
金融機関に対する市場を通じた規律付け機能の実証研究
—譲渡性預金者による市場規律—

小林礼実

名古屋学院大学総合研究所



University Research Institute
Nagoya Gakuin University
Nagoya, Aichi, Japan

金融機関に対する市場を通した規律付け機能の実証研究¹ —譲渡性預金者による市場規律—

小林 礼実

1. はじめに

Berger (1991) は、銀行部門における市場規律とは、銀行がリスクを負担することで銀行のステークホルダーがコスト増に直面し、こうしたコストを抑制する措置を講じる状況であるとしている。

米国では、市場の規律付けの手段としての劣後債利回りスプレッドおよび 譲渡性預金 (Certificates of deposit; CDs; CD) 金利の活用が、規制規律を補完する 1 つの方法として 1980 年代以降議論されてきた。1980 年代初頭から、欧米諸国では、大手銀行持株会社 (BHC) または銀行自体が市場規律を強化する目的で譲渡性預金を活用すべきかどうか議論されてきた。そのために、数々の研究にて譲渡性預金の金利、預金量および米国の金融機関の銀行固有リスクとの相関関係が分析され、譲渡性預金発行が市場規律にプラスの影響を及ぼすことを指摘する事実が見出されてきた。邦銀の市場規律の機能を強化する 1 つの方法として、邦銀の譲渡性預金発行の効果に関する実証研究はこれまでのところ存在しない。さらに、邦銀のデータを活用したところ、筆者 (Kobayashi (2003)) は劣後債保有者が銀行に対して市場規律を課している事実を見出すことができなかった。従って、本研究では、筆者は、日本国内の CD 市場における譲渡性預金の金利、預金量および銀行固有リスクとの間の相関関係の有無を分析している。

本論文は次のように構成される。第 2 節では、預金者に銀行の規律付けの役割分担が求められる理由を説明する。第 3 節では、預金者規律の仮説に関連した先行研究を検証する。第 4 節では、実証分析にてデータを説明し、仮説と誘導型モデルを述べ、ならびに本研究で利用される変数を検証する。第 5 節では、モデルの実証結果を報告する。結びにおいて、第 6 節では結論と政策提言について論じるものとする。

¹ 本稿は、2012 年度名古屋学院大学研究奨励金による研究成果として公表したものである。

2. 預金者による規律付けの重要性

譲渡性預金は銀行が発行し、日本の預金保険機構によって十分保証されていない非付保預金と定義される。従って、破綻した銀行の清算時には、譲渡性預金者はすべての付保預金が全額払い戻された後でのみ支払いを受けることができる。

定義上、預金者による銀行の規律付けの仕組みは次のように説明できる。預金者が銀行のリスク負担にさらされる結果として、すべての預金者は高金利を要求するか、預金の引き出しによって高リスクの銀行にペナルティを与えることができるが、とりわけ要求払預金者または譲渡性預金者はこうした行動に走る傾向がある。

理論上、付保預金者は全額保証されるため、銀行リスクに敏感ではない一方、非付保預金者は銀行のリスク負担行動にさらされ、銀行が破綻すると預金保険の上限を上回る預金を失う可能性があるため、銀行の主要な監視者となる。しかしながら実証研究では、付保預金者も銀行の財務状況に反応しやすいことが判明し、付保預金者も銀行の支払能力を懸念していることが指摘されている。例えば、

Dewatripont and Tirole (1994) は、無数の小口預金者は、情報コストと調整上の問題から銀行リスクを効果的に認識または管理できないことを見出した。一方で、Martinez-Peria and Schmukler (2001) は、付保預金者であっても 1980 年代から 1990 年代のアルゼンチン、チリ、メキシコなどの途上国では銀行を規律付けすることができたと指摘した。さらに、Cook and Spellman (1994) も、米国の貯蓄貸付組合 (S&L) が小口譲渡性預金者に付与する金利は、一般的に銀行の財務状況と連動して上下することを見出した²。同様に、Park and Peristiani (1998) は、より高リスクの貯蓄金融機関の付保預金者も金融リスクを危惧しているものの、付保預金者による市場規律付けの機能は非付保預金者によるものほど顕著ではないと指摘している。さらに、Kane (1987) は、小口預金者が経済危機の最中においてすら、支払能力のある預金機関とそうでない預金機関とを見分けることができるとの見解を得ている。要するに、預金者は個々の銀行の支払能力に懸念を抱くだけでなく、預金保険機構の支払能力や政府の金融機関に対する支援意思をも考慮しており (Flannery (1998))、

2 S&L は連邦法または州法下の預金金融機関で、大半が住宅ローン債権を保有し、消費者から預金を集めている。

付保預金が完全に安全だと認識している預金者は皆無である。従って、預金者は総体として、政府規制に加え、銀行を規律付けできる可能性がある。

譲渡性預金発行の慣行をとるにあたって、銀行には次の2つの利点がある。(1) 経営難の銀行のリスクレベルについて日々市場からシグナルを発することができる（こうしたシグナルは四半期、半期または年次の財務諸表に基づいた監視手段では見逃される可能性がある）、ならびに(2) モラルハザードがもたらすインセンティブを軽減することができる。第一に、譲渡性預金者等の市場参加者は、市場が合理的な場合、発行銀行のリスク増大のシグナルとしてCD流通市場における金利上昇を読み取ることができる。同様に、銀行の流通証券の価格は、銀行のステークホルダーの評価により相対的に非効率的な一部の銀行に圧力をかけて経営効率性を改善させ、あるいは銀行業から撤退させることにより、経営陣に経営効率性の改善を強要するうえでの最も明白な公のシグナルである。そのうえ、市場からのシグナルが従来の監視手段よりも早期に銀行に発生しつつある問題を随時的確に反映するという意味において、規制当局が市場に規律付けの力を委譲すれば、規制当局が銀行を監督する負担は軽減されうる。第二に、預金保険の保証によって過大なリスクを冒す銀行に対し、市場シグナルはモラルハザードがもたらすインセンティブを軽減できる可能性がある。譲渡性預金活用する慣行を取り入れることは、譲渡性預金者が銀行破綻に際し資金を失うという懸念からリスク回避に傾くため、銀行に対し事前にリスク軽減のインセンティブを与えることになる。従って譲渡性預金活用により、銀行に最新の財務状況と見通しを市場に開示するよう強要することができ、これにより流通市場価格を更新し、市場メカニズムを強化することができる。言い換えると、自ら資金に対するリスクを懸念する譲渡性預金者には、銀行のポートフォリオや見通しの実態に関する情報に投資しようとする強いインセンティブが芽生える。

要するに、すべての預金者は、銀行が取るリスクにさらされる場合に高金利を要求するか、あるいは預金を引き出すことで高リスクの銀行にペナルティを与えることができるが、とりわけ要求払預金者または譲渡性預金者はこうした行動に走る傾向がある。従って、日本の銀行に対して市場メカニズムを機能させるという観点

において、銀行による譲渡性預金活用にはいくつかの利点が存在するのである。

3. 先行研究

先行研究の大半は預金者規律の仮説を支持している。預金者規律の仮説は次の通りである。譲渡性預金金利、預金量および銀行固有リスクとの間に相関関係がない場合、こうした推測は銀行リスクによる影響を被らず、市場規律が機能しないことを示唆することになる。

高度な預金者規律の事実が入手できるのは一般的に大口 CD 市場である。というのも、それが預金保険の上限を超える預金高の定期預金だからである（例：米国の預金保険の上限は\$100,000、日本では 1,000 万円）。研究では、コントロール変数としての市場リスク要因を持った様々な銀行リスク代理変数（例：CAMELS または BOPEC レーティング）に対する大口譲渡性預金変数のクロスセクション分析および時系列分析が採用されている³。

先行実証研究の大半が、米国の銀行または BHC を分析している。分析は金利の影響、預金量の影響および相互作用の影響という 3 つのカテゴリーに分類される。

第一に、金利の影響に関しては、数多くの研究において、米国の銀行によって発行される非付保大口譲渡性預金に支払われる金利が、銀行デフォルト・リスクもしくは市場リスク指標のいずれを反映するか検証されてきた。こうした研究により、非付保預金がバランスシートといくつかの市場リスク指標によって把握された銀行リスクに反応する事実が確認されている（Brewer and Mondschen（1994）；Cargill（1989）；Cook and Spellman（1994）；Goldberg and Lloyd-Davies（1985）；Hannan and Hanweck（1988）；Herzig-Marx and Weaver（1979）；Keelyz（1990））。大半の研究が銀行の財務データに譲渡性預金金利を回帰させているが、Baer and Brewer（1986）、James（1988, 1990）は一部の財務比率の代わりに市場リスク指標を活用し、譲渡性

3 CAMEL（キャメル）レーティングは銀行の業績を評価する目的で使用され、資本の充実度 Capital adequacy、資産の質 Asset quality、資産管理 Management、収益性 Earnings、流動性 Liquidity ならびに市場リスクに対する銀行の感応度 Bank's Sensitivity to market risk から構成される。BOPEC は BHC の安全性と健全性を測定し、BHC の銀行子会社の状況 BHC's bank subsidiaries、その他（ノンバンク）子会社の状況 Other(nonbank) subsidiaries、親会社の状況 Parent company、収益力 Earnings および資本の充実度 Capital adequacy から構成される。

預金金利に及ぼす株式ボラティリティの著しい正の影響を確認した。さらに、Ellis and Flannery (1992) は、サンプル期間中の銀行の株式収益におけるイノベーション関数として、日次の譲渡性預金リスク・プレミアム時系列モデルを予測し、市場規律の事実を見出した。

ただし、こうした研究の大半には2つの例外が存在する。例えば、Crane (1976) は、銀行リスクが譲渡性預金金利にプラスの影響を及ぼしていることを発見したにもかかわらず、1974年のCD市場において、従来の銀行リスク指標は所在地等その他の要因ほど重要ではないと結論付けた。これらを総括すると、高リスクの銀行ほど大口譲渡性預金に高い金利を支払うことを余儀なくさせられるということになる。

第二に、預金量の影響に関しては、大半の先行研究が大口譲渡性預金の預金量と銀行固有リスクとの関係を実証分析している。例えば、Goldberg and Hudgins (1996, 2002)、Calomiris and Wilson (1998) は、銀行のリスク負担が増えるにつれ、非付保預金の預金量の成長が落ち込むことを発見した。また、Billet, Garfinkel and O'Neal (1998) は、格付け会社ムーディーズによる銀行の信用リスク格付けの変化と付保された譲渡性預金の預金量との関係を分析し、リスクの高い銀行ほど格下げに伴って付保預金の利用が増えるという事実を見出した。彼らは、銀行リスクが高まると、非付保預金にかかるコストを削減する目的で非付保預金の利用から付保預金へとシフトするという点を論じた。さらに、Jagtiani and Lemieux (2000) は、非付保CD市場において銀行に市場規律が課されるという証拠がほとんどないことを論拠したものの、銀行が経営不振に陥ると付保預金に対する依存が強まると指摘した。最後に、Crabbe and Post (1994) は預金者による市場規律の事実を見出さなかった。結論として、譲渡性預金および他の預金の預金量とは銀行固有リスクに中程度に敏感であることが推定される。

第三に、相互作用の影響に関しては、大半の研究が銀行の需要と預金者の預金/譲渡性預金の供給との相互作用に起因する均衡利子率と均衡量に及ぼす銀行固有リスクの影響を推定している。相互作用の影響を検証する一般的な手法としては、誘導型方程式が採用される。つまり、誘導型方程式を採用して得られる相互作用の

影響のパラメータ推定値は、金利の影響あるいは預金量の影響それぞれの分析において使用される推定値とは異なる。例えば、Park (1995) , Park and Peristiani (1998) , Jordan (2000) , Martinez-Peria and Schmuckler (2001) は相互作用の影響について実証分析を行い、大口譲渡性預金金利と大口譲渡性預金の預金量は銀行固有リスクの変化に反応するという事実を見出した。とりわけ、Gilbert, Meyer and Vaughan (2003)、Hall, King, Meyer and Vaughan (2003) は、連邦預金保険公社改善法（以下、FDICIA (Federal Deposit Insurance Corporation Improvement Act)）の施行前後におけるサンプルを重視している。彼らは、付保されていない大口譲渡性預金金利とその預金量が、金融危機の最中において銀行固有リスクに敏感であることを発見した。興味深いことに、彼らは、FDICIA 施行前と施行後の双方の係数が統計的にも経済的にも異なることに気付いた。この研究結果は、1991 年 FDICIA 施行が CD 市場における市場規律に影響を及ぼさなかったことを物語っている⁴。Demirgüç-Kunt and Huizinga (2004) は、1990 年から 1997 年までの世界各国データを使用し、銀行固有リスクに対して銀行金利と銀行預金の伸び率とが預金保険による影響を受けたかどうかについて実証分析を行った。彼らは、リスクの高い銀行ほど高金利を設定することを確認したが、一方で預金量の伸びの高低が預金保険の影響を受けた事実を得られなかった。要するに、預金/譲渡性預金に支払われる金利は銀行固有リスクに敏感である一方、銀行固有リスクに対する預金/譲渡性預金の預金量の感応度に関する調査結果は不透明である。

結論として、金利の影響、預金量の影響および相互作用の影響を検証する研究では、譲渡性預金/預金に支払われる金利、譲渡性預金/預金の預金量および銀行固有リスク要因との相関関係の事実が見出された。この結果は、銀行のリスク・プロファイルが上昇すると、預金者規律として、譲渡性預金金利の上昇と譲渡性預金の預金量の低下をもたらすことを示唆している。加えて、付保預金は非付保預金ほど銀行リスクに敏感でないと考えられる。全体として、すべての預金者、とりわけ大口譲渡性預金者は、資金の引き出し、または高金利の要求によって銀行に対して市

4 連邦預金保険公社 (FDIC) は 1933 年のグラス・スティーガル法に基づき設立された。1991 年の FDICIA は、銀行と貯蓄金融機関の財務状況を強化する抜本的な預金保険およびブルーデンス規制の改革を謳っている。

場規律による規律付けを行う力を持っている。

4. 実証分析

4.1 サンプル抽出・データ

本研究は、1998 年から 2003 年までの事業年度期間における邦銀のアンバランス・パネルデータを使用する。この期間を選択した理由は、1998 年に銀行による情報開示が義務化されたことで、銀行の財務指標の信頼性がより高くなったことが明白であるからだ。

方程式 (3) と (4) のパネル分析における譲渡性預金発行の有効性を考察する目的において、6 年に及ぶサンプル期間（1998～2003）は安定的であったと考える。ただし、日本はこの期間中に抜本的な経済改革を経験してきた⁵。例えば、1994 年に民間銀行の金利が完全に自由化された。以降、金利は銀行の業績と預金者の認識に影響を及ぼすようになってきた。1998 年になると、「金融機能安定化法」「金融再生法」「金融機能早期健全化法」が施行され、2002 年 4 月にはペイオフ一部解禁が実施された。2005 年 4 月の全面解禁までペイオフが段階的に解禁されていった期間中、とりわけ 2002 年前後に膨大な量の預金が信金から都銀に流れ込んだ。こうした資金移動は、預金者が信用金庫は財政基盤が弱いと認識したことから、都市銀行や地方銀行に資金を移動するという動きに出たことを示唆している。従って、同期間に構造的な変化がなかったと断定するのは妥当ではない。このため、同期間を (1) 1998～2000 年のペイオフ一部解禁前と (2) 2001～2003 年のペイオフ一部解禁後の 2 つの期間に分割する⁶。

本研究では譲渡性預金を発行していない銀行、ならびに発行高が 100 万円未満で財務諸表にて報告しなかった銀行は除外している。さらに、筆者は既存銀行と合併した銀行との扱いを区別し、合併前の銀行と合併後の銀行を別個の銀行と見なすことにした。従って、都市銀行と地方銀行のサンプルサイズは次の通り変動する：

5 日本の金融制度改革に関する詳細な考察については Kobayashi (2004) を参照。

6 構造変化の分析は、1998～2000 年、2001～2003 年の各期間で実施した。各試験の F 値は 1% レベルで有意であるため、帰無仮説は棄却される。方程式 (3) と (4) は、1998～2003 年の同期間全体において、パネル最小二乗法とパネル分析（つまり固定効果モデルと変量効果モデル）を使用してそれぞれ推計された。ただし、結果はまちまちであるため、本論文では報告しないものとする。

(1) 1998 年、19 行と 102 行、(2) 1999 年、19 行と 83 行、(3) 2000 年、18 行と 82 行、
(4) 2001 年、15 行と 88 行、(5) 2002 年、13 行と 80 行、(6) 2003 年、14 行と 74 行。

3 月時点での預金量と金利については各行の『ディスクロージャー誌』および日本金融通信社が発行する『ニッキン資料年報』を参照した。財務指標については東洋経済新報社の『会社四季報』および全国銀行協会の『全国銀行財務諸表分析 (3 月期)』を参照した。

4.2 方法論

4.2.1 モデル特定化

本研究での分析を簡便化する目的で、銀行の主要な債務の源を預金と融資による収益と仮定する。本論文の目的は預金者規律の仮説（供給の推移）を検証することにあるため、銀行融資の需要があると見なす。従って、本論文では日本の CD 市場における非付保譲渡性預金金利と預金量の相互作用の影響を検証する。

預金者規律の仮説を検証する標準的手法は、譲渡性預金金利、預金量、ならびに銀行固有リスクを測る財務指標との相関関係を分析する。理想としては、方程式 (1) と (2) で規定される同時方程式モデルを推定することが望ましい。

回帰モデル 1 :

$$I_{i,t} = \alpha_{1,i,t} + \beta_{1,t} BR_{i,t-1} + \gamma_{1,t} MR_{m,t} + \delta_{1,t} Q_{i,t} + u_{1,i,t} \quad (1)$$

回帰モデル 2 :

$$Q_{i,t} = \alpha_{2,i,t} + \beta_{2,t} BR_{i,t-1} + \gamma_{2,t} MR_{m,t} + \delta_{2,t} I_{i,t} + u_{2,i,t} \quad (2)$$

以下とする :

$$I_{i,t} = \frac{\text{譲渡性預金の金利費用}}{\text{譲渡性預金の平均額}} \times 100\%$$

$$Q_{i,t} = \ln (\text{譲渡性預金の預金量})_{i,t}$$

$BR_{i,t-1}$ = CAMEL (キャメル)、バランスシート情報は公衆にとって事後指標であるため、タイムラグを伴った銀行固有リスク要因のベクトル

$MR_{m,t}$ = 市場リスク、分散できないリスク (各行の金利や成長率に影響を及ぼす金融市場要因のベクトル)

$u_{i,t}$ = 誤差項

金融機関のケースでは、構造型方程式モデルのみで銀行の需要または預金者の供給のいずれかに影響を及ぼす外生変数 (I と Q) を特定するのは難しい⁷。従って、本研究では、譲渡性預金金利、譲渡性預金の預金量ならびに CAMEL (キャメル) 財務指標との線形の相関は、Park (1995) および Martinez-Peria and Schmukler (2001) のアプローチに踏襲する。以下の誘導型モデルが導かれる：

$$I_{i,t} = a_1 + \mu_i + d_t + \beta_3 CAMEL_{i,t-1} + b_1 Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Q_{i,t} = a_2 + \mu_i + d_t + \beta_4 CAMEL_{i,t-1} + b_2 Size_{i,t-1} + \omega_{i,t} \quad (4)$$

上記では $i=1,...,N$ および $t=1,...,T$ とする。 N は毎年の銀行数を指す。パネルはアンバランスであるため、 N はサンプル期間中変化する。

μ_i = 銀行固有または固定効果

d_t = マクロ経済および銀行部門の進展をコントロールできるような時間効果

$CAMEL_{i,t-1}$ = バランスシート情報は公衆にとって事後指標であるため、タイムラグを伴った銀行固有リスク要因のベクトル

$\varepsilon_{i,t}$ and $\omega_{i,t}$ = 誤差項

日本の CD 市場における譲渡性預金発行の有効性を証明する目的で、以下の預金者規律の仮説を表明するものとする。

- 帰無仮説 $\beta = 0$
- 対立仮説 $\beta \neq 0$

4.2.2 変数

3 月期の譲渡性預金金利、譲渡性預金の預金量および銀行固有リスクの 3 種類のデータが必要となる。表 1 に回帰分析で使用する変数の定義が解説されている。

[表 1 の添付場所]

4.2.3 従属変数

従属変数には譲渡性預金金利と譲渡性預金の預金量の 2 種類がある。

譲渡性預金金利：一般に利用可能なソースでは預金/譲渡性預金に支払われる金

7 本研究の誘導型方程式モデルの詳細考察について Kobayashi and Bremer (2007) を参照。

利が明確に報告されていないため、インプリシット金利を設定する。James (1988)によれば、こうした指標では預金/譲渡性預金の残高の償還時の差異を計上することができず、前期までの預金/譲渡性預金に対する金利ならびに新たに発行される負債の金利を反映する。そのうえ、非付保譲渡性預金は流通市場では活発に取引されないものの、理論上、非付保譲渡性預金は銀行に対する監督機能を向上させうる。ただし、本研究では、譲渡性預金の償還時データが入手できないため、Baer and Brewer (1986)、James (1988)、Keely (1990)、および Martinez-Peria and Schmukler (2001) のアプローチを踏襲する預金の加重平均償還期間を活用する目的で数値を調整することは不可能である。幸いにも、James (1988) が行った調査において、上記設定の譲渡性預金平均金利とインナーライン調査 (Innerline Survey) による金利 (明示の金利) との差異は 1% レベルで統計的に有意ではないとの結論が出ている。さらに、Gilbert, Meyer, and Vaughan (2001) は、モデル適合性が十分ではないものの、設定インプリシット金利がデフォルト・プレミアムの許容可能な代理指標としての役割を果たしていることを示している。従ってインプリシット金利は代理指標として用いられる。

譲渡性預金の預金量：譲渡性預金の総残高を用い、不均一分散の可能性を考慮して自然対数を採用する。

4.2.4 説明変数

預金者は、財務諸表、『ディスクロージャー誌』および『会社四季報』を通じ、銀行固有リスクとして CAMEL (キャメル) 代理変数を使用することで、安全かつ健全な銀行を見極めることができるので、CAMEL 値が悪化すると銀行のリスク・プロファイルの上昇を示す最適のシグナルとなる。

銀行が経営能力、リスクまたはその他の要因を分析において適正にコントロールしていると仮定すると、以下の CAMEL 代理変数が選択される⁸。

資本の充実度：自己資本比率 (CAR) は、公衆が財務諸表を通じて安全かつ健全な銀行を見極めるうえでの最適な指標であるため、使用される。CAR が高くな

⁸ CAMEL (キャメル) は、CAMELS の「S」の指標が 1997 年 1 月に導入される前から使用されてきた。そして本論文の執筆開始時期が 1998 年である。従って、本論文執筆期間中は CAMELS よりもむしろ CAMEL が使用されている。

ると、集まる譲渡性預金の預金量が増えて譲渡性預金金利が低下するはずである。しかし、日本の銀行は国際会計基準である CAR (ISCAR) と国内基準による CAR (DCAR) の 2 種類の CAR を採用している。これらを算出するうえでの大きな相違は、(1) ISCAR では、銀行は証券ポートフォリオの未実現利益 (含み益) を TIER2 に含めることができるが、DCAR では含めることができない点、(2) ISCAR の場合、貸倒引当金の 1.25% を TIER2 として包含することができるが、DCAR の場合は 0.625% である点、ならびに (3) ISCAR は市場リスクを分母 (リスク資産) に追加して TIER3 を包含することができる一方、DCAR は追加しない点である (Yamori and Kobayashi (2007))。その結果、ISCAR と DCAR を直接比較することが不可能なため、DCAR はダミー変数としてこの差異をコントロールできるように包含されるのである。CAR の低い銀行ほど高リスクである可能性が高いものの、CAR は繰延税金資産を包含し日本の会計操作の対象となる場合があるため、この点は賛否の分かれるところである。例えば、Yamori and Kobayashi (2007) は、邦銀の最近の株式データを使用して、CAR が経済的にではなく統計的に有意であることを発見した。従って、CAR が適切な銀行固有リスク指標であるかどうかを検証することは今後の研究課題である。金利において予想される符号は負で、譲渡性預金の預金量において予想される符号は正である。

資産の質 : BADLOAN (不良債権指標) は、銀行が損金処理すべき融資の割合を測定する。資産の質を測る指標として、高リスクの銀行ほどその割合が高く、最終的に相当大きな割合の不良債権を損金処理することになる。

BADLOAN の割合に対する大口譲渡性預金の利回りの回帰分析において、Herzig-Marx and Weaver (1979) および Hall et al. (2003) は相関関係の事実がないとの結論を得た。さらに、Hall et al. (2003) は大口譲渡性預金の成長率における事実がないことも確認した。しかしながら、Hosono (2003) は、邦銀データを使用した分析において、不良債権の割合が地方銀行の預金成長に悪影響を及ぼし、地方銀行の預金金利には著しく正に相関し、反対に大手銀行に対しては負に相関することを発見した。彼は、こうした結果は、大手銀行が TBTF (Too-Big-To-Fail (大きす

ぎて潰せない)) 政策⁹によって保護されているからであり、大手銀行による不良債権と借り換えとなる不良債権の開示にあたって裁量的な会計慣行が存在するためであると結論付けた。

要するに、BADLOAN は TBTF 政策のために大手銀行を測定する最適な指標とならないのに対し、地方銀行に対しては許容できる指標である。金利において予想される符号は正であり、預金量において予想される符号は負となる。

資産管理：ROA は銀行の資産管理の効率性を測定する。理論上、銀行が利益を蓄積することで資本を増強することから、利益の大きい銀行は資本規模も大きく、予期せぬ損失にも対処可能である。中でも、Martinez-Peria and Schmukler (2001) は、途上国における ROA は金利との間で顕著な負の関係があり、付保および非付保預金の成長規模に対しては正の関係があることを見出した。また、Hosono (2003) は邦銀データを使用し、ROA が大手銀行および地方銀行双方の預金の伸び率に対して正の関係にあることを実証した。さらに、彼は、ROA が地方銀行の金利に対して負の関係にあることを示した。その金利において予想される符号は負であり、預金量において予想される符号は正となる。

収益性：ROE は銀行の株主持分の効率性と収益性を測定する。数多い先行研究の中で、Crane (1976) だけが ROE を使用した。彼は、従属変数に及ぼすいずれか 1 つの指標の影響を特定するのは不可能であるため、ROE と ROA は相関指標であるとの見解を示した。確かに ROE は公衆が銀行の業績を評価する上で信頼性のある指標であることから、本研究で使用されている。理論上、金利において予想される符号は負となり、預金量において予想される符号は正となる。

流動性：LIQ は銀行の流動性リスクを測定するために使用される。大規模な流動資産を保有する銀行はより安全性が高いと認識されるため、流動性比率が高いほど満期預金の払戻しあるいは予期せぬ引き出しといった事象に対処できる能力が

⁹ TBTF は Too-Big-To-Fail (大銀行は破綻させない) の略語で、TBTF 政策は次のように定義される：莫大な総資産を保有する銀行はメガバンクまたは大手銀行に区分される。メガバンクが破綻すると、その他の金融機関に対するシステム・リスクが生じる場合がある。こうした場合、政府は経済におけるシステム・リスクを波及させないために、メガバンクの破綻を回避しなければならない。

高いことを表している。Park (1995) および Gilbert et al. (2001, 2003) は、LIQ が高いほど、銀行はより柔軟に財務の問題を管理することができるとの結論を得た。さらに、Martinez-Peria and Schmukler (2001) および Demirgüç-Kunt and Huizinga (2004) は、この比率が預金金利に対して著しい負の相関があることを見出した。この研究結果は、流動性比率の高い安全な銀行が高い金利を支払っていないことを指摘している。従って、LIQ が高いほど金利は低くなるはずで、金利において予想される符号は負となる。

Martinez-Peria and Schmukler (2001) は、LIQ がアルゼンチンの中口非付保預金の成長、ならびにチリのあらゆる規模の非付保預金との間に顕著な正の関係があることを発見した。要するに、LIQ が高いほど譲渡性預金の預金量が増えるはずで、よって預金量において予想される符号は正となる。

規模：総資産の自然対数である **LOGTA** は、推定において不均一分散の可能性を考慮するために使用される¹⁰。都市銀行は TBTF 政策によって保護されているため、この代理指標を導入して銀行規模の影響をコントロールする。数多くの先行研究にて、銀行規模が大きいほど規制が寛容であるという預金者の思い込みが、TBTF 政策に起因して市場規律を弱体化させうると論じられている。実際、規模の大きい銀行ほど融資プロファイルが適切に分散されているものの、TBTF 政策の恩恵を享受するために不良債権処理を先延ばし、あるいは繰り越しやすい傾向がある。さらに、都市銀行が破綻すると、他の金融機関に対するシステミック・リスクが生じる場合がある。

興味深いことに、Crane (1976)、Hannan and Hanweck (1988)、Brewer and Mondschean (1994)、Park (1995) および Jagtiani and Lemieux (2000) は、規模の大きい銀行ほど、TBTF 政策による保護があるため、非付保預金に対する付与金利が低くなることを示した。さらに、Park (1995) は、規模の大きい銀行ほど金利を上下すると、非付保預金が連動して増減することを見出した。一方で、Baer and Brewer (1986) および James (1990) は、銀行規模の係数は金利の影響についての

10 Demirgüç-Kunt and Huizinga (2004) は、預金成長率と銀行規模との間には相関関係がないとする結論を得た。同様に、Hall et al. (2003) は、銀行規模と預金成長率または収益との間にも相関関係がないとする見解を得た。

分析において有意ではないとする見解を得た。従って、大手銀行が TBTF 政策の保護を受けているかどうかを判断するために LOGTA が利用される。

5. 実証結果

本稿では、譲渡性預金の金利、譲渡性預金の預金量および銀行固有リスクとの間における相関関係の有無について検証する。

5.1 分析結果¹¹

市場規律を機能させるうえでの譲渡性預金活用の影響を評価する目的で、筆者は譲渡性預金金利と譲渡性預金の預金量とが銀行のリスク特性の影響を実際に受けているかどうかを検証する。最初に、パネル最小二乗法を使って誘導型方程式 (3) と (4) を推計する。筆者は通常の OLS を使用してモデルを推計するが、誤差項が推計結果においてバイアスを生じる場合がある。従って、方程式 (3) と (4) はパネル分析（つまり固定効果モデルと変量効果モデル）を使って再推計される。各銀行は日本国内の 1 つの都道府県にいくつもの支店を展開しているため、各地域における銀行固有の特性が生じる。この不均一分散性を考慮し、固定効果モデルを分析にて採用する¹²。

そして、説明変数と銀行固有の特性との間に相関関係がないとすると、誘導型方程式が変量効果モデルを使って再推計される。

最後に財務データに焦点を当て、譲渡性預金発行銀行と譲渡性預金未発行銀行の平均の差の検定を用い、結果が固定効果モデルから導かれるのを確認するためにロバスト性を検証した。

パラメータ推計値は表 2 と 3 に記載されている。

5.1.1. 金利分析

譲渡性預金金利に及ぼす銀行特性の影響を検証するために、筆者は前述の誘導型方程式 (3) を推計した。パラメータ推計値は表 2 に記載されている。

ペイオフ解禁前期間の都市銀行 (1998～2000 年)

11 記述統計量については、筆者より入手可能である。

12 固定効果モデルを使用することにより、分散が調整される。結果として、観察されない銀行固有の特性を考慮して推計することが可能である。

日本では、預金は完全保証型要求払預金（当座、普通、貯蓄、通知¹³）と非付保定期預金（定期、積立、譲渡性預金）とに分類される。1979年5月、日本の銀行は、1年未満の短期金融市場で買い手が金融機関に限定されていない流通CD市場の金利自由化を奨励する意図で譲渡性預金発行を開始した。全国銀行協会による『全国銀行財務諸表分析』の統計によると、日本国内の全銀行の譲渡性預金発行高は銀行負債のわずか5%にしか相当しないことが判明している。ただし、譲渡性預金は発行開始以降、日本の預金保険機構によって明確に保護されていない唯一の銀行預金である。従って、譲渡性預金は銀行破綻の可能性や業績不振、ならびに預金者のリスク認識を反映するはずである。実際、譲渡性預金者はすべての銀行預金者分類の中で最もリスク回避性向が強い。

譲渡性預金が銀行破綻の可能性を顕著に反映することを考慮すると、預金者規律の仮説を分析する際に、完全な付保預金と非付保預金および譲渡性預金とを区別する必要がある。Hosono（2002, 2003）は預金全体を分析したが、本論文は完全な付保預金と非付保預金および譲渡性預金とを区別している。従って、本論文の研究結果は、非付保預金者である譲渡性預金者による市場規律付けの事実を顕著に反映している。

コラム[1] は、CAR が、1998～2000 年において、都市銀行の金利について著しい負の相関があることを示している。例えば、都市銀行の CAR 係数は -0.044 である。このことはつまり、CAR が 1% 増えると都市銀行の金利が 0.04% 下がることを意味する。都市銀行では、CAR の平均および標準偏差はそれぞれ 11.011、2.241 である。都市銀行の平均金利が 0.387 % であることから、金利に及ぼす CAR の影響は経済的に有意である。言い換えると、CAR 比率が高くなると譲渡性預金金利が低下する。つまり、CAR 比率が適正な安全かつ健全な銀行ほど低い金利を設定することが示唆される。この分析結果は次のように説明可能である。(1) CAR は

¹³ 日本では、2002 年 3 月末まで、預金は預金保険制度で保護されていた。ところが、2002 年 4 月から、日本でも部分的ペイオフが解禁され、定期預金や定期積金は保護対象から外された。さらに、2005 年 4 月から、ペイオフは全面的に解禁され、銀行が破綻した場合は、各金融機関につき預金者一人当たり上限 1000 万円の元本とその利息のみ保護されることとなった。利息の付かない等の条件を満たす預金、決済預金、のみ全額保護されている。

1998 年バーゼル合意で BIS 規制である CAR が導入されて以降、公衆が安全で健全な銀行を選択するうえでの周知の指標となってきた。(2) 市場参加者は、金融システム危機がこの期間中に深刻だったため、銀行の安全性と健全性に対してより用心深くなった。(3) 都市銀行の譲渡性預金発行高は全銀行の譲渡性預金発行高の 80% を占めているため、都市銀行にのみ影響が現われた。

このことは、邦銀の株式データを使用した Yamori and Kobayashi (2007) の研究結果、および都市銀行、第一地方銀行、第二地方銀行、信用金庫、信用組合の最近のデータを使用した Hori, Ito, and Murata (2005) の研究結果、ならびに 1990 年代の日本の預金者が金融機関のリスクに反応したとする分析結果に一致する。対照的に、Hosono (2002, 2003) の研究結果とは一致しない。Hosono (2002, 2003) は、1990 年代の邦銀データを使用し、金利、預金の伸び率および銀行リスクに影響を及ぼす要因との相関関係を具体的に検証している¹⁴。彼は、地方銀行の場合、金利と預金の伸び率の双方がいくつかの銀行リスク指標と著しく相関していることを発見した。しかし日本の大手銀行の場合、預金金利はいくつかの銀行リスク指標とそれほど相関せず、預金の伸び率とリスク指標との相関性は弱いことが明らかになった。これまでのところ、Hosono (2002, 2003)、Hosono, Iwaki, and Tsuru (2004)、Tsuru (2003)、Murata and Hori (2006)、ならびに Hori et al. (2005) が邦銀を対象とした仮説を検証してきた。大半の先行研究が、預金金利と預金の伸び率は日本の大手銀行を規律付けするだけの力はないものの、日本の地方銀行を規律付けできる可能性があると主張している。ただし本論文は、大手銀行の場合、譲渡性預金者は市場規律を課すだけの力を発揮する可能性があるという結論を得ている。

ペイオフ解禁前期間の都市銀行と地方銀行 (1998～2000 年)

コラム[1] と[5] は、BADLOAN が金利に対し著しい負の相関があることを示している。例えば、BADLOAN 係数は都市銀行、地方銀行それぞれ、 -0.081、-0.087

14 Hosono (2002) は、具体的に、(1) 銀行退出指標として、預金金利、預金の伸び率、BIS 比率および総資産に占める資本比率、(2) 銀行リスク指標として、銀行破綻の可能性、不動産融資の比率、開示済み不良債権の割合および時価ベースの自己資本比率、といった変数を使用し、銀行退出の市場規律モデルを策定した。

である。このことは、BADLOAN が 1% 増えると金利が 0.08% 下がることを示唆している。都市銀行、地方銀行の BADLOAN の平均および標準偏差はそれぞれ、5.286、3.170 および 4.308、2.107 である。都市銀行と地方銀行の平均金利がそれぞれ 0.387%、0.316% であることから、BADLOAN が金利に及ぼす影響は経済的に有意である。

この分析結果は先行研究との整合性は認められないものの、次のように説明することが可能である。理論上は、BADLOAN 比率が高いほど金利上昇を促す。つまり、銀行が損金処理すべき不良債権が多いと財務状況が悪化する。しかしながら、経営難の銀行には高金利を設定する余裕がなく、企業と経営難の銀行との間には「義理貸し」が存在する。この「義理貸し」が金利下落を促す場合がある¹⁵。

コラム[1] は、ROE が 1% レベルで有意であることを示しているが、ROE 係数がほぼゼロに等しいことから経済的に有意ではない。

要約すると、ペイオフ一部解禁前期間である 1998～2000 年の間、譲渡性預金金利は CAR に感応していたが、この影響はペイオフ一部解禁後の 2001～2003 年には確認されていない。本論文は、譲渡性預金の発行銀行の大半が都市銀行であり、安全かつ健全であると見なされているため、都市銀行は譲渡性預金金利を低く設定できることを確認した。従って、CAR は、譲渡性預金金利決定にあたっての適切な銀行固有リスク指標となる。

[表 2 の添付場所]

5.1.2. 預金量分析

譲渡性預金の預金量に及ぼす銀行特性の影響を検証する目的で、筆者は上記の誘導型モデル方程式 (4) を推計する。パラメータ推計値は表 3 に示されている。

ペイオフ解禁後期間の都市銀行と地方銀行 (2001～2003 年)

ペイオフ解禁後期間におけるコラム[10] と[14] は、都市銀行と地方銀行双方の

15 「義理貸し」は日本の伝統的な貸付制度である。例えば、経営難の銀行には高い譲渡性預金金利を設定する余裕がない場合がある。しかし、銀行が貸付を行う企業との間に長く密接な関係がある場合、低金利で譲渡性預金取引を締結することをその企業は許容される。ただし、とあるメガバンクとのインタビューによれば、「義理貸し」は譲渡性預金取引には存在しないものの、対企業貸付には存在する場合がある、とのことである。

ROA 係数が正で、かつ 1%レベルで有意であることを示している。ROA が高いほど、銀行は効率的に資産を管理し、予期せぬ損失に対処しうるだけの十分な資産を保有していることが示唆される。例えば、都市銀行と地方銀行の ROA 係数はそれぞれ、0.574、0.086 である。このことはつまり、ROA が 1%増えると、譲渡性預金の預金量がそれぞれ、0.57%、0.08% 増えることになる。ROA の平均および標準偏差は都市銀行の場合それぞれ -0.763、1.458、地方銀行の場合は -0.207、0.642 である。都市銀行と地方銀行の平均預金量はそれぞれ、13.503、7.588 であることから、ROA の影響は経済的に有意である。

この分析結果は次のように説明可能である：

- ペイオフ解禁後期間中、銀行間において莫大な量の預金のシフトが生じた。具体的にこのことは、市場参加者とりわけ預金を移動させる者のリスク認識がペイオフ一部解禁前から一部解禁後の期間にかけて変化してきたことを示唆している。例えば、ペイオフ一部解禁前期間中、CAR が安全かつ健全な銀行を選択するうえでの周知の指標として普及していたため、市場参加者とりわけ預金者は CAR に敏感に反応していた。しかし、ペイオフ制度が徐々に解禁されるにつれ、市場参加者に銀行の資産管理能力を評価しようとする強いインセンティブが芽生え始めた。ROA は預金と相関関係があり、公衆が銀行の収益性を評価するうえでの適切な指標である。従って、ペイオフ解禁後期間中、預金者はより慎重になり、CAR に代わって ROA を活用し始めたのである。
- 預金者が預金引き出しによって銀行に市場規律を課すことから、預金者は預金管理の効率性と相関する唯一の指標である ROA に基づいて預金を引き出す場合がある。譲渡性預金の預金量に関するこの分析結果は、邦銀データを用いた Hosono (2003)、Hori et al. (2005) の結果、および Martinez-Peria and Schmukler (2001) の研究結果との整合性が認められる。

地方銀行の場合、1998～2000 年におけるコラム[13] が、BADLOAN 係数が有意で、かつ預金量に対して負の相関関係があることを示している。BADLOAN 比率が高いほど、預金量の減少がもたらされる。このことは Hosono (2003) の研究結

果と一致する。

要約すると、都市銀行と地方銀行の譲渡性預金の預金量は、日本の **CAMEL** (キャメル) 指標の中では **ROA** に感応する。**ROA** が譲渡性預金の預金量を決定する適切な指標であることから、市場参加者および預金者が **ROA** 指標に基づいて預金の引き出しを行うことが考えられる。なぜなら、**ROA** は預金管理の効率性に関連する唯一の指標であるからである。

[表 3 の添付場所]

5.2. ロバスト性チェック

筆者は、表 2 と 3 の方程式 (3) および (4) でそれぞれ提示されている固定効果モデルの結果を裏付けるため、ロバスト性のチェックを行った。固定効果モデルの結果がロバスト性を持つか否かを確認する目的で、筆者は変量効果モデルを使って再推計し、その後、譲渡性預金発行銀行と譲渡性預金未発行銀行の平均の差の検定を実施した。

CAMEL (キャメル) 要因における金利の結果に示されているように、コラム [3] と [7] は、ペイオフ一部解禁前期間である 1998～2000 年には譲渡性預金金利が **CAR** と **BADLOAN** に敏感に反応している。さらに、**CAMEL** 要因の譲渡性預金の預金量の結果から分かるように、コラム [12] と [16] は、ペイオフ一部解禁後期間である 2001～2003 年では譲渡性預金の預金量が **ROA** に敏感に反応している。

金利に対する **ROE** に関するコラム [3] と [8] は 1% のレベルで著しく負の関係にあるにもかかわらず、係数は経済的に有意ではない。その上、譲渡性預金の預金量に関するコラム [11] と [16] からは、双方の期間において **LIQ** が著しく負の関係にあることが分かる。この **LIQ** の分析結果は、先行研究との間で整合性が認められない。1 つの考えられる理由は次の通りである。理論上、**LIQ** は予期せぬ預金引き出しに対処できる銀行の能力を測定するために使用される指標であり、よって **LIQ** が上昇すると預金量の増加が促される。しかしながら、譲渡性預金の発行者は銀行等金融機関に限定されている。バランスシートでは、譲渡性預金発行銀行は譲渡性預金を負債勘定欄に預金証書として計上するが、一方、譲渡性預金を保有する銀行はこれを資産欄に現金および現金同等物として計上する。結果として、発行銀

行による譲渡性預金量の増加は、LIQ 変数の算入における現金および現金同等物の増加に対応することになる。従って、保有銀行は発行銀行をリスクのある銀行としてすでに認識しており、LIQ の上昇が譲渡性預金の預金量の低下を促すのである。

次に、財務データの観点からロバスト性を判定する目的で、筆者は譲渡性預金発行銀行と譲渡性預金未発行銀行の平均の差の検定を実施した¹⁶。検定は各年を対象としたものである。CAR と BADLOAN はともに 1% レベルで有意である。従って、分析結果は、CAR と BADLOAN が譲渡性預金発行の有効性を裏付けるものであることを示している。

要約すると、譲渡性預金による市場規律の導入に関する基本的結論は、様々な試験の実施の結果、ロバスト性が極めて高いということである。

6. 結び

本論文は、1998～2003 年の事業年度における都市銀行、第一地方銀行、第二地方銀行における預金者規律の仮説、とりわけ譲渡性預金者の規律付けについて実証分析を行ったものである。本研究の目的は、日本の CD 市場における邦銀による譲渡性預金金利、譲渡性預金発行量および銀行固有リスクとの間の相関関係を探ることであった。筆者は、邦銀の新たな規制枠組みに基づいた 21 世紀型金融システムの設計に関連する 1 つの課題、すなわち預金者、とりわけ譲渡性預金者が銀行を規律付けできるかどうかを考察している。

いくつかの先行研究は、すべての預金者が日本の銀行を規律付けできるかどうかの有無を分析してきた。たとえ日本の全銀行の譲渡性預金が銀行債務のわずか 5% しか占めないとしても、譲渡性預金は日本の預金保険機構によって明確に保護されていないことから、譲渡性預金者は銀行預金者の中で最もリスクを回避する傾向にある。一部の先行研究が邦銀における市場規律を分析してきたものの、こうした研究は預金全般に焦点を当て、預金種別を区分してこなかった。これまでに、譲渡性預金者の規律付けを検証してきた実証研究は存在しない。従って、本論文は日本の CD 市場における譲渡性預金発行の影響を検証した初めての研究である。

16 地方銀行の場合の、譲渡性預金発行銀行と譲渡性預金未発行銀行の平均の差の検定の表については、著者より入手可能である。

本論文で得られた研究結果は、日本の CD 市場は銀行固有リスクに敏感に反応することを示している。CAMEL（キャメル）指標の中でもとりわけ譲渡性預金金利は CAR に反応し、譲渡性預金の預金量は ROA に反応する。BIS 規制である CAR が 1988 年に導入されて以来、市場参加者が安全かつ健全な銀行を選択することのできる周知の指標となってきた。同時に、ROA は、融資および銀行預金からなる資金の管理の有効性を示す預金関連では唯一の CAMEL 指標であるため、預金者は ROA に基づいて預金を引き出す可能性がある。CAR や ROA といった銀行固有リスク指標は、譲渡性預金金利と預金量を決定する適切な財務指標と考えられる。言い換えると本研究の結果は、銀行固有リスクが、（1）指標が財務諸表から抽出されていること、（2）指標が市場参加者の間に十分浸透していること、ならびに（3）指標が預金管理の有効性との関連が深いこと、という特性を持つ場合、日本の CD 市場において、譲渡性預金金利と預金量が一部の銀行固有リスクに敏感に反応していることを示唆している。従って、研究結果は、銀行に対する市場規律を改善するために邦銀発行の譲渡性預金活用が日本の CD 市場において有効であることを示唆している。

さらに、2001 年 3 月から 2006 年 3 月の期間中、日本銀行（以下、日銀）は量的緩和政策を維持し、無担保コール翌日物金利はゼロ近傍で推移し、政府短期証券（FB）利回りも 0.000% ～0.010% で推移してきた。本研究でのペイオフ一部解禁後期間（2001～2003 年）は日銀の緩和政策期間と一致し、ペイオフ一部解禁後期間には有意な結果はほぼ皆無である。従って、信用リスクは、日銀の量的緩和政策実施に起因して、ペイオフ一部解禁後期間の金利を反映していないという結論が導かれる。

結論として、邦銀発行の譲渡性預金は邦銀の市場規律を改善してきたといえる。譲渡性預金者は銀行リスクに敏感であり、規制規律を補完する規律付けを行っている。本研究結果は、邦銀に譲渡性預金発行を課す政策が、銀行に市場規律をもたらすのにある程度有益であることを指摘している。例えば、金融監督当局は銀行が譲渡性預金残高の規模をある一定額上回る水準に維持することを求める規制は、同様の規制機能を発揮するだろう。そうしたスキームがあれば、譲渡性預金者は積極的

に銀行を規律付けしようとするだろう。

References

- Baer, H., & Brewer, E. (1986). Uninsured deposits as a source of market discipline: Some new evidence. *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, September/October, 23-31.
- Berger, Allen (1991). Market Discipline in Banking. *Federal Reserve Bank of Chicago Proceeding of a Conference on Bank Structure and Competition*, 419-437.
- Billet, M., Garfinkel, J., & O'Neal, E. (1998). The cost of market versus regulatory discipline in banking. *Journal of Financial Economics*, 48, 333-358.
- Brewer, E., & Mondschen, T. (1994). An empirical test of the incentive effects of deposit insurance. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26(1), 146-164.
- Calomiris, C. W., & Wilson, B. (1998). Bank capital and portfolio management: The 1930s "Capital Crunch" and the scramble to shed risk. *Journal of Business*, 77 (3).
- Cargill, T. (1989). CAMEL Ratings and the CD Market. *Journal of Financial Services Research*, 3(4), 347-358.
- Cook, D., & Spellman, L. (1994). Repudiation risk and restitution costs: Toward understanding premiums on insured deposits. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26(3), 439-459.
- Crabbe, L., & Post, A. M. (1994). The effect of a rating downgrade on outstanding commercial paper. *Journal of Finance*, 49(1), 39-56.
- Crane, D. B. (1976). A study of interest rate spreads in the 1974 CD Market. *Journal of Bank Research*, 7 (Autumn), 213-224.
- Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2004). Market discipline and deposit insurance. *Journal of Monetary Economics*, 51, 375-399.
- Dewatripont, M., & Tirole, J. (1994). *The prudential regulation of banks* Cambridge: The MIT Press.
- Ellis, D., & Flannery, M. (1992). Does the debt market assess large banks' risk? Time series evidence from money center CDs. *Journal of Monetary Economics*, 30(3), 481-502.
- Flannery, J. M. (1998). Using market information in prudential bank supervision: A review of the U.S. empirical evidence. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30(3), 273-305.
- Gilbert, A. R., Meyer, P. A., & Vaughan, D. M. (2001). (February). The use of market information in bank supervision: Interest rates on large time deposits (Working paper).

- St. Louis, MO: Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Gilbert, A. R., Meyer, P. A., & Vaughan, D. M. (2003). (December). Can feedback from the Jumbo-CD market improve bank surveillance? (Working Paper No. 2003-041A). St. Louis, MO: Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Goldberg, L., & Hudgins, S. (1996). Response of uninsured depositors to impending S&L failures: Evidence of depositor discipline. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, 311-325.
- Goldberg, L., & Hudgins, S. (2002). Depositor discipline and changing strategies for regulating thrift institutions. *Journal of Financial Economics*, 63, 263-274.
- Goldberg, M., & Lloyd-Davies, P. (1985). Standby letters of credit: Are banks overextending themselves? *Journal of Bank Research*, 16, 29-39.
- Green, W., H. (2000). *Econometric Analysis* Fourth Edition, Prentice Hall, 652-710.
- Hall, J. R., King, B. T., Meyer, P. A., & Vaughan, D. M. (2003). (July). Do Jumbo-CD holders care about anything? Federal Reserve Bank of St. Louis Supervisory Policy Analysis Working Paper No.2002-05.
- Hannan, T. H., & Hanweck, A. G. (1988). Bank insolvency risk and the market for large certificates of deposit. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 20(2), 203-211.
- Herzig-Marx, C., & Weaver, S. A. (1979). Bank soundness and the market for large negotiable certificates of deposit (Research Paper No. 79-1). Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago.
- Hori, M., Ito, Y., & Murata, K. (2005). Do depositors respond to bank risks as expected? Evidence from Japanese financial institutions in the banking crisis (ESRI Discussion Paper Series No.151). Tokyo: Economic and Social Research Institute, Cabinet Office.
- Hosono, K. (2002). Naniga Ginko o kiritsudukerunoka?[Stock market, depositors, and the government] (Discussion Papers in Economics No.315). Nagoya, Japan: Nagoya City University.
- Hosono, K. (2003). Market discipline and forbearance policy to banks (Discussion Paper in Economics No.339). Nagoya, Japan: Nagoya City University.
- Hosono, K., Iwaki, H., & Tsuru, K. (2004). (October). Bank regulation and market discipline around the world. RIETI Discussion Paper Series 04-E-31.
- Hosono, K., & Sakuragawa, M. (2003). Soft budget problems in the Japanese credit market (Discussion Papers in Economics No.345).Nagoya, Japan: Nagoya City University.

- Jagtiani, J., & Lemieux, C. (2000). (April). Stumbling blocks to increasing market discipline in the banking sector: A note on bond pricing and funding strategy prior to failure (Emerging Issues Series S&R-99-8R). Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago.
- James, C. (1988). The use of loan sales and standby letters of credit by commercial banks. *Journal of Monetary Economics*, 22, 395-422.
- James, C. (1990). Heterogeneous creditors and the market value of bank LDC loan portfolios. *Journal of Monetary Economics*, 25, 325-346.
- Jordan, J. S. (2000). Depositor discipline at failing banks. *New England Economic Review*, March/April, 15-28.
- Kane, E. (1987). Who should learn what from the failure and delayed bailout of the ODGF? In *Proceedings from a Conference on Bank Structure and Competition* (pp.306-326). Chicago: Federal Reserve Bank of Chicago.
- Keely, M. C. (1990). Deposit insurance, risk, and market power in banking. *American Economic Review*, 80, 1183-1200.
- Klein, M. A. (1971). A theory of the banking firm. *Journal of Money, Credit and Banking*, 3, 696-709.
- Kobayashi, Ayami (2003). Is issuing subordinated debt by Japanese banks effective in the Japanese market? *International Finance Review*, 4, 303-323.
- Kobayashi, Ayami (2004). 「市場規律の確立の必要性とわが国の取組」『経済科学』第 52 巻第 3 号, 105-116.
- Kobayashi, Ayami & Bremer, M. (2007). The depositors discipline hypothesis: The transition to an interaction effect. 『経営行動科学』第 20 巻第 1 号, 13-26.
- Konishi, M., & Yasuda, Y. (2004). Factors affecting bank risk taking: Evidence from Japan. *Journal of Banking & Finance*, 28, 215-232.
- Martinez-Peria, M. S., & Schmukler, L. S. (2001). Do depositors punish banks for bad behavior? Market discipline, deposit insurance, and banking crises. *Journal of Finance*, 56(3), 1029-1051.
- Murata, K., & Hori, M. (2006). Do small depositors exit from bad banks? Evidence from Japanese small financial institutions. *Japanese Economic Review*.
- Park, S. (1995). Market discipline by depositors: Evidence from reduced-form equations.

- Quarterly Review of Economics and Finance*, 35, 497-514.
- Park, S., & Peristiani, S. (1998). Market discipline by thrift depositors. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30(3), 347-364.
- Tsuru, K. (2003). Depositors' selection of banks and the deposit insurance system in Japan: Empirical evidence and its policy implications. RIETS Discussion Paper Series.
- Yamori, N., & Kobayashi, Ayami (2007). Wealth effect of public fund injections to ailing banks: Do deferred tax assets and auditing firms matter?" *Japanese Economic Review*, 58(4), 466-483.

表 1 変数定義

従属変数

I, Q = 円建ての銀行国内取引

説明変数 (CAMEL)

資本の充実度リスク (Capital adequacy risk)

CAR = 自己資本比率 (%)

D_{CAR} = ISCAR の場合 1、それ以外は 0

資産の質リスク (Asset quality risk)

$BADLOAN$ = 開示済み不良債権 / 総資産 (%) ¹⁷

資産管理リスク (Management risk)

ROE = 純利益 / 株主資本 $\times 100$ (%)

収益性リスク (Earnings risk)

ROA = 純利益 / 総資産 $\times 100$ (%)

流動性リスク (Liquidity risk)

LIQ = (現金 + 他行への預け金) / 総資産 (%)

コントロール変数

規模

$LOGTA$ = $\ln$ (総資産 (100 万円単位))

17 不良債権は、リスク管理債権、破綻先債権、益金不算入貸出 (延滞債権)、延滞債権 (3 か月以上) および貸出条件緩和債権として定義される。

表 2 ペイオフ一部解禁前期間（1998～2000 年）とペイオフ一部解禁後期間（2001～2003 年）の CAMAL（キャメル）要因に及ぼす金利 I の誘導型モデル分析

都銀	固定効果モデル		変量効果モデル	
変数	1998～2000 年 [1]	2001～2003 年 [2]	1998～2000 年 [3]	2001～2003 年 [4]
定数	2.166 (0.71)	-2.273 (2.00)	3.431 (3.317)	-0.424 (0.77)
規模 (LOGTA)	-0.070 (0.40)	0.132 (2.02)	-0.134 (2.42)*	0.025 (0.82)
C (CAR)	-0.044 (3.26)**	0.0004(0.05)	-0.043 (3.56)**	0.003 (0.47)
A (BADLOAN)	-0.081 (4.92)**	0.001 (0.34)	-0.061 (4.46)**	0.002 (0.78)
M (ROA)	0.050 (1.56)	-0.014 (1.02)	0.027 (1.07)	-0.006 (0.48)
E (ROE)	-3.97E-05 (4.53)**	0.0001 (1.00)	-3.25E-05 (4.05)**	4.38E-05 (0.38)
L (LIQ)	0.027 (1.97)	0.007 (1.30)	-0.0091(0.17)	4.42E-05 (0.01)
対象行数	56	41	56	41
自由度調整済 決定係数	0.41	-0.33	0.33	0.01
F 値	2.477**	0.609		
地銀	固定効果モデル		変量効果モデル	
変数	1998～2000 年 [5]	2001～2003 年 [6]	1998～2000 年 [7]	2001～2003 年 [8]
定数	2.713 (1.15)	0.924 (0.31)	1.028 (2.74)	0.384 (4.42)
規模 (LOGTA)	-0.150 (0.92)	-0.057 (0.28)	-0.024 (0.87)	-0.025 (4.34)**
C (CAR)	-0.001 (0.13)	-0.003 (0.34)	-0.025 (2.70)**	0.004 (1.34)
A (BADLOAN)	-0.087 (10.35)**	-0.002 (0.45)	-0.056 (8.10)**	-0.001 (0.50)
M (ROA)	-0.011 (0.40)	-0.003 (0.18)	-0.057 (2.43)*	0.0008 (0.64)
E (ROE)	-5.10E-05 (0.56)	-0.0005 (1.39)	5.42E-05 (0.65)	-0.0008 (3.92)**
L (LIQ)	0.015 (1.50)	0.003 (1.40)	0.006 (0.76)	0.002 (1.67)
対象行数	268	242	268	242
自由度調整済 決定係数	0.43	0.35	0.28	0.09
F 値	3.35**	2.32**		

注記：回帰モデル方程式 (3) の推計：

$$I_{i,t} = a_1 + \mu_i + d_t + \beta_3 CAMEL_{i,t-1} + b_1 Size_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

通常の OLS (plain OLS) 分析には 1 年のダミーが含まれるが、本論文では報告していない。

時間ダミー、固定効果および D_{CAR} 変数の推計値は回帰分析には含まれるものの、本論文では報告していない。

t 値は各係数推定値の隣の括弧内に記載されている。

*5%のレベルで有意

** 1%のレベルで有意

Wansbeek-Kapteyn 手法は変量効果手法における推計を行う目的で使用されている。

表 3 ペイオフ一部解禁前期間（1998～2000 年）とペイオフ一部解禁後期間（2001～2003 年）の CAMAL（キャメル）要因に及ぼす預金量 Q の誘導型モデル分析

都銀	固定効果モデル		変量効果モデル	
変数	1998～2000 年 [9]	2001～2003 年 [10]	1998～2000 年 [11]	2001～2003 年 [12]
定数	17.893 (1.50)	16.774 (1.42)	-4.248 (0.62)	6.277 (1.27)
規模 (LOGTA)	-0.188 (0.28)	-0.036 (0.05)	1.070 (2.81)**	0.541 (1.95)
C (CAR)	-0.020 (0.38)	-0.148 (1.79)	0.020 (0.40)	-0.136 (1.93)
A (BADLOAN)	-0.017 (0.27)	0.0007 (0.01)	0.028 (0.46)	-0.009 (0.24)
M (ROA)	0.060 (0.47)	0.574 (4.03)**	0.188 (1.69)	0.599 (4.68)**
E (ROE)	-1.86E-05 (0.54)	0.0008 (0.64)	-3.75E-06 (0.11)	0.001 (0.95)
L (LIQ)	-0.083 (1.54)	-0.021 (0.36)	-0.101 (2.07)*	0.017 (0.45)
対象行数	56	41	56	41
自由度調整済 決定係数	0.90	0.92	0.34	0.83
F 値	22.361**	19.422**		
地銀	固定効果モデル		変量効果モデル	
変数	1998～2000 年 [13]	2001～2003 年 [14]	1998～2000 年 [15]	2001～2003 年 [16]
定数	5.454 (0.40)	-11.302 (0.20)	-21.069 (5.55)	-20.269 (12.29)
規模 (LOGTA)	0.204 (0.22)	1.408 (0.37)	2.020 (7.40)**	1.776 (15.98)**
C (CAR)	-0.079(1.02)	-0.051 (0.29)	-0.065 (0.95)	0.406 (6.14)**
A (BADLOAN)	-0.097 (2.00)*	0.152 (1.30)	-0.074 (1.63)	0.083 (2.09)
M (ROA)	0.140 (0.89)	0.086 (2.84)**	0.079 (0.53)	0.052 (2.11)*
E (ROE)	-0.0002 (0.52)	0.001 (0.17)	-0.0003 (0.71)	-0.005 (1.23)
L (LIQ)	0.021 (0.37)	-0.096 (1.96)	0.0004 (0.00)	-0.139 (4.23)**
対象行数	266	243	266	243
自由度調整済 決定係数	0.86	0.80	0.12	0.44
F 値	15.887**	10.817**		

注記：回帰モデル方程式 (4) の推計：

$$Q_{i,t} = a_2 + \mu_i + d_t + \beta_4 CAMEL_{i,t-1} + b_2 Size_{i,t-1} + \omega_{i,t}$$

通常の OLS (plain OLS) 分析には 1 年のダミーが含まれるが、本論文では報告していない。

時間ダミー、固定効果および D_{CAR} 変数の推計値は回帰では含まれるものの、本論文では報告していない。

t 値は各係数推定値の隣の括弧内に記載されている。

*5%のレベルで有意

** 1%のレベルで有意

Wansbeek-Kapteyn 手法は変量効果手法における推計を行う目的で使用されている。