公的預金保険の適正保険料率

――主要理論・実証分析の展望――

小　村　衆　統

（受付　2004 年 10 月 12 日）

I.　序

今日，預金保険制度において，いわゆる「可変保険料方式（“Variable Premium”）」あるいは「リスクを考慮した差別的保険料制度（“Differential Premium”）」を採用している国は，アメリカ，カナダ，フランス，ドイツ，イタリア，スウェーデン，台湾（アジアで唯一）など世界的には約 3 割の国であり[1)]，日本でも現在，「預金保険機構」で検討されている[2)]。

一方で，過去長年にわたって欧米諸国では「預金保険料率」について多くの・多様な理論的および実証的研究が発表されてきた。それらの研究の大勢は，「一律・固定の預金保険料率（“Flat・Fixed Premium”）」は銀行活動のモラル・ハザード問題（過度のリスク・テイク活動）や逆選択問題を惹き起こす可能性が大きく[3)]，それに対し「リスクに応じた預金保険料率（“Risk-adjusted Premium”）」はより公平で効率的であるという観点に立っており，いわゆる「適正預金保険料率（“Fair Premium”）」に関するものである。

本稿は，「可変保険料制度」の具体的内容を取り扱うものではなくて，「リスクに応じた預金保険料率」或いは「適正保険料率」の設定に関して，これまでに発表されてきた主要な理論或はモデルおよび実証分析の展望を目的としている[4)]。

以下，II では，過去の銀行倒産記録に基づく適正預金保険料率の分析を，III では，オプ

1）現在，「一律保険料制度（“Flat Premium”）」を採用している主要な国は，日本，イギリス，韓国等である。これら各国の「預金保険料制度」の具体的内容は，石塚［2004］pp. 1–16. で詳しく解説されている。

2）「預金保険機構」の「預金保険料率研究会」が2003年10月以来 7 回にわたる議論を経て2004年 6 月18日に発表した中間報告によると，可変保険料率のメリット・デメリットを検討のうえで，わが国の預金保険制度に可変保険料的要素を導入してゆくことが望ましいとの意見が多かったとしている（全国銀行協会『金融』p. 83 参照）。

3）この点については，小村［2004］pp. 45–46を参照されたい。但し，そこでは「リスクに応じた預金保険料率」の問題は研究課題として残した。この意味で本稿はその続編である。

4）このテーマに関して，殊に欧米諸国において数多くの多様な研究文献が発表されており，それらの全般的な展望は現在，筆者の能力の範囲を超えるので，それらの中の主要な幾つかの文献を取り挙げることによって，それらの研究の発展の主要な流れ或いは基幹的な部分を示すことを意図している。但し，IV：結びで記すように，本稿では「自己資本比率に基づく預金保険料率」の問題は次の研究課題として残している。

ション価格理論に基づく適正預金保険料率に関する理論および実証分析を，IV では，情報の非対称性の下での適正預金保険料率に関する理論をそれぞれ解説し，V において，それらについて問題点を指摘しコメントする。

II. 銀行倒産記録に基づく適正預金保険料率の分析

Scott, K. E. and T. Mayer［1971］（以下，S & M とする）は，アメリカの銀行倒産率の歴史記録に基づいてアメリカの公的預金保険の保険料率が適正であるか否かを検証した最初の詳細な研究であろう。S & M は，FDIC（the Federal Deposit Insurance Corporation）および FSLIC（the Federal Savings and Loan Insurance Corporation）の記録に基づいて，1934年から 1969年までの36年間では，総じて両保険機構共に保険料率は過度に高率であったことを示した。具体的には，各保険機構加入の全金融機関を対象にして，上記期間の各年における FDIC および FSLIC 側の「損失の保険加入預金・貯蓄に対する比率（%）」および「実際の支出額の純保険料収入に対する比率（%）」[5] の算出結果から，主要なファクト・ファイディングとして次の点が指摘されている[6]。

「損失・保険加入預金・貯蓄比率（%）」については，FDIC の場合，全期間平均で0.0033%，期間中では1939年が最大で0.0292%，第２次大戦後（1945－1969年）では0.000～0.0025%の狭いレンジでの変動であり，1965年が最大であった。FSLIC の場合は，全期間平均が0.0102%，期間中の最大は1942年で0.0946%，戦後の最大は1965年で0.0396%であった。これらの比率は一種の適正預金保険料率とみることが出来るから，FDIC における実際の保険料率が1935年以降，各銀行当たり一律 1/12%（≒0.8333%）であり，1960年には実効保険料率（戻し金約66.67%を含む）が 1/30%（0.033%）となったが，上記の適正保険料率よりもかなり高率であったと言える。「実際の支出額・純保険料収入比率（%）」については，36年間中で，この比率が 100% を超えたのは FDIC の場合で4ヵ年，FSLIC の場合で６ヵ年だけであり，その他の年は全て50%以下で１ケタ台の年が相対的に多い。つまり，対象期間では保険機構の保険料収入はその活動にとって充分過ぎる程であったということであり，上記の結果をも踏まえて，S & M は当時実施されていた一律・高率な預金保険料率方式の改善を主張した。

S & M は新しい方式として「リスクに応じた差別的保険料率（“Classified Premium”」（或

5) ここでの保険機構の「実際の支出額」とは，預金のペイ・オフ額および銀行への資金援助額である。また「純保険料収入額」とは，保険料総収入から機構の運営費等を控除した差額である。

6) Scott, K. E. and T. Mayer［1971］pp. 872–886. なお，この文献は，アメリカの「預金保険制度」について法制度面，運営面および理論面を総合的に詳細に論じた最初の主要論文であると思われる。

いは「可変的保険料率」）方式を提案した。銀行の倒産確率は銀行の保有資産のリスクに依存するとみなして，銀行の保有資産の種類毎にそのリスクの程度を5段階位に区分し，その段階に応じて預金保険料率を設定し，各銀行をそれらに分類することを提案している。しかし実際上，銀行の資産リスクの正確な算定は非常に困難であることを認めている[7)]。

Humphrey, D. B.［1976］も銀行倒産による預金保険機構の損失に関する歴史データに基づいて適正預金保険料率を推定する試みを行った[8)]。Humphrey は FDIC が銀行預金を100％保証する場合，どれだけのコストを必要とするかを歴史データに依って推定した。具体的には，過去の倒産銀行預金の全銀行預金に対する比率，倒産銀行の預金損失率および全銀行預金の増加率から1975年以降10年間の預金損失率（年平均）を推定し，その結果により1974年時，1口座最大40,000ドルの部分預金保証に比べて，100％預金保証のためには各銀行の預金保険料率を1～10％引き上げる必要があると論じている。

他方，Meyer, P. A. and H. W. Pifer［1970］は，FDIC 等の歴史データを用いて，1948年～1965年間の健全銀行と倒産銀行（39行）を対象にしてバランス・シート項目の9つの比率のクロス・セクション回帰分析を行った。その結果は，このような諸金融変数の変化に依って健全銀行と倒産銀行の区別を1ないし2年前に示しうる説明力が約80％であったとしている[9)]。しかし，この方法に基づいて個々の銀行の破綻リスクを推定し，適正預金保険率を実際に設定することは困難であるとみなされる。

歴史データに基づいて銀行倒産による保険当局の将来損失を適切な信頼度で推定するためには，極めて長い期間の時系列データが必要である。しかしそのような長期の観測期間において銀行のリスクが不変であると期待することは出来ないであろう。しかもリスクに応じた保険料率を推定するためには，保険機構加入の全金融機関について必要となるから一層困難である。また，金融環境の変化の激しい今日の状況ではなおさらのことである。この点がこのような手法の最大の制約となる。その後，理論或いはモデルに基づく適正預金保険料率設定の研究が急速に発展したのは，上記の研究の刺激を受けつつ，その手法の制約を回避することが1つの目的であったと言えよう。

7） Scott, K. E. and T. Mayer［1971］pp. 886–894. このような「リスクに応じた差別的保険料率」のアイデアは，これより以前にも提案されている。例えば，T. Mayer［1965］pp. 114–116. この論文では，銀行の倒産確率が銀行の保有資産だけでなく銀行の資本比率にも依存するとみなして，預金保険料率を各銀行のリスク資産に対する保有資本の割合に応じて設定することが提案されている。但し，理論的観点からの提案であり，具体的な算定方法等は示されていない。

8） Humphrey, D. B.［1976］pp. 192–198.

9） Meyer, P. A. and H. W. Pifer［1970］pp. 853–868.

III.　オプション価格理論に基づく適正預金保険料率

〔1〕 Merton, R. のモデル

預金保険の保険料の算定方法をオプション価格の算定方法を適用して明快に示した先駆的な研究は，R. Merton［1977］によるものである。Merton は，預金保険の性質と株式プット・オプションのそれが基本的に同形であることに着目して，適正な預金保険料の算定公式を，株式オプション価格の明快で実用的な公式として有名な「ブラック＝ショールズの公式」（The Black-Scholes formula）を適用することによって鮮やかに導出した。その要点は以下のようなものである[10)]。

周知のように，株式（普通株）のヨーロピアン・プット・オプションの本質的条件は，オプションの所有者は契約した種類の一定量の株式を特定の日（「満期日」）に特定の価格（「権利行使価格」）で売却するか，しないかの選択権を持っているということである。もし満期日に権利が行使されなければ（すなわち保有株式が全く売却されなければ），その時点で契約は消滅する。もし満期日の株価（S）が行使価格（E）よりも低ければ，プット・オプションの所有者は時価で株を買い，それを行使価格で売る（権利を行使する）ことによって正の利得（１株当たり $E-S>0$）を得るであろう。他方，満期日の株価が行使価格よりも高ければ，プットの所有者は明らかに権利を行使しないから，このプット・オプション契約は消滅し無価値となる。したがって，満期日（$T=0$）の株式プット・オプションの単位当たり価値（P）は，次式で表わせる。ただし，T は満期日までの残存期間。

$$P(0)=\max[0,\ E-S] \tag{1}$$

満期日のプットの価値はその時点の株価に依存しているから，満期日前のプットの価値は満期日の株価の確率分布に依存するとみなすことが出来る。この観点に立って次の諸条件を仮定する。（i）典型的な資本市場の完全性；委託手数料・取引税等取引コストやその他取引の制約は存在しない，（ii）株価の変動は連続時間の確率過程（「一般化されたウィナー過程」）に従い，株価変動性（ボラティリティ）は満期まで一定，（iii）「無裁定機会」条件，（iv）株式に関し配当など分配は無し。以上の仮定の下で，「ブラック＝ショールズの公式」は次のように表される[11)]。

$$P(T)=Ee^{-rT}f(y_2)-SF(y_1) \tag{2}$$

10） Merton［1977］pp. 4–11参照.

11） 「ブラック＝ショールズ公式」の導出過程については，原典である Black, F. and M.. Sholes（1973］pp . 637–654 また，Merton, R. C.［1973］pp. 141–181参照。その他に多くの解説文献がある。ここでは，詳細な解説がなされている Hull, J. C.［2000］pp. 237–270.（ジョン・ハル 著，東京三菱銀行金融商品開発部 訳［2001], pp. 345–394.）のみを挙げておく。

ただし，

$$y_1 = \frac{\log(E/S) - (r + \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$y_2 = y_1 + \sigma\sqrt{T}$$

上の式における記号は，既述以外のものは次のとおり。S：現在の株価，$f(y)$：標準正規分布の累積密度関数，σ：株式収益率（対数値）のボラティリティ（瞬間標準偏差），r：安全資産の利子率（満期まで一定と仮定），log：自然対数。

(2)式は複雑そうにみえるが，プット・プレミアムの算定の点からみれば必要なのは5つの変数（現在の株価，行使価格，安全資産の利子率，満期までの期間および株式収益率のボラティリティ）のみであり，これらのうち直接に観測できないのは株式収益率のボラティリティのみであるが，これも合理的に推定可能である。さらに重要な特徴は投資家の選好も株式の期待収益もインプットする必要がないという点である。したがって(2)式は操作性が高く，相対的に実用に適している。

今，一銀行が一定満期付きの一種類の預金債務価値 D を有すると共に，資産価値 A を保有しているとする。預金証書は割引発行とし，単純化のため当初自己資本は0とする。預金満期時において，もし $A > D$ であれば，銀行預金保護の第3者機関（以下では「預金保険機構」と呼ぶ）の存在如何に関わらず，株主の純資産価値は $A - D$ であり，預金者の総受取価値は D である。しかしながらもし $A < D$ であれば銀行は破綻し，預金保険機構が存在しない場合，預金者の総受取価値は最大限 A であり（すなわち総預金価値のうち一部は支払われない），株主の資産価値はゼロである。これに対し，預金保険機構が存在する場合は，銀行の債務超過分 $D - A$ は預金保険機構からの支払いによって補充されることになり，預金者の総受取価値は $A + (\mathrm{D} - A) = D$ となる。

以上のことを短縮して示すと，当銀行の株式価値はいずれにしても max $[0, A - D]$ であるが，預金保険機構が存在する場合は，預金の総価値は常に D であり，したがって預金は常に安全資産（無リスク資産）である。他方，預金保険機構の役割は銀行に対して追加のキャッシュ・フローmax $[0, D - A]$ を提供することにあるとみなすと，その利得価値は min $[0, A - D]$ であり，ゼロかマイナスかである。したがって債務超過の場合，預金保険機構の預金保証を受ける銀行（預金保険加入銀行）にとっての利得価値 $G(T)$ は次の式で表せる。ただし，T は預金の満期までの期間。

$$G(0) = \max[0,\ D - A] \tag{3}$$

既述のように預金保証の下で満期時の預金価値は一定であるが，銀行の資産価値は不確実である。したがって(3)式はプット・オプションの式（(1)式）と基本的に同型とみることが

できる。すなわち(1)式の E および S がそれぞれ(3)式の D および A に対応する。預金保険機構は銀行保有のリスク資産に対するプット・オプションを発行することによって，そのプット・オプションを購入した銀行に対して預金満期時に減価したリスク資産 A $(< D)$ を不変の預金価値 D で売却する権利を付与しているとみなすことができる。そこでこの場合のプット・オプションの価値は銀行にとって預金保証価値あるいは預金保険価値（預金保険機構にとって預金保証コスト）に当たるとみなすのである。

かくして，A：銀行の現実資産価値（ただし確率変数とする），D：銀行の現実債務価値（ただし一定），σ：銀行資産の対数変化の瞬間標準偏差，r：預金利子率（割引率）とし，$G(T)$：預金債務の満期までの残存期間 T における預金保険価値とすると，上記のプット・オプション価値の公式（(2)式）を適用して，つぎの $G(T)$ の算出公式が導出される。

$$G(T) = De^{-rT} f(x + \sigma\sqrt{T}) - Af(x) \tag{4}$$

ただし，

$$x = \frac{\log(D/A) - (r + \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

ここでの預金の実体は要求払預金であるから，有期預金を仮定したモデルを厳密には適用できない。しかし預金保険機構の立場から銀行資産の次回の検査までの期間を預金の満期までの期間とみなせば，上記のモデルの構造は要求払預金の場合にも合理的に妥当するであろう。すなわち，預金保険機構は検査において銀行に対して次期の預金保険契約の条件を更改したり中止するかもしれないから，次期検査までの期間のみ契約が一定であるとみなすことが出来る。したがって，次回の検査までの期間，預金保険加入の要求払預金は元金・利子共に無リスクであり，被保険預金の現在価値（D_0）は $D_0 = De^{-rT}$ として表せる。(4)式の両辺を D_0で除すると，被保険預金一単位当たりの預金保証コスト（$G(T)/D_0 \equiv g$）は次式で表せる。

$$g(\theta, \tau) = f(w + \sqrt{\tau}) - \theta f(w) \tag{5}$$

ただし，

$$w \equiv \frac{\log(1/\theta) - \tau/2}{\sqrt{\tau}}$$

そして $\theta \equiv A/D_0$ は現在の銀行資産・預金比率，$\tau \equiv \sigma^2 T$ は預金期間中の銀行資産価値の対数変化の分散である。

(5)式より明らかなように，θ および τ が一定である限り g も一定である。そして g は θ および τ に関して，それぞれ減少関数および増加関数である。したがって被保険預金単位の保証コストに見合う預金保険料率を「適正預金保険料率」とみなすとすれば，銀行資産・預金比率が低下したり，資産価値変化の分散が大きくなったり，検査期間間隔が長くなったり

すれば，適正預金保険料率は増大するのである[12)]。

〔2〕 **Marcus and Shaked のモデルと実証分析**

以上の公式は株式配当利回りを考慮した場合について容易に拡張できる[13)]。今，単位期間当たり d の比率の連続配当利回りが支払われる株式の場合を見てみよう。配当のある株式と配当なしの株式の各総収益（配当＋キャピタル・ゲイン）は同等となるはずである。したがって，前者の価格は後者の価格よりも連続配当利回り率分だけ低くなる。すなわち，連続配当利回り率 d の株式価格が 0 期の S_0 から T 期には S_T にまで増加したとすると，配当なしの株式価格は 0 期の S_0 から T 期には S_Te^{dT} に増加する。後者は 0 期の S_0e^{-dT} から T 期には S_T に増加すると言い換えてもよい。以上のことから，0 期において連続配当利回り率 d の株式価格が S_0，配当なしの株式価格が S_0e^{-dT} とすると，T 期における前者の価格と後者の価格は同一の確率分布を持つとみなしうる。したがって，一定配当利回り率 d の株式に関する満期期間 T のヨーロピアン・プット・オプションの価値 $P(T)$ の公式は，上記(2)式における S_0（株式現在価格）を S_0e^{-dT} に置き換えることによって得られる。

$$P(T) = Ee^{-rT} f(y+\sigma\sqrt{T}) - S_0e^{-dT} f(y) \tag{6}$$

ただし，

$$y \equiv \frac{\log(E/S) - (r-d+\sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

そこで，銀行資産の単位当たり配当率を d とすると，預金保険機構の 0 期の預金保険価値 $G(T)$ は，(6)式を適用して次のように表せる（記号は(4)式の場合と同じ）[14)]。

$$G(T) = De^{-rT} f(x+\sigma\sqrt{T}) - A_0e^{-dT} f(x) \tag{7}$$

ただし

$$x = \frac{\log(D/A_0) - (r-d+\sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

(7)式は株式配当によって銀行の内部留保が減少する効果を明示的に導入している点で(4)式を一般化している。すなわち(4)式は(7)式における $d=0$ のケースである。

Marcus and Shaked（以下，M & S とする）は基本的に上記(7)式のモデルに基いて，アメリカの預金保険価値の実証分析を行った[15)]。ところで確率変数である銀行資産価値 A およ

12） オプション価格理論に基づく「預金保険価値モデル」に関して，永続的期間で連続型を前提したモデルによる理論分析も幾つか発表されている。例えば，Pyle, D. H.,［1984］pp. 5–15 および Pennacchi, G. G.［1987］pp. 291–311。これらは相対的にかなり複雑なモデルなので，ここでは取り扱わない。

13） Hull. J. C.〔2000〕pp. 273 – 276.（東京三菱銀行金融商品開発部 訳［2001］，pp. 395–403.）参照。

14） Marcus and Shaked〔1984〕pp. 448 – 449.

15） Marcus and Shaked〔1984〕pp. 452 – 460.

びその収益率の瞬間標準偏差 σ は直接には観測できない。M & S の分析の特徴は算定に際してこれらの問題を次のように処理している点にある。

まず A の推定に関して，バランス・シート上，預金保険価値 G を資産とみなし，G は負債側の項目すなわち負債時価（D）と自己資本（株式）時価（C）の合計（$D+C$）が A を超過した部分とみなす。したがって，$A=D+C-G$ となる。この式を(7)式の A に置き換えれば，A の代わりに観測可能な値 D と C を用いて G のインプリシットな値を得る。

次に σ の推定に関して，銀行資産収益率の標準偏差 σ と銀行株式収益率の標準偏差 σ_c との関係を示した Merton の公式[16]（(8式)）を利用して σ のインプリシットな値を得る（なぜならば右辺にも σ があるから)。

$$\sigma=\sigma_c\left[1-\frac{D_T e^{-rT} f(x+\sigma\sqrt{T}}{e^{-dT}A_0 f(x)}\right] \tag{8}$$

かくして，3つの確率変数 G，A，σ は観側可能な変数 D，C および σ_c によって推定可能となる。

M & S は以上の方法に基づいて，アメリカの大手銀行40行（1980年時点でアメリカ全商業銀行総預金の25％以上を占める）を対象とし，それら各行の1979年と1980年における預金保険価値（適正保険料）を推定した。その際，対象銀行の全預金を被保険預金とみなし[17]，預金の満期（検査時期の間隔）は1年とする。預金を含む負債額は満期時の簿価で計算され，自己資本時価は実際に取引された株式時価に発行済み株式数を乗じて計算され，そして株式収益率のボラティリティ σ_c の計算には日時データが使われている。

算定結果からの主なファクト・ファイディングは次のような点である。

（i）　1980年では，機構の利潤の60％の払い戻し後の現実保険料（実際の実効保険料率：0.033％）は，預金保険機構の運営諸経費を加えて算定された適正保険料率（1979年：0.0126％，1980：0.0145％）の2倍以上であり，算定預金保険価値のみに対しては20倍以上である。

（ii）　預金保険価値のみに関する個別行の推定適正保険料率の中で推定適正保険料率の加重平均を上回っている数は，1979年（加重平均0.0033％）では3行のみであり，1980年（加重平均0.0014％）はゼロである。

（iii）　個別適正保険料率がゼロあるいはゼロに近い銀行が過半を占める形で分布が極めて歪んでいるので，加重平均推定保険料率が銀行全体に対して正しいとしても，この料率を全銀行に一律に課すれば，多くの低リスク銀行は少数の高リスク銀行を補助することになる。

16）　Merton〔1974〕pp. 450–469.

17）　預金保証限度額は，1行1勘定当たり1979年では4万ドルであったが，1980年3月に10万ドルに引き上げられた。その結果，1980年では預金保険加入銀行の全預金の約72％が保証されることになった。

要するに，Mercus and Shaked の実証分析の結論は，多くの大手銀行にとって現実の預金保険料率がオプション理論を応用した Merton のモデルに基づいて推定される適正保険料率に比べてあまりにも高過ぎるということである。

〔3〕 Ronn and Verma のモデルと実証分析

適正預金保険料に関する Ronn and Verma〔1986〕（以下，R & V とする）のモデルは，基本的にプット・オプション・プレミアムの Black and Sholes 公式を応用する点で，Merton のモデルおよびその一部拡張版の Mercus and Shaked のモデルと共通している。しかし R & V のモデルはかれらのモデルとは次の 4 点で異なっており，それらが特徴点である[18)]。

（i）オプション価格に影響を与えるのは銀行資産の確率的な将来価値であると考え，その代理変数として預金保険加入後の銀行資産価値をオプションの原資産とする。（ii）銀行の負債項目を被保険預金とそれ以外の負債に 2 分する。（iii）銀行の株式価格は行使価格を銀行負債の将来価値とする銀行資産価値に関するコール・オプションの理論価格とみなし，ヨーロピアン・コール・オプション価格決定のブラック＝ショールズ公式を適用する。（iv）「緊急援助効果」（the bailing-out effect）を明示的に導入する。

ヨーロピアン・プット・オプション価格決定のブラック＝ショールズ公式を適用した預金保険料（P）の決定式は，上記(4)式および(6)式の議論とほぼ同様に次のようになる。

$$P = D_1 N(y+\sigma\sqrt{T}) - \frac{(1-d)^n}{D_1+D_2}(VD_1)N(y) \tag{9}$$

ただし，

$$y \equiv \frac{\log[D/V(1-d)^n] - \sigma^2 T/2}{\sigma\sqrt{T}}$$

既出記号以外の記号は次の通り。V：預金保険加入後の銀行資産価値（対数正規過程に従う確率変数と想定する），D_1：被保険預金の額面価値，D_2：被保険預金以外の全負債の額面価値，$D \equiv D_1 + D_2$：銀行の負債総額（総額面価値），関数 $N(\cdot)$：標準正規分布の累積密度関数，d は銀行資産価値に関わる配当率であるが，Merton 等のモデルと異なり連続的にではなく期間中 n 回支払わられると想定されている。

R & V モデルでは，銀行のバランス・シートは次のように想定されていると言えよう。

$$V \equiv V_0 + P(V) \equiv D + C \tag{10}$$

ただし，V_0：預金保険加入前の銀行資産価値，$P(V)$：預金保険勘定に伴う追加資産価値，C：銀行株式の時価。V の確率変数としての性質は主として $P(V)$ に依存するとされていると

18） Ronn, E. and A. Verma〔1986〕pp. 871–880.

言える。

R & V は，銀行の株主にとってその株式時価は負債の満期価値に等しい行使価格を伴った同じ満期の銀行資産価値に対するコール・オプション・プレミアムとみなすことが出来るとして，コール・オプション・プレミアムのブラック＝ショールズ公式を適用する。この点がR & V モデルの最も特徴的な点であろう。

負債の額面を D とし負債の満期利子率を r とすると，負債の満期価値すなわち将来価値は De^{rT} で表され一定（行使価格）である。R & V のモデルでは暗にこのように想定されており，これによって利子率を直接的には取り扱わなくてすむことになっていると言えよう。

さらに R & V は，銀行が債務超過になった場合，監督当局は直ちに閉鎖措置を実施するのではなく，一時的猶予を与え何らかの回復策を要請したり直接に資金援助を行って回復に努めることがあるが，このようなケースによる影響を考慮している（「緊急援助効果」)。この点は，監督当局が銀行の債務超過がどの程度まであればこのような猶予的態度を取るのかその限度が問題であり，その債務超過限度は銀行の負債総額に対する評価率を加味することによって表されている。その評価率を $\beta(\leq 1)$ とすると，βD は銀行資産価値がこれより大であれば，閉鎖措置が実施されないとするその下限を意味している。すなわち上記(10)式より，$C = 0$ の時，$\beta D \leq V < D$ の状況ならば，当局は閉鎖を一時的に猶予し，V を D に等しくさせるように資金援助等を行う。しかし $V < \beta D$ の状況であれば，その銀行の資産を清算させるのである。したがって株主のコール・オプションの行使価格も βDe^{rT} で表される。

以上の前提の下で，株主のコール・オプション価格は次の式で表される。

$$C = VN(x) - \beta DN(x - \sigma\sqrt{T}) \tag{11}$$

ただし，

$$x \equiv \frac{\log(V/\beta D) + \sigma^2 T/2}{\sigma\sqrt{T}}$$

銀行資産収益率の瞬間的ボラティリティ σ は直接には観測出来ない。R & V もまた σ を株式収益率の瞬間的ボラティリティ（σ_c）より推定する方法を取るが，M & S とは異なって次の関係式を採用している[19)]。

$$\sigma = \frac{\sigma_c C}{VN(x)} \tag{12}$$

19) この式は(11)式を V で偏微分した $\partial C/\partial V = N(x)$ という結果を下記の式に代入したものである。$\sigma_c = \dfrac{V}{C}\left(\dfrac{\partial C}{\partial V}\right)\sigma$. この式は，R & V によって σ_c を非定常な確率過程，σ を定常な確率過程と想定して，導出，検証されている（Ronn, E. and A. Verma〔1986〕pp. 887–894.）。先行研究として，Christie, A. が同様なモデルを導出し，詳細な検証を行っている（Christie, A〔1982〕pp. 407–431.）。

預金保険料率を $p \equiv P/D_1$ で表すと，(9)式より次式が得られる。

$$p = N(y + \sigma\sqrt{T}) - (1-d)^n (V/D) N(y) \tag{13}$$

ただし，

$$y \equiv \frac{\log[D/V(1-d)^n] - \sigma^2 T/2}{\sigma\sqrt{T}}$$

(11)式と(12)式を連立方程式として直接観測可能な C と σ_c に依り未知数 V および σ を計算し，その結果を(13)式に代入して適正預金保険率の推定値を算出する。

上記のモデルに基づく適正預金保険料率の推定値の算出は，アメリカの銀行43行を対象に1983年時について行われている。満期は 1 年と設定される（したがって行使価格は 1 年間一定）が，各銀行は満期 1 年の純プット・オプションを四半期毎に購入する（すなわち，プット・オプション買いとコール・オプション買いを同時に行い，その差額）と想定する。未知数 V および σ を計算するための C および σ_c の数値は四半期毎に日時時系列データから算出されている。「緊急援助効果」を表す β の値については，経験的に明確に推定するのは困難であることを認めつつ，ここでは，$\beta = 0.97$ で期間を通じて一定と想定されている。以上の条件の下での推定による主なファクト・ファイディングは次のようなものである[20)]。

（i）　リスク調整済み預金保険料率の加重平均（43行）は，第 1 四半期で0.138％，第 4 四半期で0.078％そして年平均では約0.081％である。

（ii）　個別行について，年平均の最大値は0.724％であるがこれは特殊事情によるものであり（1980年にオープンバンク・アシスタンスが実施されたファースト・ペンシルバニア銀行），次が0.267％そして最小値は0.0001％である。個別行についての分布は低い数値のほうに大きく偏る形になっていて，多くの銀行の預金は相対的に安全であるとみられる。したがって，一律保険料率制は多くの健全銀行が少数の問題銀行に補助金を出すことを意味することになる。

（iii）　適正保険料率の水準は β の値の変化によって影響を受けるが，個別銀行の順序はその変化によってあまり影響を受けない

〔4〕　日本の場合についての実証分析[21)]

（1）　わが国の銀行を対象にして，またわが国の研究者としてもオプション価格理論に基づく適正保険料率の推定を最初に詳細に行ったのは池尾〔1990〕[22)] であろう。この推定は基

20）　上記の(11)式，(12)式および(13)式を用いての計算方法については，Ronn, E. and A. Verma〔1986〕p. 15 の註15を参照。

21）　他のモデルや手法に基づく実証分析は幾つかあるが，ここでは Ronn and Verma〔1986〕のモデルに基づく主要な実証分析のみを取り挙げる。

22）　池尾〔1990〕pp. 137–144.

本的に Ronn and Verma〔1986〕のモデルに基づいて（但し，配当を排除している），わが国の銀行53行（都市銀行，長期信用銀行は全行，地方銀行は規模と地域の散らばりを考慮して選択）を対象にして行われている。推定時点は，1985年９月30日と1986年３月31日の２時点であり，銀行検査時点の間隔（したがって満期）は１年と仮定されている。データについては，期待株式収益率の標準偏差の値は上記時点の前後６か月（計１年間）の日次修正株価系列より算定され，株価時価総額は各時点のものが用いられ，そして負債の簿価はその市場価値に等しいと仮定されている。また「緊急援助効果」の導入に際し，Ronn and Verma〔1986〕にならって $\beta = 0.97$ と想定している。

結果は，時点の違いによる大きな差異はなく，安定した結果と言える。各行の適正保険料率を預金保険対象負債で加重平均した値は，各時点で0.069％および0.053％であり，いずれも実際の預金保険料率（同時点で，0.012％）よりも高い。日本の場合，実際の保険料率がアメリカ（0.0833％）よりもかなり低率であるために，53行中32行（85年９月末）および24行（86年３月末）の適正保険料率が実際のそれよりも高くなっている。この点により日本の場合，公的な預金保証を通じて銀行は平均的には補助金効果を得ている（但し銀行検査等のコストは無視されている）という指摘が為されている。

上記の様にアメリカでは対象となったほとんどの銀行の適正保険料率が実際のそれよりも低い結果となっているのとは極めて対称的である。他方，適正保険料率の銀行間の分布はアメリカの場合と極めて似通っていて，適正保険料率が高率の銀行はごく少数であり，ほとんどの銀行のそれは低率の方に集中している。以上が池尾〔1990〕の実証分析の要旨である。

（2） 日本の銀行を対象にした適正保険料率のより一層詳細な実証分析は，小田〔1998〕において為されている。小田〔1998〕の実証分析も基本的に Ronn and Verma〔1986〕のモデルに基づいて行われているが，分析期間は池尾〔1990〕よりも新しく且つはるかに長く，また対象銀行の数もかなり多い。即ち，分析期間は1990年３月末～1998年３月末であり，対象銀行は BIS 規制を採用している銀行87行である[23)]。使用データは，各年３月末の株価，発行済株式数，負債合計（時価の近似値として簿価を採用）および対象期間中の日次株価から算定したヒストリカル・ボラティリティ（日次収益率の標準偏差）である。オプション期間については上記の実証分析と同様に，銀行負債が全て１年の同一満期もつと仮定し，オプション期間もそれに相当すると仮定する。更に，「緊急援助効果」（小田は「フォベアランス期待」と呼称している）については，Ronn and Verma〔1986〕にならって $\beta = 0.97$（固定）のケースと自身の手法による推定値のケースが比較的に試みられている。この点が小田〔1998〕の分析の特徴的な点の１つである。

23） 但し，過去に BIS 基準を採用していたが調査対象時点では国内基準に変更している銀行も含む。

小田〔1998〕の分析のもう1つの特徴的な点は，Ronn and Verma〔1986〕モデルに基づいて算定する適正保険料率が銀行の実際のデフォルト可能性を的確に反映した計数であるかどうかを検証していることである。その手法は，わが国では銀行のデフォルト事例が統計的に有意な検定を行うには不十分なので，間接的なアプローチを採用し，各銀行の経営状態を表す情報として以下の指標を使用している。客観的評価指標として「適正保険料率」と「自己資本充実度（修正自己資本比率)」，そして主観的評価指標として「金融ビジネス誌（東洋経済新報社刊）の評価」と「Moody's の格付け」を採用し，前者と後者の関係を検証した結果，「自己資本充実度」は2つの主観的評価指標のいずれとも分布の相関性は極めて低いのに対し，「適正保険料率」は2つの主観的評価指標のいずれとも有意な正の相関を有することが示されている。この結果からこの時点では，「適正保険料率」は主観的評価指標と整合性を有するとみなしてもよいと判断されている。

$\beta = 0.97$（固定）のケースでは，例えば，1995，1996，1997年の各3月末における個別銀行の適正保険料率の分布は，0.1％以内，殊に0.05％位にほとんどが集中しているようであり，0.5％以上は数行しかなく最大は1％強である。この結果からすると，わが国の実際の保険料率は1995年度までは推定適正保険料率よりもかなり低率の0.012％であったが，1996年度には一般料率0.048％プラス特別料率0.036％，合計0.084％となったので，優良銀行の多くは過重な保険料を負担することになったと言えるのかもしれない。

しかし小田〔1998〕の分析の重点は，個別銀行の適正保険料率の分布よりもその時系列的な推移（1990年－1997年）の方にあり，「フォベアランス期待」の時系列的な変化の影響を検証するために自身の手法で各時点毎に β を推定し[24)]，その値を用いて各銀行の適正保険料率を算定している。その結果では，各行の適正保険料率は1996年3月末から1997年3月末にかけて，$\beta = 0.97$（固定）のケースでは，ほとんどが急激に高まっているのに対し，調整された β のケースでは，増加・減少の両方が観測されている。上記の期間は，1997年の金融不安，1998年の金融危機の直前の時期であり，β の値が変化した可能性は高いであろう。β の推定手順・推定値の検討を課題とするとして，この算定の試みは重要であると言えよう。

さらに，小田〔1998〕では，破綻銀行5行（株式上場分のみ）の破綻直前時点（その後1年以内に破綻）の適正保険料率が算定されており，各4行のそれは1.0％以上，1行のそれは0.6％超である。そして破綻の1年前，2年前でも4行で0.5％ 超，0.4％超という高率であった。また，5行の適正保険料率はいずれも破綻までの6，7年間上昇推移であることが図で表されている。このような検証から「破綻に至った銀行のほとんどすべてについて，破綻1～2年以上前から存続銀行と分別可能であったとみることができる」[25)] と指摘されていて，

24） 推定手順については，小田〔1998〕pp. 153–156. 参照。
25） 小田〔1998〕pp. 152.

大変興味深い。

IV. 情報の非対称性の下での適正預金保険料率

〔1〕 Chan, Greenbaum, and Thakor［1992］[26)]（以下，CGT とする）は，情報の非対称性が存在する時に「適正保険料率（リスクに応じた保険料率)」を実行可能にするにはどのような方法が有効かをモデルに基づいて論じている。保険料率の算定の基礎になる各銀行提示の資産リスクに基づいて行う場合にその虚偽報告を防ぐためには，保険料率と共にそれと逆関係に設定された必要資本比率の組み合わせを幾つか提示し，銀行にそれらから選択させる方法が有効であり，さらに預金にリンクした補助金の提供を導入することが必要であると結論している。以下，その要旨を示す。

基本モデルは次のように設定されている。各銀行は一定のリスク・フリー金利で被保険預金を無限大に供給するが，貸出は 1 企業にのみを行うと想定する。銀行のバランス・シートを $L = D + E$ とする。ここで L は貸出，D は預金，E は株式である[27)]。いま貸出は一定とすると，銀行は上記のバランス・シート制約を充たすように D と E の組み合わせを選択することになる。企業は次のような確率分布を持つ 1 期間の投資プロジェクトをファイナンスするためにその銀行から借入れる。投資プロジェクトの収益は，確率 θ で R であり，確率 $1-\theta$ でゼロであるとする。収益の確率は貸手の銀行と借手の企業によって観測可能であるが，預金保険機構によっては観測出来ないとする。そして銀行，企業および預金保険機構はいずれも危険中立的と仮定する。この場合，借手企業のプロジェクトが社会的最適となる必要且つ充分条件は次の式で表せる。

$$\theta R - Lr > 0 \tag{14}$$

ただし，r はリスク・フリー金利ファクター（1＋リスク・フリー金利）を示す[28)]。

銀行は 2 つのタイプに分けられるとする。1 つは θ_H の確率で R_H の収益を得る企業に貸出するタイプ（タイプ H とする）であり，もう 1 つは θ_L の確率で R_L の収益を得る企業に貸出するタイプ（タイプ L とする）である。各企業の収益はそれぞれ，確率（$1-\theta_H$)，（$1-\theta_L$）でゼロとなる。ここで，$\theta_H < \theta_L$ および $R_H > R_L$ とする。私的情報（private information）を前提とするために，借手の収益の確率分布をその貸手銀行以外の銀行および保険機構も知らない，そして各銀行自身は自行の借手を選択出来ないと仮定する。各銀行は受動的に応じ

26） Chan, Greenbaum, and Thakor［1992］pp. 227－235. 参照。

27） ここでは，銀行の預金保険料は預金や株式を保有する前に銀行の内部留保から支払われると仮定されている。この点は前述のモデルにおける銀行のバランス・シートの設定と異なり，論旨を明確に示すために単純化されていると言える。

28） 最低貸出金利は預金金利と同一水準と仮定されている。

た借手の収益確率分布を知っていることになるが，このことは銀行と保険機構との間の情報の非対称性を強調することを意味している。

保険機構は各銀行に対し次のような2つの組み合わせを提示し，それらのうちの1つを選択させるものとする。その組み合わせとは，保険料率と必要自己資本率の組み合わせであり，それぞれ $\{p_H, E_H\}$，$\{p_L, E_L\}$ と表される。ただし，p は保険料率を表し，$p \in [0, 1]$ とする。なお，各銀行はそれぞれの借手企業の投資収益の一部を取得するものとし，その割合を $\alpha \in [0,1]$ とする。

以上の前提の下で，$\{p_j, E_j\}$ の組み合わせを選択したタイプ i の銀行の予想収益（Π）は次の式で表される。

$$\Pi_i = \alpha_i(\theta_i R_i - Lr) + D_j r(1 - \theta_i - p_j) \tag{15}$$

D_j は E_j が与えられればバランス・シート制約により決まる。(15)式右辺の第1項は借手のプロジェクト収益のうちこの銀行に帰属する収益分であり，第2項は保険機構から受け取る純預金保証額（補助金）である。インセンティブ整合性（incentive compatibility）は次の条件を充たすことによって維持される。

$$\begin{aligned}&\alpha_H(\theta_H R_H - Lr) + D_H r(1 - \theta_H - p_H)\\ &\qquad \geq \alpha_H(\theta_H R_H - Lr) + D_L r(1 - \theta_H - p_L)\end{aligned} \tag{16}$$

左辺は高リスク銀行が真のリスク報告をした場合即ち $\{p_H, E_H\}$ の組み合わせを選択した場合の予想収益であり，右辺は同銀行が真ではないリスク報告をした場合即ち $\{p_L, E_L\}$ の組み合わせを選択した場合である。高リスク銀行が相対的に高い保険料率を負担する場合の方が同銀行が相対的に低い保険料率を負担する場合よりも予想収益が小さくないということが，真のリスク報告に対してインセンティブ効果を持つ。(16)式は次式の様に縮小される。

$$D_H(1 - \theta_H - p_H) \geq D_L(1 - \theta_H - p_L) \tag{17}$$

低リスク銀行に関して，同じ様にして次式が導出される。

$$D_L(1 - \theta_L - p_L) \geq D_H(1 - \theta_L - p_H) \tag{18}$$

(18)式が成立する時，低リスク銀行は真の報告をする方を選好するであろう。

そこで，各タイプの銀行に対してフェアな（倒産確率に対応した）保険料率を課するとしてみよう。即ち，$p_H = 1 - \theta_H$ および $p_L = 1 - \theta_L$ とする。これは保険機構の損益分岐条件を示している。即ち，総預金保証額と総保険料との均等条件である。$\theta_L > \theta_H$ であるから $p_L < p_H$ である。厳密には(17)式あるいはその左辺と右辺が等しい時に均衡が成立するから，これらの条件の下で次式が導出される。

$$D_L(\theta_L - \theta_H) = 0 \tag{19}$$

$\theta_L > \theta_H$ であるから，(19)式は $D_L = 0$ の時にのみ成立する。したがって，フェアな保険料率の下でインセンティブ整合的である為には，低リスク銀行のファイナンスが株式のみで

為され預金ゼロでなければならない。しかしこの場合，最早預金銀行は存在しないことになる。つまり，この様な形の保険料率設定では預金保険制度は実際上，インセンティブ整合性を持ち得ない。

そこで今，預金保険機構が銀行に対し追加的な補助金を供給すると想定する。追加的補助金は預金の一定率（$\varepsilon > 0$）とし，全銀行についてリスクとは無関係で一律とする。したがって保険機構の新たな損益分岐条件は，$p_H = 1 - \theta_H - \varepsilon$ および $p_L = 1 - \theta_L - \varepsilon$ となる。これらの2式を(17)式の（　　　）の中の式と入れ替え，均等におくと次式が導出される。

$$\varepsilon(D_H - D_L) = D_L(\theta_L - \theta_H) \qquad (20)$$

(20)式において，$\varepsilon > 0$，$\theta_L > \theta_H$ であるから，$D_L > 0$ ならば $D_H > D_L$ であり，バランス・シート制約より $E_H < E_L$ である。かくして，保険機構は高リスク銀行に対して相対的に低い必要資本率と組み合わせた相対的に高い保険料率を課し，低リスク銀行に対しては逆の組み合わせを課すことが出来る。上記(18)式についても新たな損益分岐条件と入れ替えて整理すると次式が導出される。

$$\varepsilon(D_H - D_L) \le D_H(\theta_L - \theta_H) \qquad (21)$$

(20)式より $D_H > D_L$ であるから，(21)式は厳密には不等式であり，(18)式における不等式を成立させる。したがって，(20)式はインセンティブ整合性の必要且つ充分条件である。

要するに CGT は，預金保険料率を銀行の真のリスクに応じて設定し実行する為には，追加的補助金を提供すると共に，銀行が真のリスクを報告するようにインセンティブを与える必要がある。殊に高リスク銀行に対しては相対的に高い保険料率を課すると共に相対的に低い必要資本比率を認めることが有効であると提唱するのである。

〔2〕 Freixas, X. & E. Gabillon［1999］（以下，F & G とする）は，若干異なったモデル設定の下で CGT と質的に類似の結論を導出している[29)]。F & G のモデルも「顕示原理」（“the revelation principle”）を採用し，また預金保険の価値は Black-Sholes-Merton の公式に依って決まると想定している。しかし，預金保険機構側の目的関数を明示的に示している点で CGT と異なる。F & G の理論的結論は次のように要約される。

預金保険機構と保険加入銀行とが完全情報を共有している場合には，各行への適正保険料率の賦課のみで最適となりうるので，自己資本比率規制を必要としないが，両者の間に情報の非対称性がある場合は，最適な規制は次のような仕組みとなる。即ち，資産ポートフォリオの質の低い銀行（低レベル銀行と呼んでおく）は高い預金保険料率を払うが必要自己資本は賦課されない。他方，資産ポートフォリオの質の高い銀行（高レベル銀行と呼んでおく）は低い保険料率負担の代替として一定の自己資本比率規制を受ける。そして低レベル銀行は

29）　Freixas, X. & E. Gabillon［1999］pp. 111–134.

潜在的な補助金を得る。結局，各行への保険料率賦課と自己資本比率規制とはトレード・オフの関係として捉え，低レベル銀行が高レベル銀行としてカモフラージュするのを防ぎ真の情報を引き出すためのコストを最小にする為には，2 つの率の最適な組み合わせを求めることである。その際，高レベル銀行は事実上預金保証を必要としないであろうから，保険料負担或いは必要自己資本のどちらかを選択出来るものとする。F & G は結論的には，保険料率を自己資本に関係させて決めることが預金保険のコストを最小にし，したがって規制の効率をより良くすると論じている。

Giommarino, Lewis & Sappington［1993］も Chan, Greenbaum and Thakor［1992］のモデルを発展させたモデルに基づいて，社会的最適厚生の観点から預金保険料率を自己資本比率に関連させることが重要であることを論じた[30)]。

V. 結　　び

（**1**）「リスクに応じた保険料率」の設定におけるリスクの概念に関して次のような議論がある[31)]。リスクに応じた保険料率のモデルは通常，銀行破綻のリスクと保険システムで取扱われるリスクを暗黙に同じものと仮定していることが多いが，両者には異なる点がある。保険会社は利用可能な情報を出来るだけ利用してリスクを算定し，それと一致する保険料率を設定する。生命保険会社は年齢等に基づいて，火災保険会社は対象物件の燃焼性や防火設備等に基づいて保険料率を設定し，また自動車保険では年齢や過去の運転歴等に基づいて保険料率が設定される。例えば，実際に火事が発生した時，早く発見されたり，消火器がすぐに使えたり，消防車が早く来たりすれば，火災保険会社の保険金支払いコストは全焼の場合よりも少なくて済む。しかし火災保険会社が自らそのような行動をすることは出来ない。この点は，生命保険や自動車保険も基本的に同じである。しかし預金保険はこの点に関して基本的に異なる。

生命保険会社は保険契約者が死にかけている時に保険契約をキャンセルすることは出来ないが，預金保険当局は被保険銀行の破綻が切迫している 時に当局の蒙るコストの程度をコントロールする権限を持っている。ほとんどの銀行破綻は瞬間的に起こるのではなく，むしろ時間の経過と共に損失が増大する結果である。したがって当局が銀行の状況を十分にモニターし，その銀行の資本がゼロ或いはその少し以前に銀行を事業閉鎖させることが出来れば，その銀行のリスクの程度如何に関わらず当局はペイオフ・コストを蒙らない。

Horvitz, P. M.［1983］は，預金保険当局のペイオフ・コストは被保険銀行のリスクの程度

30） Giommarino, R. M., T. R. Lewis & D. E. Sappington［1993］pp. 1523–1541.
31） 以下は，主として Horvitz, P. M.［1983］pp. 323–326. に依っている。

に密接に関係していると言うよりは，むしろ問題銀行の事業閉鎖のタイミングの関数であると言う。したがって個々の銀行のリスクの程度に関わりなく，保険当局は各銀行が実質的に債権超過であるか否か等の状況を十分にモニターしていることが，当局の蒙るコスト・リスクを低くするためのキーポイントであると主張する。そしてその 1 つの根拠として，これまでの記録が示しているように，預金保険当局の大きなコスト負担は資本ゼロのまま被保険銀行の事業活動が認められたり，不正によって債務超過の発見が遅れたりした時にのみ発生したと指摘している。たとえ事前的に各銀行の債務超過になる確率が同じであるとしても，ある銀行は純資産がゼロになると直ちに清算され，他の銀行は純資産がゼロ或いはマイナスになっても営業の続行が認められることがあるとすると，事後的に預金保険当局のペイオフ・コストは各ケースでかなり異なるであろう。前者の場合，それは事後的にゼロである。後者の場合，銀行に過度のリスクを取るインセンティブを与え，損失を増加させる可能性が大きい。なぜならば，そのような行動が成功すれば株主は利益を得ることが出来，失敗しても預金保険が損失を補填してくれるからである。したがって後者の場合，預金保険当局にとって事後的コストは大きくなるであろう。

この観点から見ると，各銀行の事前的な倒産確率に基づく適正保険料率の設定は必ずしも合理的とは言えないであろう。Ronn and Verma〔1986〕のモデルはオプション理論に基づく適正保険料率の推定である点で異なるが，「事業閉鎖の一時的猶予」を一律のルールとして導入（前出のパラメーター β）することによってこの問題の解決を試みているとみなすことが出来よう。β の実際的推定について，例えば前述の様に小田［1998］の試みがあるが，かなり複雑な手法が採られていて実用性に制約があるように思われる。むしろ問題の難しさは，「事業閉鎖の一時的猶予」が実際上は事前的に全銀行一律ではなくて，事後的に多くの場合各銀行に応じて差異が生じるという点にあると言えよう。そうであるとすれば，個々の β を事前的に推定することはほとんど不可能であろうから，β を考慮した適性保険料率の推定も同様であろう。銀行行動あるいは銀行資産の真のリスク率が損失の発生した後でしか認識出来ないとすれば，事前的に推定された個別の預金保険料率は銀行の過度のリスク・テイク行動を抑制するという目的を果たさないであろう。

（2） R. Merton［1977］のモデルの問題点の 1 つは，銀行資産を株価と同様に「一般化されたウィナー過程」に従うと仮定されている点である。これは「ブラック＝ショールズの公式」を適用するためには必要な条件であるが，銀行の資産構成において貸出の占める割合が相対的に大きいであろうし，その貸出は不確実な資産であるとしても「一般化されたウィナー過程」に従うような性質を持つとは考え難い。銀行資産収益率のボラティリティも株式収益率のそれとはかなり異なるであろう。そこでは「信用リスク」を「市場リスク」に置き換えて取り扱われていると言えるが，前者は個別的・相対(あいたい)的性質をもつのに対し，後者は規格的

性質が強い。この意味で，これらの仮定は実際面から見てかなり無理な仮定であると言えよう。したがって，このモデルに基づいて推定された適正保険料率を実際上の真の適正保険料率とみなすことは困難であり，これを実際に適用するとすれば資源配分を一層歪める可能性があろう。

Marcus and Shaked［1984］のモデルおよび Ronn and Verma〔1986〕のモデルも銀行資産価値を株価に置き換えている点で R. Merton［1977］のモデルと同じ問題点を含んでいる。しかしながら両者共に銀行資産収益率のボラティリティについては，株式のそれとの関係式或いは逆算式（前記の(8)式および(12)式）を明示的に導入することによって R. Merton［1977］のモデルに比べて相対的に有意性は増していると言える。但し，(8)式および(12)式それ自体についての検討は今回は以後の課題として残している。なお，銀行資産構成において債券の占める割合が相対的に大きい場合は，株価の変動を銀行資産価値の変動の代理変数として使用することはかなり有意性を持つと考えられる。

以上指摘した問題点に関しては，森平［1997］［2000］が興味深い議論を展開している[32)]。それによれば，一般に企業資産は市場で直接取引きされていない非市場性資産であるから，原資産である企業資産とその派生証券である株式の間でヘッジ・ポートフォリオを構成することが出来るとする想定は全く現実的でない。同じことは負債についても言える。企業の倒産問題は負債のリスクも関係するから負債は時価で評価すべきである。したがって負債の評価を行う際にリスク・フリー金利を用いるのは問題であり，企業資産の割引率（資産の期待成長率）を用いるべきであると言う。森平［2000］はこのような観点から，R. Merton［1977］モデルを退け，無リスク裁定取引の可能性を前提としないで，負債時価が対数正規分布する将来資産価値を上回る確率を直接求める方法を提唱している。このことは「ブラック＝ショールズ」が想定した世界以前のオプション価格決定モデルに回帰すること，具体的には Boness［1964］が想定した世界を考えることであるとし，債務超過になる確率を倒産確率とみなして「企業倒産確率推定モデル」を構築している。さらに，このモデルに依って，1995年４月～1998年３月の期間のデータを用い日本の銀行合計118行を対象にして，２行の倒産銀行および業態別の倒産確率の推定を表示し分析を行なっている。このような指摘および研究は，銀行資産のリスクおよび銀行倒産のリスク，さらには適正預金保険料率に関するユニークな研究と思われるが，この点の検討は以後の課題としたい。

(3) Ronn and Verma〔1986〕のモデルに関して，株式のコール・オプション価格の式（(11)式）には「緊急援助効果」を示すパラメーター（β）が入れられているが，預金保険価値のプット・オプション価格の式（(9)式）にはそれが明示的に入れられていないことは，

32）　森平［1997］pp. 2–9,［2000］pp. 171–92.

モデル体系が論理的コンシステンシーに欠けていることになるのではないか。池尾〔1990〕が指摘しているように，このことは「株式市場の参加者が期待している破綻銀行処理政策と，預金保険の価値の計算にあたって前提されている破綻銀行処理政策の内容が異なったものとなっている」[33] ことを意味するのであり，この点は検討課題である。

(4) Chan, Greenbaum, and Thakor［1992］が論じている仕組みの下で銀行に自己査定による真のリスクを報告させるとしても，実際上，銀行が自行の資産リスクを正確に算定することは極めて困難であろう。即ち，今日，銀行の資産リスクの源泉は信用リスク，金利リスク（市場リスク，資産・負債の期間或いはデュレーション・ミスマッチ），さらにオフバランス項目のリスク等であり，これらの事前的算定は極めて難しい。各銀行の不正確な資産リスクに基づいて預金保険料率を設定することになれば，預金保険制度それ自体が不安定なものとなり，本来の機能を果たしえなくなるであろう。また，今日，各銀行の資産リスクの時系列的な変化は大変早く，大きいと推測されるので，資産リスクに基づく保険料率は短期的に変更されなければならなくなるが，それは実際上ほとんど不可能であるから，このようなシステムは長期的に維持しえなくなるであろう。

また，CGT は高リスク（リスク・テイク）銀行に対して資産リスクについて不正な或いは虚偽の報告をさせない為に，リスクに応じて高い預金保険料率を課す代わりに低い自己資本比率を認めることを提唱しているが，低資本比率はこの銀行の財務状況を一層不安定或いは脆弱にする可能性が大きいと思われる。他方，低リスク銀行に対しては低い預金保険料率と相対的に高い自己資本比率の組み合わせを提唱しているが，これは潜在的な逆選択問題を生じさせるのではないであろうか。CGT の適正預金保険料率モデルはこのような問題点を含んでいると言えよう。

Prescott, E. S.［2002］は，預金保険当局と被保険銀行との間に情報の非対称性が存在するモデルを設定し，それに依って「リスクをベースにした保険料率」のみでは銀行の過度のリスク・テイク・インセンティブをコントロールするには不充分であることを論証している。即ち，預金保険当局は銀行の投資ポートフォリオ，殊に複雑なデリバティブのポートフォリオのリスク性を正確に観測することは極めて困難である。預金保険当局の立場からは，状態条件付ペイ・オフ（“state-contingent pay-off”）が重要である。その為には，当局は「リスクをベースにした保険料率」の設定と共に，銀行の安全性・健全性のモニタリング等の検査・監督を行い，また銀行の業績成果に基づくペイ・オフの仕組みを整備することも必要である。これらの統合的システムは当局と銀行間の情報格差即ち私的情報量（the amount of private information）を縮小させるのに有効であろうと論じている[34]。これは大変興味深い議論であ

33） 池尾〔1990〕pp. 144.
34） Prescott, E. S.［2002］pp. 88–99.

り，後日，より詳細に検討してみたい。

Sharp, W. F.［1978］は，すでに早い段階に銀行の過度のリスク・テイク・インセティブを低下させるためには,「リスクに基づく資本規制」の方が有効であることをモデルに依って厳密に論じた[35)]。「リスクに基づく資本規制」もリスクの算定に関しては「リスクに基づく保険料率」と同じような問題を含んでいるが，前者は預金保険当局のコストや銀行間の利害対立を直接に惹き起こすことはない。他方，それは直接的には預金者保護の機能を有するものではない。

しかし1991年以降，アメリカで採用されている「可変的保険料率制」（“variable premium rate”）では基本的には銀行の「自己資本比率」に基づいて預金保険料率が設定されているから，預金保険料率はやはり銀行の資産リスクと関連しているのである[36)]。同時に，今日，アメリカのみならず多くの国で,「自己資本比率規制」或いはいわゆる「BIS 規制」が重要な銀行規制として採用されている。これらについては今後の研究課題としたい。

［参　考　文　献］

Black, F. and M. Sholes［1973］“The Pricing of Options and Corporate Liabilities”, *Journal of Political Economy*, 81(3), May/June, pp. 637–654.

Bond, E. W. and K. J. Croker［1993］, “Bank Capitalization, Deposit Insurance, Risk Categorization”, *Journal of Risk and Insurance*, 60(4), pp. 547–569.

Bonnes, A. J.［1964］, “Elements of a Theory of Stock- Option Values”, *Journal of Political Economy*, 72(2), pp. 163–175.

Chan, Y., S. I. Greenbaum, and A. V. Thakor［1992］, “Is Fairly Priced Deposit Insurance Possible ?”, *The Journal of Finance*, XL VII(1),（March), pp. 227–245.

Christie, A. A. ［1982］, “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances”, *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 407–432.

Freixas, X. and E. Gabillon［1999］, “Optimal Regulation of a Fully Insured Deposit Banking System”, *The Journal of Regulatory Economics*, 16, pp. 111–134.

Giammarino, R. M., T. R. Lewis, and D. E. M. Sappington［1993］, “An Incentive Approach to Banking Regulation”, *The Journal of Finance*, XL VIII, 4,（September）pp. 1523–1542.

Hull, J. C.［2000］, *OPTIONS, FUTURES, & OTHER DERIVATIVES Fourth Edition*,（ジョン・ハル著　東京三菱銀行金融商品開発部訳『フィナンシャルエンジニアリング』平成13年８月）

Humphrey, D. B.［1976］, “100 Percent Deposit Insurace : What Would It Cost ?”, *Journal of Bank Research*, Autumn, pp. 192–198.

Horvitz, P. M.［1983］, “The Case Against Risk-Related Deposit Insurance Premiums”, *Housing Finance Review*, 2(3), July, pp. 253–263.

池尾和人（Ikeo Kazuto）［1990］『銀行リスクと規制の経済学』（1990年６月）.

石塚雅典（Ishizuka Masanori）［2004］,「預金保険制度の国際比較」（預金保険機構『預金保険研究』2004年3月）pp. 1–16.

35）　Sharp, W. F.［1978］pp. 701–718.

36）　Bond, E. W. and K. J. Croker［1993］（pp. 547–569.）は，預金保険料率を銀行の資本化率にリンクさせる場合の効果を，興味深いモデルに基づいて理論的に詳細に分析し，最適預金保険契約の可能性を示唆している。この論文の研究はこのような問題を理論的に考察する際，大変有益な研究である。

小村衆統（Komura Shuichi）［2004］「流動性保険，銀行取付けおよび預金保険」（広島修道大学『経済科学研究』2004年 2 月）pp. 35–50.

Marcus, A. J. and I. Shaked［1984］, “The Valuation of FDIC Deposit Insurance Using Option-pricing Estimates”, *The Journal of Money, Credit, and Banking*, 16(4), pp. 446–460.

Mayer, T.［1965］, “A Graduated Deposit Insurance Plan”, *Review of Economic and Statistics*, 47(1–4), pp. 114–116.

Merton, R. C.［1973］, “Theory of Rational Option Pricing”, *The Bell Journal of Economics and Management Science,* 4, pp. 141–183.

Merton, R. C.［1977］, “An Analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantees”, *Journal of Banking and Finance*, June, pp. 3–11.

Meyer, P. A. and H. W. Pifer［1970］, “Prediction of Bank Failure”, *The Journal of Finance*, 25, pp. 853–868.

森平爽一郎（Moridaira Souichiro）［1997］.「倒産確率推定のオプション・アプローチ」（『証券アナリストジャーナル』1997年10月），pp. 2–9.

森平爽一郎（Moridaira Souichiro）［2000］「信用リスクの測定と管理：オプション・アプローチ」（森平爽一郎編『ファイナンシァル・リスクマネージメント』2000年7月），pp. 171–192.

小田信之（Oda Nobuyuki）［1998］,「オプション価格に基く適正保険料率の推定」（日本銀行金融研究所『金融研究』1998 年1月）pp. 127–164.

Pennacchi, G. G.［1987］, “Alternative Forms of Deposit Insurance: Pricing and Bank Incentive Issues”, *Journal of Banking and Finance,* 11, pp. 291–312.

Prescott, E. S.［2002］, “Can Risk-Based Deposit Insurance Premiums Control Moral Hazard ?” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 88/2, Spring, pp. 87–100.

Pyle, D. H.［1984］, “Deregulation and Deposit Insurance Reform”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, No. 2, Spring, pp. 5–15.

Ronn, E. I. and A. K. Verma［1986］, “Pricing Risk-Adjusted Deposit Insurance: An Option-Based Model”, *The Journal of Finance*, XLI(4), pp. 871–895.

Scott, K. E. and T. Mayer［1971］, “Risk and Regulation in Banking : Some Proposals for Federal Deposit Insurance Reform”, *Stanford Law Review*, 23, pp. 857–902.

Sharpe, W. F.［1978］, “Bank Capital Adequacy, Deposit Insurance and Security Values”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, November, pp. 701–718.

全国銀行協会（zenkokuginko kyokai）『金融』［2004］（2004年 8 月）p. 83.

（本稿は，広島修道大学総合研究所調査研究費（2002年度）の助成を受けて行った研究の一部である。）