など準備金への繰入・取崩しのなどの影響は受けない。生命保険協会は、2000 年度から、「基礎利益」と名づけた銀行の業務純益に近い概念を開示することとしたが、これは 3 利源益に近い概念である。いわば、経常利益からキャピタル損益や臨時の損益を控除したもので、保険会社の長期的かつ本来的な利益を表わしている。ただ、基礎利益は破綻が相次いだ 1999 年度以前の数字がディスクローズされていないため、筆者がそれに近似する系列を作成した。本論では、これを「基礎利益」と呼称する。

1960 年度から直近の 2008 年度までの約 50 年間について、修正基礎利益を過去の損益計算書から試算する。ただ、同期間には損益計算書の大きな基準改定が 3 度(注 4)行われており、切断された勘定項目や変更になっている場合には調整を施した。

基礎利益は、「基礎収益」から「基礎費用」を差し引いたものである。基礎収益は、損益計算書における経常収益から有価証券売却益、為替差益、金融派生商品収益、危険準備金取崩額を除いたものであり、基礎費用は、経常費用から危険準備金繰入、有価証券売却益、有価証券評価益、貸付償却額、貸倒引当金繰入額、為替差損、金融派生商品費用、そして事業費を控除した額とした。ちなみに、リーマンショックの影響を受けた 2008 年度の業界全体の基礎利益額(かんぽ除き)は 1 兆 2715 億円 (注 5) となり、1960 年度の基礎利益水準 1547 億円の約 8 倍、ピーク時 1991 年度の 4 兆 219 億円の約 3 割の水準である。

基礎利益は比較的安定した利益概念であり、多くの契約を長い時間かけ積み上げることにより利益が上がるという保険業の特性をよく表わしている。一方、バブルに乗じた無理な保険料の増収など経営者の暴走によるにわか増収であっても保険料が増えれば、そのまま(責任準備金の繰り入れ部分を除き)利益額は増加する。また、利益に対し大きな変動要因となる資産運用に伴う売買損益や評価損益は除かれ、利息配当金のみが資産運用収益としてカウントされるため、合理的な ALM を実施していれば利益額は安定する。

すなわち、保険会社の経営如何により基礎利益水準は変動するものの、特定の時期に、 業界全体の長期の平均利益構造から大きく外れた個別会社の基礎利益の実額は、経営の異 変を示唆していると考えられる。また、保険会社の長期平均利益構造は、基礎利益を説明 するモデルの推計値として表わされる。言い換えれば、保険会社の健全性に問題が発生し た、もしくはその火種を抱えたときには、単年度の基礎利益実績と長期平均利益構造を示 す推計値との間に大きな乖離が生まれるという仮説、「長期平均利益乖離仮説」を立てるこ とができる。そこで、生命保険業界全体の基礎利益モデルを作成し、同仮説を検証する。

「基礎利益」は 3 利源益の合計を表す。収入に相当する基礎収益は一本で推計するが、 支出に相当する基礎費用は純保険料部分と販売チャネルの募集手当や保険会社の拠点・シ ステムなど保険会社のコスト部分である「事業費」とに分けて推計する。従って、基礎利 益モデルは、「基礎利益」=「基礎収益」- (「事業費以外の費用」+「事業費」) となる。

モデルはできるだけ簡素化するため、基礎収益及び基礎費用の説明変数を個人保険保有契約高 H と換算保険料 KP とした。また、事業費は新契約獲得時の診査費用や販売手数料、保有契約の管理コストなどが主であることから、説明変数には、同換算保険料 KP と新規の契約金額 J (含む契約転換純増) との2変数とした。なお、換算保険料は、個人保険、個人年金、団体保険、団体年金の収入保険料(一般企業の売上に相当)を合算したものであるが、商品ごとに異なる選択コストや事務コストや利益率を調整するため、換算を行ったものである(注 6)。なお、推計期間は、1960 年度から 2008 年度までの 49 年間とした。

年度モデルで推計期間も長いこともあり、最小二乗法による推計ではダービン=ワトソン比が低く系列相関を有する可能性が高い。そこで、重回帰モデルと自己回帰モデルを組み合わせた次のモデルを使用する。推計式の選択に際しては、赤池情報量基準、説明変数ごとの t 値などを基準とした。

$$Log (R_{i}) = \alpha_{1} + \alpha_{2} Log (H_{i}) + \alpha_{3} Log (KP_{i}) + r_{i} \qquad r_{i} = \alpha_{5} r_{i-1} + u_{i}$$

$$Log (E_{i}) = \beta_{1} + \beta_{2} log (H_{i}) + \beta_{3} log (KP_{i}) + r_{i} \qquad r_{i} = \beta_{4} r_{i-1} + u_{i}$$

$$Log (C_{i}) = \gamma_{1} + \gamma_{2} (J_{i}) + \gamma_{3} log (KP_{i}) + r_{i} \qquad r_{i} = \gamma_{5} r_{i-1} + u_{i}$$

$$P_{i} = EXP (R_{i}) - (EXP (F_{i}) + EXP (C_{i}))$$

ただし、 R_t は第 t 期の基礎収益、 E_t は第 t 期の事業費を除いた第 t 期の基礎費用、 C_t は第 t 期の事業費、 P_t は第 t 期の基礎利益、 H_t は第 t 期の個人保険保有契約高、 KP_t は第 t 期の換算保険料収入、 J_t は第 t 期の新契約額+転換純増額、 I_t は残差、 I_t は、ホワイトノイズである。基礎収益は、前述のとおり、経常収益-有価証券売却益-為替差益-金融派生商品収益-危険準備金取崩額とし、事業費を除いた基礎費用は、経常費用-危険準備金繰入-有価証券売却益-有価証券評価益-貸付償却額-貸倒引当金繰入額-為替差損-金融派生商品費用-事業費と定義した。データの出所は、インシュアランス生命保険統計号である。

推計結果は、表 2 に示した。 R, E, C, σ 系列相関に関しては、いずれの構造式も Liung-BoxQ-Statistics σ P 検定量が、5%の有意水準より大きく(実際の検定は 16 期まで 実施)、仮説 H。(残差はホワイトノイズである)は、棄却できない。したがって、残差は ホワイトノイズである。

	R _{k Log(} 基礎収益)			E_{k} Log(基礎費用)			$C_{^{tk}}$ Log(事業費)		
Nur	nber	49	Nun	nber	49	Nun	nber	49	
AIC(赤池竹	青報量基準)	-142.434	AIC(赤池竹	青報量基準)	-100.163	AIC(赤池情	青報量基準)	-168.658	
	Cofficient	-1.34127		Cofficient	-6.43950		Cofficient	0.11135	
α_1	t-statistic	-5.656	$\boldsymbol{\beta}_{\cdot}$	t-statistic	-22.795	γ.	t-statistic	0.440	
(定数)	Std.Error	0.237	(定数)	Std.Error	0.282	, (定数)	Std.Error	0.253	
	Cofficient	0.43411		Cofficient	0.53945		Cofficient	0.17192	
$\alpha_{\scriptscriptstyle 2}$	t-statistic	4.714	$\boldsymbol{\beta}$,	t-statistic	4.317	$\gamma_{_2}$	t-statistic	5.179	
(Log保有S)	Std.Error	0.092	(Log保有S)	Std.Error	0.125	(Log新契約高)	Std.Error	0.033	
	Cofficient	0.57501	0	Cofficient	0.73707		Cofficient	0.70542	
α_3	t-statistic	5.228	β_{3}	t-statistic	4.924	γ_{2}	t-statistic	21.553	
(Log換算P)	Std.Error	0.110	(Log換算P)	Std.Error	0.150	、。 (Log換算P)	Std.Error	0.033	
	Cofficient	0.650833		Cofficient	0.5211		Cofficient	0.752068	
ρ	t-statistic	5.808	ρ	t-statistic	3.968	ρ	t-statistic	8.278	
	Std Error	0 112	•	Std Error	0 131	1	Std Error	0.001	

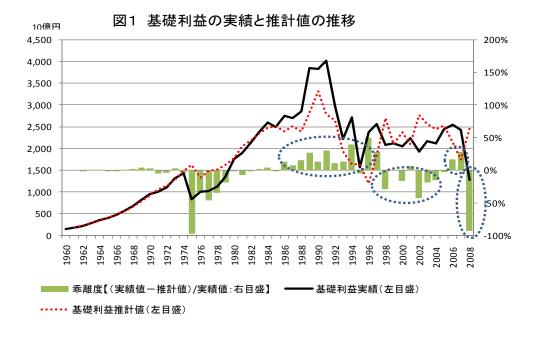
表2 基礎利益の構造モデル

このパラメータを用いて算出した基礎利益の推計値と同実績値、そして乖離度[(実績値 -推計値)÷実績値]を示したのが、図1である。

実績値と推計値のかい離が大きくなった 1975 年前後は、損益計算書の改定の影響と考えられるので、この期間を除くと 1980 年代の前半まで実績値と推計との乖離は比較的小さかった。その後、長期平均利益のラインから実績値は大きく上振れし、1997 年度以降は、逆に大きく下振れする。また、同様に 2006 年度から 2007 年度に上振れした実績値は 2008 年度には大きく下振れする。基礎利益実績が長期平均利益のラインからの大きな上振れから下振れに変わるところで生命保険会社の経営破たんが発生している。すなわち生命保険業全体でみる限り「長期平均利益乖離仮説」は成立していることになる。

⁽注1) 推計期間は1960~2008年度。2007年度から登場した簡保は除いて推計。

⁽注2) *E*。については、1975年度に損益計算書のフォーム変更があったため、本来はこの前後にダミー変数を 入れて処理すべきだが、ダミー変数を入れた場合、説明変数Log保有Sのt値が1.187となり説明力を失い、かつ残差の 自己相関誤差が信頼限界の上限を超えるため、今回の推計ではあえてダミー変数を使用しなかった。



第2節 基礎利益の乖離幅による個別会社の破綻予知

前節では基礎利益を用いて業界全体の長期平均利益乖離仮説を検証した。この節では基礎利益の乖離幅を個別保険会社に用いることにより、個別会社について破綻を予測する力があるのかどうかを検証する。

日本の経営破綻した8社は、うち4社が資産規模2兆円を越えるなどアメリカの破綻事例 (注7) に比べれば規模が大きい。8社計の2.6兆円の債務超過額は巨大であるものの、営業譲渡額も1.1兆円にも及び、破綻会社の多くは、販売チャネルなどに大きな価値を有していたと考えられる。合理的に経営が行われていれば、十分生き残れた会社群のように思われる。おそらく、ここまで追い込まれた破綻会社の特異な販売・資産運用戦略は単年度ではなく複数年度に及び実行されたもので、収支構造は健全会社とは大きく異なっている可能性が高い。

そこで、まず、1991 年度から 2008 年度に存在した個別の生命保険会社の基礎利益構造についてパネル分析を行う。構造式は、生命保険業界全体のモデルとほぼ同じであるが、推計制度を上げるため、事業費の推計には、個人保険保有契約件数を説明変数に追加した。構造式は以下の通りで、標本数は全体で 704 である。

$$R_{tk} = \alpha_1 + \alpha_2(H_{tk}) + \alpha_3(KP_{tk}) + r_{tk}$$

$$E_{tk} = \beta_1 + \beta_2 (H_{tk}) + \beta_2 (KP_{tk}) + r_{tk}$$

 $C_{tk} = \gamma_1 + \gamma_2 (HN_{tk}) + \gamma_3 (KP_{tk}) + \gamma_4 (J_{tk}) + \gamma_{tk}$

$$P_{tk} = R_{tk} - (E_{tk} + C_{tk})$$

ただし、添え字の t は各年度($t=1\sim18$)を、k は k 番目企業を表す。追加した説明変数である個人保有契約件数は H_{tt} である。分析は TSP バージョン 5.0 を使用し全会社について推計した。単純モデル(Plain)、固定効果モデル(Fixed Effect Model)、変量効果モデル(Random effect Model)の 3 方式により推計し、ハウスマン検定の結果から変量効果モデルを選択した。

また、参考として、健全会社と破綻会社の 2 グループに分け、説明変数のパラメータの 差を分析した。この 2 グループについては TSP ではうまくデータが取り込めなかったため、 SPSS バージョン 14.0 で推計した。推計方式は Plain である。

プーリングによる分析結果は表 3 に示している。破綻会社 8 社集めたグループでは、や や特殊な会社を集めることとなったため、説明変数の説明力がやや劣る。事業費の推計に ついては t 値の低い新契約高を説明変数から外した。

破綻会社のパラメータをみてみよう。基礎収益の換算保険料の係数は 1.685 と、破綻 8 社を除く健全会社の 0.955 の約 2 倍であり、換算保険料の増加が基礎収益の増加につながりやすい構造を示している。一時払い養老保険などの将来の収益を前倒しで受け取る商品の割合が高いことを示している。また、基礎費用のパラメータも破綻会社の 1.409 に対し、健全会社は 1.025 と大きな差がある。これも高予定利率商品や一時払い商品の割合が高いことを示している。破綻会社は、収益への貢献も大きい一方、費用も大きい商品の構成比が高いこと示している。このような商品ポートフォリオ自体が悪いわけではないものの、こうした商品戦略を取らない企業に比し、より保守的で慎重な ALM (資産負債の統合管理)が求められる。

表3 プーリングによる基礎利益の推計結果(1991~2008年度)

推計期間:1991~2008年度		全社:推計1	全社:推計2				
(個別各社ごと)		基礎利益	うち、健全会社	うち、破綻会社			
			710	000	0.1		
Number	1		719 0.963	638	81 0.978		
	Adjusted-R ²			0.963			
		Cofficient	0.25930	-0.39051	-9565		
	α_1	t-statistic	1.599	-3.526	-0.278		
	(定数)	Std.Error	0.16221	0.11100	34,436		
R_{ι_k}	0,	Cofficient	0.10479	0.08520	0.00139		
1 Vtk	α_2	t-statistic	6.232	6.015	3.134		
	(保有S)	Std.Error	0.01681	0.01400	0.000		
		Cofficient	0.87947	0.95538	1.68526		
	α_3	t-statistic	54.510	60.965	47.529		
	(換算P)	Std.Error	0.01613	0.01600	0.035		
	選択モデル		Random Effects Model	Plain OLS	Plain OLS		
	Adjusted-R ²		0.945	0.946	0.970		
		Cofficient	-0.96367	-1.02870	6,303		
	$oldsymbol{eta}_{\scriptscriptstyle 1}$	t-statistic	-4.51075	-7.528	0.189		
	(定数)	Std.Error	0.21364	0.13700	33,274		
$E_{\scriptscriptstyle tk}$	_	Cofficient	0.11272	0.05792	0.00058		
Latk	$oldsymbol{eta}_{\scriptscriptstyle 2}$	t-statistic	5.554	3.395	1.347		
	(保有S)	Std.Error	0.02030	0.01700	0.000		
		Cofficient	0.95437	1.02491	1.40863		
	$\beta_{_3}$	t-statistic	45.490	51.887	41.784		
	(換算P)	Std.Error	0.02098	0.02000	0.034		
	選択モデル		Random Effects Model	Plain OLS	Plain OLS		
	Adjusted-R ²		0.942	0.943	0.991		
		Cofficient	2.83221	0.26484	-0.65534		
	γ ₁ (定数)	t-statistic	19.910	2.450	-3.889		
	(定数)	Std.Error	0.14225	0.10800	0		
		Cofficient	0.08212	0.14729	0.39268		
C_{tk}	$\gamma_{_2}$	t-statistic	4.420	8.379	7.169		
- tk	(保有件数)	Std.Error	0.01858	0.01800	0.054		
		Cofficient	0.43178	0.54585	0.53902		
	$\gamma_{_3}$	t-statistic	27.848	34.180	11.493		
	/ 3 (換算P)	Std.Error	0.01551	0.01600	0.04700		
		Cofficient	0.09647	0.12350			
	$\gamma_{_4}$	t-statistic	10.112	10.213	_		
	/ 4 (新契約高)	Std.Error	0.00953	0.01200	<u>—</u>		
	選択モデル		Random Effects Model	Plain OLS	Plain OLS		
(:) 1) 	(注1)推計1はTSP5のを用いて PlainOLS Random EffectsMdel Fixed Effects Modelで推計したもの。						

⁽注1)推計1はTSP5.0を用いて、PlainOLS、Random EffectsMdel、Fixed Effwcts Modelで推計したもの。

これらのパラメータを用い、破綻した 8 社について、基礎利益の実績と推計値である長期平均利益水準との乖離状況を図 2 に図示した。91 年度から破綻した前年度(決算数値が存在する年度)までの期間について、基礎利益の実績と長期平均利益水準(推計値)とをプロットしている。この図から、個別保険会社が破綻に至るまでには 2 つのケースがあることがわかる。まず、第 1 に、基礎利益の実績値(折線)が長期平均利益水準(推計値:

⁽注2)推計2は、TSPではデータを読み取れなかったため、SPSS14.0を用いて、Plain OLSで推計したもの。

⁽注3)破綻会社のC推計において、健全会社と同じ3変数を使用した場合、保有契約件数および新契約額の 説明力が大きく低下したため、2変数で推計した。また、Cの説明変数に全社モデルにない保有件数を追加。

棒グラフ)を大きく上から下に切るケース、第 2 に基礎利益の推計値も低く、また実績値も連続して負となるなど、そもそも経営体力の低いケースである。前者には第百生命、千代田生命、東京生命、東邦生命、日産生命、協栄生命の 6 社が、後者には大正生命、大和生命の 2 社が該当する。

その 6 社に共通して見られることは、リスクの高い保険商品の積極販売とリスクの高い 資産運用により獲得した業界平均を大きく上回る増収・増益とその後に到来する不十分な ALM がもらす長期平均利益水準を大きく下回る負の基礎利益である。これは、業界全体の 場合と同じ姿を示し、かつその動きはよりダイナミックである。

このように、基礎利益の実績値と推計値とをあわせ観察すれば、個別会社における健全性悪化の兆候を早くから見出すことが可能となる。

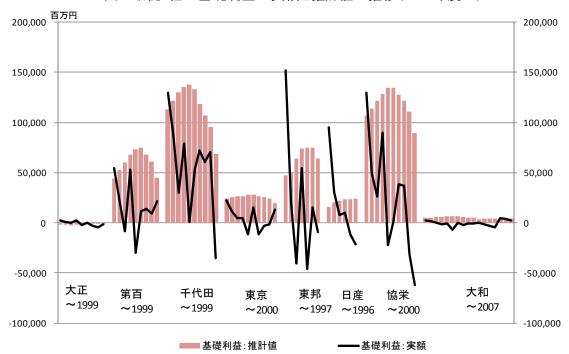


図2 破綻8社の基礎利益の実績と推計値の推移(1991年度~)

第3節 ソルベンシーDI(ディフュージョン・インデックス)の開発

前節で見た通り 6 社については明確に破綻兆候をつかめるものの、残る 2 社については ややそのシグナルは不透明である。大和生命については、破綻の直前にもかかわらず、基 礎利益実績は長期平均利益水準を上回っている。経営破綻には多様な要因が複合的に絡む ため、基礎利益の乖離幅以外の諸要素も作用していると考えられる。それらの兆候や要因 を多面的にかつ総合して判断して経営破綻の可能性を探ることが重要である。 これはある意味、マクロの景気判断と類似している。多くの個別経済指標が上昇方向を示せば景気は拡大し、逆に多くの指標が下降方向を向けば、景気は減速していると判断がされる。その判断基準には、内閣府が公表している「景気動向指数」が使われている。景気動向指数は月次データを基本に統計の入手速度や景気循環との適合性などの観点からの採用系列を選択、決定している。現在の採用系列は12個の先行系列(Leading Index)、11個の一致系列(Coincident Index)、7個の遅行系列(Lagging Index)である。これらの採用系列から構成される指数は、ディフュージョンインデックス(以下、DIと呼ぶ)と呼ばれている。単純化して言えば、拡大を示す系列数の全体に占める割合を示し、これが50%を超えると景気は拡張局面に、逆に50%を下回ると景気は下降局面にあるとの判断になる。このような把握しにくい事象の特徴を複数の関係指標を束ねて把握するDIのスキームを「生命保険会社の健全性判断」に応用したDIモデル、すなわち「ソルベンシーDI」を開発した。DIモデルの構造は以下のとおりである。

t 時点における個別系列の値を $y_{_i}(t)(i=1,2,\cdot\cdot\cdot,n)$ 、

その変化率を $r_i(t) = \{y_i(t) - y_i(t-d)\}/y_i(t)$ とする。四半期モデルなので、1 期前の実績との比較(景気動向指数は、3 ヶ月前との比較を採用)し、その変化を把握する。すなわち、ここでは、d=1となる。

この時、t時点のDIは、

$$DI(t) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{n} \left\{ \operatorname{sgn}(\boldsymbol{\gamma}_{i}(t)) + 1 \right\}$$

と書くことができる。

ただし、sgnは、

 $\operatorname{sgn}(x) = -1 \ (x < 0 \text{ obs}), \ 0 \ (x = 0 \text{ obs}), \ 1 \ (x > 0 \text{ obs})$

と定義される「符号関数」である。

したがって、DI は、各系列の sgn(r) を平均したものであり、sgn(r) は、r の増加関数であるから、DI の変化の方向は、r の変化の方向と一致する。

なお、n種類の時系列は、季節変動と不規則変動(ホワイトノイズ)を除去し、また、トレンド要因も除去しておく必要がある。

DI は、各系列の持つ強さや水準を表すのではなく、変化の方向性を表現している。言い換えれば、このスキームを用いて表現した健全性は、変動の大きさや健全性の程度を表すものではなく、健全な方向を向いているのか不健全な方向を向いているのかを表現していることになる。

今回、ソルベンシーDI に採用した系列は、保険会社の健全性に影響を与えると考えられる 10 系列とした。すなわち、①基礎利益、②個人保険保有契約高、③個人保険新規契約高(含む契約転換純増加額)、④換算保険料、⑤金利差(10 年国債応募者利回りの 2 年前差)⑥株式+外国証券の総資産比率、⑦日経平均株価、⑧解約返戻金額、⑨実質純資本(自己資本比率+基礎利益の総資産比率ー株式・外国証券のリスク量の総資産比率)、⑩基礎利益のハーフィンダール指数 (注 8)、である。紙面の関係から、その系列の詳細な選択理由に触れることはできないが、基礎利益を表す構造式の説明変数に採用した①~④、資産運用リスクを表わす⑤~⑦、流動性リスクを表わす⑧、リスク顕在化時の対応力をあらわす⑨、⑪と大きく峻別できる。

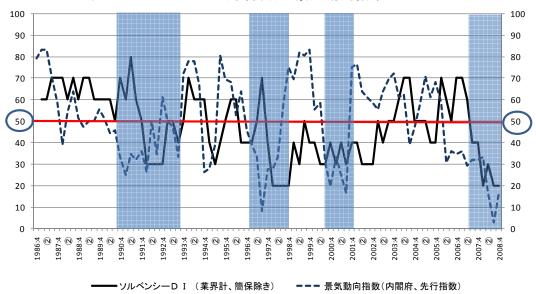
すべての時系列データには循環変動、季節変動、不規則変動が含まれるが、統計データの処理に際しては、季節変動分と不規則変動分を乗法モデル (注 9) で除去している。このようなデータ処理を行った後、四半期ごと、系列ごとに、前期より改善(リスクが減少)していれば「0」、悪化(リスクが増加)していれば「1」の判断を行い、それらの合計を系列数 10 で除したものを DI とする。計算期間は、87 年度第 1 四半期から、2008 年度第 4 四半期である。ただし、系列⑩ハーフィンダール指数はデータの制約から、91 年度第 1 四半期から 2008 年度第 4 四半期までを 1 の算定基礎としている。

このように算出したソルベンシーDIを図3に示した。対象期間はバブルの醸成とその清算局面を含み、保険会社への大量の資金流入や資産価格の大幅な下落、そして景気低迷に伴う低金利局面の長期化など、健全性の観点からは厳しい外部環境の時期にあたる。このため、全般的に50%を超えている時期はさほど長くない。

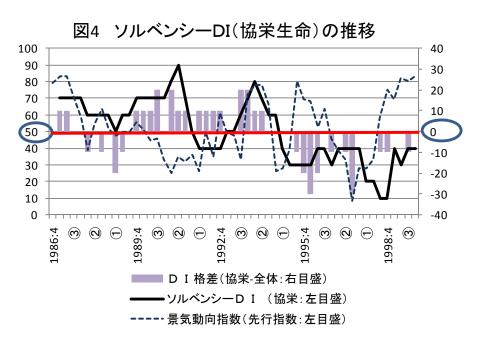
さて、健全性が連続的に悪化する局面として、ソルベンシーDIの50%割れの期間が1年半(6四半期)以上続いた(一時的に50越えの期間も含む)時期とすると、3局面ある。第1局面は1996年第3四半期から1999年第2四半期までの12四半期、第2局面は1999年度第4四半期から2002年度第4四半期までの13四半期、第3局面は2006年第3四半期から2008年第4四半期間までの6四半期である。戦後初めての経営破綻の発生したのは97年度の第1四半期であり、これは第1局面に位置する。このようにみると、破綻会社8社の分布は第1局面が2社、第2局面が5社、第3局面が1社となっている。ソルベンシーDIの示す健全性は破綻時期に対し先行性を有している。さらに、採用系列にARIMAモデル(Autoregressive Integrated Moving Average model、自己回帰和分移動平均モデル)を使用し1期先の予測値を算出、予測値に基づいたソルベンシーDIの判断も併せ行うことができるため、更に健全性の予測速度は早くなる。

次に、ソルベンシーDIと景気動向指数(先行系列、図3の点線)との関係みると、前者は後者に全般的には遅行しており、後者が30を下回る水準を示した後に、前者も50を大きく下回り、健全性への警告シグナルを発している。大きな景気後退局面後に、保険会社の経営破綻が発生しやすいことを示している。

図3 ソルベンシーDI(業界計)と景気動向指数



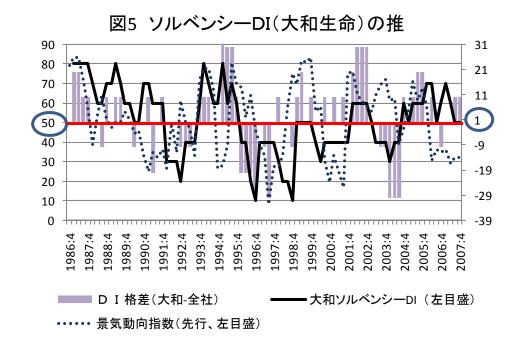
さて、この業界全体を対象としたソルベンシーDIを個別会社に応用してみよう。破綻した8社について対し、このスキームを適用して各社DIの破綻予測力を観察する。まず、破綻会社の中で最大規模の協栄生命についてソルベンシーDIを作成したのが図4である。



経営破綻に至るまで同 DI には 3 つの特徴がみられる。まず第 1 に、1994 年度から破綻時まで同 DI は連続的に 50 を下回り続けており、業界全体のソルベンシーDI より明確に破綻を予測していることがわかる。また、第 2 に、DI の水準が 10~20 という非常に低い水準まで落ち込む局面がある。第 3 に、より長期的にみると同 DI と業界全体の DI との差(棒グ

ラフ)を取ると当初のプラス(協栄生命の DI の水準が業界全体の DI 水準より高い)が破 旋時に向けてマイナスになるという特徴を有している。協栄生命以外の破綻生保である日 産生命、東邦生命、第百生命、千代田生命、東京生命なども同じような DI の軌跡を描いて いる。このように個別保険会社を対象に作成したソルベンシーDI は、概ねその会社の破綻 を明確に予測している。

しかしながら、破綻8社の中で大和生命について作成したソルベンシーDIは図5に示したとおり、十分な破綻予測力を示していない。大和生命のソルベンシーDIは、破綻直前にもその水準が50を超えるなど破綻サインが明確ではない。大和生命は「基礎利益の乖離幅」でも他とは違う軌跡を描いていたが同DIでも明確な破綻予兆を掴めていない(大和生命と同様の基礎利益の乖離幅を示した大正生命は同DIで明確に破綻予兆を判別)。



第4節 ソルベンシーCI (コンポジットインデックス) の開発

破綻の予測ミスを圧縮するには、健全性が改善もしくは悪化しているという「方向性」もさることながら、健全性リスクの増加量など事態の「深刻さ」(量感)を把握する指標が必要になる。ソルベンシーDIは50%を下回れば健全性悪化する局面に入るとことを示す、方向性と局面の転換点を示す重要な指標である。これとは別に、健全性悪化の圧力の大きさや深刻さを表現できれば、破綻の予知力が改善することが期待される。それは、保険監督における対応レベルの変更や新規契約の加入を考える契約者の自己防衛にも有益である。また、保険会社自身にも他所の悪評が自社に移転する風評リスクを避ける手段ともなる。

そこで、内閣府のコンポジット・インデックスの手法を取り入れた変動の大きさ(量感)

やテンポを示す指標、すなわちソルベンシーCIを提案する。ソルベンシーCIが上昇すれば 健全性リスクは小さく、下落を示せば大きな健全性リスクに直面していることを示す。CI の絶対値が大きければ大きいほど「その程度」が激しいことを示す。

健全性 CI の基本構造は、以下のとおりである。

 ${\bf T}$ 時点における個別指標の変化率を $\chi_i(t)$ 、第 ${\bf i}$ 指標の ${\bf t}$ 時点の値を $d_i(t)$ とする。

$$\chi_i(t) = 200 \times \frac{(d_i(t) - d_i(t-1))}{(d_i(t) + d_i(t-1))}$$

なお、構成指標が 0 または、負の値をとる場合、もしくは、指標が比率になっている場合 には、以下のとおり、差をとる。

$$\chi_i(t) = d_i(t) - d_i(t-1)$$

次に、個別指標の変化率についての過去 5 年間の平均を $\mu_{i}(t)$ 、その標準偏差を $\sigma_{i}(t)$ 、標準 偏差の変化率を $\sigma_{i}(t)$ とする。

$$\mu_{i}(t) = \frac{\sum_{n=t-19}^{t} \chi_{i}(n)}{20}, \quad \sigma_{i}(t) = \sqrt{\frac{\sum_{n=t-19}^{t} (\chi_{i}(n) - \mu_{i}(t))^{2}}{20}}, \quad \chi_{i}(t) = \frac{(\chi_{i}(t) - \mu_{i}(t))}{\sigma_{i}(t)}$$

k 個の個別指標の $\mu_{i}(t)$ 、 $\sigma_{i}(t)$ 、 $Z_{i}(t)$ の平均値を求める。

$$\overline{\mu(t)} = \frac{\sum_{i=1}^{k} \boldsymbol{\mu}_{i}(t)}{k}, \quad \overline{\sigma(t)} = \frac{\sum_{i=1}^{k} \boldsymbol{\sigma}_{i}(t)}{k}, \quad \overline{z(t)} = \frac{\sum_{i=1}^{k} Z_{i}(t)}{k}$$

これらを合成し、各指標の合成変化率V(t)を求める。

すなわち、 $V(t) = \overline{\mu(t)} + \overline{\sigma(t)} \times \overline{z(t)}$

である。

この合成変化率V(t) を累積し、基準年度を 100 とする指数 I(t) を作成する。

$$I(t) = I(t-1) \times \frac{(200+V(t))}{(200-V(t))}$$
、 $I(t) = \frac{I(t)}{I} \times 100$ 、なお I は、基準とする 4 半期の $I(t)$

今回、ソルベンシーCI に採用した系列は、ソルベンシーDI の 10 系列からから M&A などの影響を受けやすいハーフィンダール指数を除いた 9 系列である。すなわち、①基礎利益、②個人保険保有契約高、③個人保険新規契約高(含む契約転換純増加額)、④換算保険料、⑤金利差(10 年国債応募者利回りの 2 年前差)⑥(株式+外国証券)資産の総資産比率、⑦日経平均株価、⑧解約返戻金額、⑨実質純資本(自己資本比率+基礎利益の総資産比率ー株式・外国証券のリスク量の総資産比率)、の 9 つである。

データ処理に際しては、ソルベンシーDI の場合と同じく、各時系列データから季節変動分と不規則変動分を乗法モデルで除去している。これにより、すべての時系列は定常時系

列に変換されている。基準となる四半期は、1991年度の第 4 四半期(1992年の $1\sim3$ 月期 =100)としている。変化率の平均期間は 5 年間、すなわち 20 四半期とした。このようにして作成した全社ベースのソルベンシーCI を図 6 に示した。

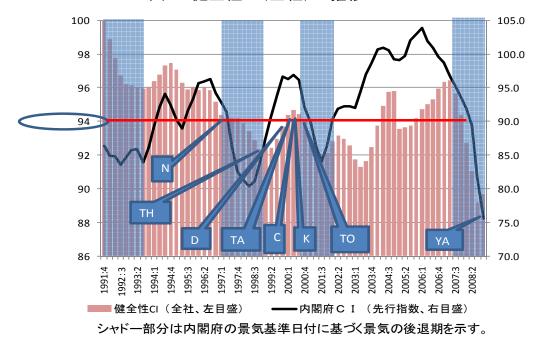


図6 健全性CI(全社)の推移

グラフは、基準となる 100 から下方に動くほど経営破綻リスクが高まることを示している。バブルの頂点に近い 1991 年度から 2000 年度までのソルベンシーCI は低下を続け、保険会社の経営破綻リスクはが大きくなっている。図中の番号は、8 つの保険会社が破綻した時期を図示しているが、経営破綻は同 CI の水準で約 94 を下回るところに集中している。大和生命が破綻した 2008 年度第 2 四半期は CI も過去最低水準の 90 を下回る水準まで低下している。

このことから、ソルベンシーCI が 90 台前半になると監督を強化し、94 を下回る局面では破綻会社がでることを前提に事前にできる対応策を準備することが必要となる。

このソルベンシーCI をソルベンシーDI では破綻判別力が不十分であった大和生命に適用してみよう。大和生命のソルベンシーCI は図7に示した。95年にかけ販売業績の向上やリスク性資産の圧縮などによりソルベンシーCI の水準は大きく上昇したものの、その後2001年にかけて水準が大きく低下するなど個別会社のソルベンシーCI は全社の同 CI に比べて変動幅が大きいことが特徴である。大和生命のソルベンシーCI はその後2000年度には80を下回る水準にまで落ちこみ、その後やや改善したものの、再び2003年度以降80台の水準となっている。大和生命が2000年度に経営破綻リスクが非常に大きかったにもかかわらず他の破綻会社のように経営破綻しなかったのは、当時の資産運用が比較的堅実で、資産に大きな損失がなかったためと考えられる。しかしながら、2003年度以降は資産運用

も証券化商品などの投資を増やすなどリスクを高めている。ソルベンシーCI はその後 5年間にわたり低下し全社の同 CI との差も破綻直前には 10 ポイント前後まで拡大していた。

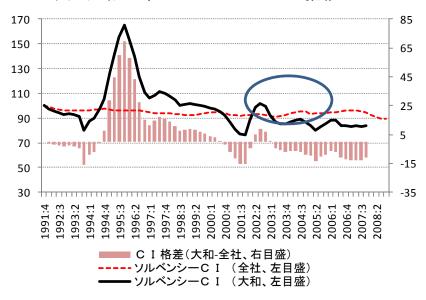


図7大和生命のソルベンシーCIの推移

個別会社のソルベンシーCI が 80 台、そして全社の同 CI の水準を 10 ポイント以上下回 り続けるような局面では経営破綻が発生する。ソルベンシーDI では十分判別できなかった 経営破綻がソルベンシーCI では明確に予測できる。

同様に、大和生命以外の破綻会社7社について計算したソルベンシーCIを図8に示した。破綻の直前には、協栄、東邦、第百、東京は CI 水準が 30 を下回り、大正生命も 50 台、千代田、日産も 80 を下回っている。ソルベンシーCI はすべての経営破綻会社をかなり前から、しかも明確に判別していることがわかる。

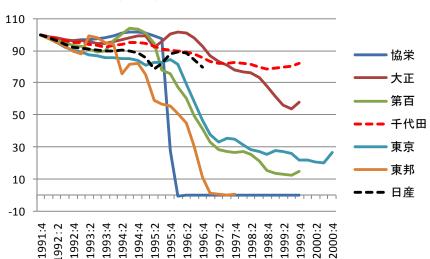


図8 破綻会社のソルベンシーCIの動き

生命保険会社の健全性指標に必要なことは、生命保険会社を常時モニターする中で、① 事前に破綻を正確に予測できること、②その判断が簡便でわかりやすいこと、③先行性、 速報性に優れていること、の 3 つである。これらの 3 条件をどの程度満たしているかを、 ソルベンシー・マージン比率、基礎利益からの乖離幅、ソルベンシーDI、ソルベンシーCI について評価し、その結果を表 4 にまとめた。

現行までのソルベンシー・マージン比率はたびたび修正が加えられたものの、破綻予測力は非常に低く、またリスクとリスクバッファーの比率という同比率の考え方もわかりにくい。そして、決算発表時にしか数字公表されないなど速報性にも乏しい。次に、基礎利益の乖離幅を見ると破綻予測力はソルベンシー・マージン比率に比べると大きく改善している。ただ、破綻シグナルが基礎利益の実績値が推計値を上から下に大きく切るような形状であることであることから、一般にはややわかりにくいかもしれない。一方の、ソルベンシーDIは予測力、簡便性・わかりやすさ、速報性についても優れている。ただ、大和生命の破綻を判別できないな予測力にやや不安が残る。ソルベンシーCIはソルベンシーDIの欠点を克服し、破綻の予知力に優れ、わかりやすさ、速報性も問題のない健全性指標に仕上がっている。

だからと言って、ソルベンシーCI だけで生命保険会社の健全性判断は十分かと言うとそうではない。たとえば、千代田生命の場合、ソルベンシーCI も破綻を予測しているものの、むしろ、ソルベンシーDI の方がより明確に破綻を予測している。このように生命保険会社の経営破綻には多くの要素が複雑に絡むため、複数の指標で複眼的に見ることが望ましい。

表4 各種健全性指標の能力

破綻会社名		ソルベンシー・ マージン比率	基礎利益の 乖離幅	ソルベンシーDI	ソルベンシーCI
①破綻予測力		×	Δ	0	0
	日産	_	0	0	0
	東邦	0	0	0	©
	第百	×	0	0	©
	大正	0	×	×	©
	千代田	×	0	0	0
	協栄	×	0	0	©
	東京	×	Δ	0	©
	大和	×	×	×	0
②簡便さ、わかりやすさ		×	Δ	0	0
③先行性、速報性		×	0	0	0

⁽注)×はその機能、効果を満たさない、△は満たすもののやや不十分、○はその機能が発揮されている、 ◎は非常にうまく機能発揮がされている、ことを主観的に示したもの。

第6節 小 括

金融自由化は期待通り、競争を促進し、金融商品の多様化や価格の低下を招来した。しかし、一方で、消費者は金融機関の選択において自己責任原則が適用されることとなった。

ソルベンシー・マージン基準は健全性を判断する上で重要な指標のひとつであるものの、同基準の判定結果からも公表時期からも、自分の財産・将来の安心を託した生命保険会社の健全性を破綻前に読み取ることに十分ではない。保険会社の破綻予測をより正確に、よりわかりやすく、より早く、国民が判断できるツールが求められている。今回提案した基礎利益の乖離幅、ソルベンシーDI、ソルベンシーCI などの指標を複数用いることにより、保険会社に対する破綻予測機能は極めて高くなる。それは、消費者・契約者だけでなく、保険監督当局にも生命保険会社の経営の変調を早い時期からスクリーニングすることを可能とする。

また、正確でわかりやすい破綻予知力は、日本においてだけではなく、国際的にも重要な意味を持つ。EUの新しい支払い余力規制は、ファイナンス理論を用いた基準値の設定や各社のリスク管理モデルの使用が認められる。それは保険会社の内部管理や監督には資するものの、消費者には理解しにくいものとなろう。経営は人間の行動そのものと考えれば、むしろ、経営判断が如実に表れる損益計算書の変化から丁寧にその兆候を読み取ることが重要である。今回提案したソルベンシーDIやソルベンシーCIなど諸指標を用いて保険会社の常時モニターを行って初めて、保険会社選択における自己責任の原則を主張してもよいことになる。

ここで提案した理論モデルを基礎に、さらに予測力を引き上げるため、ソルベンシーDI、 CI など構成する系列候補の選択や統計処理の工夫をさらに進める必要がある。これらの健 全性指標をさらに洗練することにより、国民の保険会社選択の自助努力の促進と監督当局 の早期にかつ効率的な健全性監督に資することができれば幸いである。

注 釈

- 1) ソルベンシー・マージン基準は、保険会社が通常の予測を超えるリスクに対して、どの程度の支払い余力を有するか示す指標。同比率=マージン(リスクバッファー)の総額/リスク総量×1/2×100 であらわされる生命保険会社健全性を表す指標。分子のマージンには自己資本や諸準備金、有価証券の含み益の一部などが算入でき、分母には、①保険リスク(伝染病、大災害などの発生による保険金の支払い急増) < 22% > 、②資産運用リスク(金融市場の大幅な価格下落などに伴う損失 <77% >)、③ALMリスク(予定利率リスク、低金利などによる予定利率を下回る運用利回りの持続 <15% >)などがある。 < > はリスク量合計を100とした時の各リスクの大きさ(2009年度全社)。
- 2) 保険会社が設定する保険料計算基礎率とは別に、一定の商品について法令の定めた積み立て方式及び計算基礎率により積み立てを義務付けることにより最低限確保しておく責任準備金を積み、保険会社の健

全性を維持する仕組み。

- 3) 修正点は、①リスク係数を最新 10 年間のデータで再推計すると共に価格変動リスクなどについて安全率を厚めに見るため 90% VaR を 95% VaR に修正、②マージン参入項目を見直し、将来利益などの不参入や税効果の制限などである。2009 年 9 月にパブリックコメントを修了している。
- 4) 1975年 (昭和50年度)、1989年度 (平成元年度)、1991年度 (平成3年度)の3回である。
- 5) 前述の生命保険協会が公表している基礎利益額との乖離率は8年間平均で10.1%となる。
- 6)保険料1単位あたりの利益水準は、各社ごとに異なるため、ここでは、換算方法として、地方税法72条の12、14の第1項に示される換算比率を使用することとした。同項の生命保険業の各事業年度の収入金額は、①個人保険のうち貯蓄保険以外の生命保険については、各事業年度収入保険料に100分の24を乗じて得た金額(貯蓄保険とそうではない保険の峻別は困難であるのですべて個人保険は、すべて貯蓄以外の商品とした)、②団体保険のうち団体年金保険料については、各事業年度の収入保険料に100分の5を乗じて得た額、③団体保険のうち団体年金保険以外の生命保険について、各事業年度の収入保険料に100分の16を乗じて得た金額とされ、個人保険を100とした時、団体保険は20.8、団体年金は、66.6となる。
- 7) 1991 年 7 月に破綻したミューチュアルベネフィットは、1.8 兆円、91 年 4 月破綻のエグゼクティブライフは、1.4 兆円(いずれも当時の為替レートである 1 ドル=135 円で換算)。
- 8) ハーフィンダール指数は、市場の集中度を見る尺度で、上位 n 社集中度と併せ用いられる。市場構成各 社の市場シェアを 2 乗したものを足し挙げたもので、数字が大きいほど集中度が高いことを示す。
- 9) 乗法モデルは、 $X(t) = T(t) \times C(t) \times S(t) \times I(t)$ で表わされる時系列 X(t) について、各要素に分解後、S(t) と I(t) を除去するモデルである。なお、T(t)はトレンド、C(t) は循環変動、S(t) は季節変動、I(t) は不規則変動である。

主要参考文献

Craig C. Thorbun [2004], "On the Measurement of Solvency of Insurance Companies: Recent Developments that will Alter Methods Adopted in Emerging Markets", World Bank Policy Research Working Paper No. 3199, pp.1-44.

Financial Services Authority [2002], "A new regulatory approach to insurance firms' use of financial engineering- proposed changes to the regulatory returns for life insurers' Policy Statement"

Monica Keneley [2008] "The Curious Case of the Occidental and Regal: the Evolution of Solvency and Disclosure Standards in the Australian Life Insurance Industry", *Accounting History*, Vol. 13/ Philip Booth, Alan D. Morrison, [2007] "Regulatory Competition and Life Insurance Solvency Regulation in the European Union and United States", *North American Actuarial Journal*, Vol. 11. Renbao Chen and Kie Ann Wong [2004], "The Determinants of Financial Health of Asian Insurance Companies", *Journal of Risk and Insurance* Vol.71,NO3,pp.469-499.

William L. Ferguson [2007] "Solvency: Models, Assessment and Regulation", Journal of Risk and Insurance, Vol. 76.

萩原邦男〔2004〕「保険の国際会計基準を巡る動向」『ニッセイ基礎研 REPORT』2004 年 1 月、pp. 10-17。

久保英也① [2005] 『生命保険業の新潮流と将来像』平成 17 年 10 月、千倉書房、第 3 章 pp. 19-117。

久保英也②〔2006〕「収益力評価による生命保険会社の経営破綻リスクの早期把握」日本保険学会『保険学雑誌』第593号、2006年6月、pp.1~30。

小藤康夫 (2001)「なぜソルベンシー・マージン比率は有効な手段となりえなかったのか」『共済と保険』 2001 年 4 月、pp. 30-43。

小松原章 [2002] 「EU 生保のソルベンシー・マージン規制改正の動向」『ニッセイ基礎研 REPORT』 2002 年 7 月、pp. 14-19。

高崎康雄〔2003〕「欧米における連結ソルベンシー・マージン規制」『生命保険経営』2003 年 9 月、pp. 3-24。 橘木俊詔、中馬宏之編著〔1991〕「第 2 章生命保険の需要分析」、「第三章 生命保険需要のミクロ分析」『生 命保険の経済分析』1991 年 11 月、pp35-84。

田村祐一郎編 [2002]「第6章 保険規制の変革」「第7章市場原理の中の保険規制と保険市場」『保険の産業分水嶺』2002年9月、pp. 123-210。

ナイジェル・マスターズ [2003] 「国際会計基準とソルベンシーレギュレーション」『アクチュアリージャーナル』 第49 号 VOL14、2003 年7月、pp83-99。

深尾光洋 [2000]「第2章 生命保険会社の財務分析」『金融研究』、日本経済研究センター、2000年10月、pp. 55-120。

古瀬政敏〔2002〕「英国金融サービス・市場法下の保険会社に対する「慎重性規制」の動向」『生命保険論集』2002 年 12 月、pp33-110。

松岡博司 [2003] 「ドイツにおける生命保険会社の破綻」 『ニッセイ基礎研 REPORT』 2003 年 11 月、pp. 14-19。

以 上