

銀行利鞘の決定要因

坂井 功 治

要 旨

本稿は、日本における銀行の利鞘設定行動を規定する要因について実証的な検証を行ったものである。検証にあたっては、1981年から2007年までの日本の銀行のパネルデータを用い、理論モデルから導出された理論予測にもとづき、おもに銀行の利鞘設定行動における信用リスクと金利リスクの影響という観点から議論を行った。本稿のおもな結論は以下である。日本の銀行の利鞘設定行動を規定する要因は、信用リスクや金利リスクをはじめとするさまざまなリスクと費用であり、これらのリスクプレミアムと費用は銀行利鞘に適切に反映されており、理論予測と強く整合的である。また、金利規制の存在とその消滅、あるいはマクロ環境の急激な悪化によって、日本の銀行の利鞘設定行動は1980年代と1990年代以降とはその性質を大きく異にする。

キーワード：金融システム、銀行、利鞘、信用リスク、金利リスク

1. はじめに

銀行の価格設定行動が何によって規定されているのかを知ることは、金融システムの安定性を考えるうえでも重要な意味をもつ。特に、日本の金融システムの不安定性のひとつとして、銀行部門の収益性が他の先進国に比べて低水準にあり、景気変動や金融市場の変動に対して極めて脆弱であることがたびたび指摘されるが、その根本的な要因を突きつめていけば、そもそもの銀行の収益基盤である利鞘の薄さに辿り着く（Hoshi and Kashyap, 2004；日本銀行、2010）。

銀行という経済主体は、(1)預金という低リスクの間接証券を発行しながら、同時に貸出という高リスクの本源的証券を購入する、あるいは、(2)預金という短期の負債で資金を調達しながら、同時に貸出という長期の資産で資金を運用する、という性質をもつ。そのような性質をもつ経済主体は、必然的に以下2つの主要なリスクにさらされることになる。ひとつは信用リスクであり、もうひとつは金利リスクである¹⁾。

信用リスクは、貸出先の財務状況の悪化等により、資産の価値が減少ないし消失し、損失を被るリスクである。銀行は貸出という高リスクの金融資産に運用して収益を得るという性質をもつことから、

銀行は常に貸出先の財務状況の悪化によるリスクにさらされることになる。一方の金利リスクは、市場金利の変動によって、資産あるいは負債の価値が変動し、損失を被るリスクである。銀行の場合、負債側と資産側それぞれに金融負債と金融資産のポートフォリオを抱えるため、仮に両者の期間が一致していれば金利リスクは生じない。しかしながら、上述のように、銀行は預金という短期の金融負債で調達を行い、貸出という長期の金融資産に運用するという性質をもつことから、両者の期間は一致せず、銀行は常に市場金利の変動によるリスクにさらされることになる。

このようなリスクにさらされる銀行は、これらのリスクに対してあらかじめ何らかの対処をしておく必要がある。つまり、その価格設定行動において、これらのリスクプレミアムをあらかじめ価格に転嫁しておく必要があるのである。銀行の価格設定行動、つまりは利鞘設定行動に関するこれまでの研究は、基本的には以上のような洞察にもとづいており、銀行の利鞘設定行動において、信用リスクや金利リスクのリスクプレミアムが利鞘にどのように反映されるべきか、あるいは、実際にはどのように反映されているか、という点に研究の主眼がおかれている。

Ho and Saunders (1981)、McShane and Sharpe (1985)、Allen (1988) らは、銀行の利鞘設定行動における金利リスクの影響を理論的に示すとともに、米国の銀行において、金利リスクのリスクプレミアムが銀行利鞘に適切に反映されていることを示している。また、Angbazo (1997) は、金利リスクに加えて、銀行の利鞘設定行動における信用リスクの影響を理論的に示すとともに、米国の銀行において、信用リスクのリスクプレミアムが銀行利鞘に適切に反映されていることを示している。また、小野 (2003) は、日本の銀行において、信用リスクのリスクプレミアムは総じて銀行利鞘に反映されているものの、金利リスクのリスクプレミアムは銀行利鞘に反映されていないことを示している。

本稿は、以上で挙げたこれまでの研究の示唆をふまえ、日本の銀行の利鞘設定行動を規定する要因について実証的な検証を行うものである。検証にあたっては、1981年から2007年までの日本の銀行のパネルデータを用い、特に銀行の利鞘設定行動における信用リスクと金利リスクの影響という点に主眼をおきながら分析を進める。本稿の意義と貢献は以下3点に集約される。第一に、本稿におけるサンプル期間は、1981年から2007年までの27年間という長期的なものであり、銀行の利鞘設定行動に関する包括的な検証となっている。第二に、本稿においては、日本のデータでは算出が困難な金利リスクについて、2ファクターモデルを用いた新たな推定手法を提示しており、銀行の利鞘設定行動における金利リスクの影響について新たな含意を有している。第三に、本稿においては、1980年代の金利規制の存在や1990年代以降のマクロ環境の悪化が、銀行の利鞘設定行動に与えた影響についても検証を行っており、規制の存在やマクロ環境の変化が銀行の利鞘設定行動に与える影響について新たな含意を有している。

本稿の構成は以下である。第2章では、銀行の利鞘設定行動に関する理論モデルとそこから導き出さ

れる理論予測とを示す。第3章では、理論予測から導出される推定式を示す。第4章では、データの概要と変数の定義を示す。第5章では、銀行の利鞘設定行動を規定する要因に関してその推定結果を示す。第6章では、結論を示す。

2. 理論モデル

銀行の利鞘設定行動をモデル化するにあたり、以下では、信用リスクと金利リスクに着目した Angbazo (1997) の理論モデルに依拠する。本モデルにおける代表的銀行は、貸出市場における資金需要者と資金供給者を仲介する独占的かつリスク回避的な主体である。銀行は、新規貸出に際して貸出金利 $R_L = r + b$ を設定し、新規預金の受け入れに際しては預金金利 $R_D = r - a$ を設定する。ここで、 r は市場金利、 a は預金スプレッド、 b は貸出スプレッドである。したがって、銀行にとっての利鞘は $S = a + b$ となる。

モデルは1期間の意思決定モデルであり、リスク回避的な銀行は生起確率の異なる貸出需要と預金供給とに直面しながら、最終的に自身の正味資産価値に依存する期待効用を最大化するように最適な預金スプレッド a^* と貸出スプレッド b^* 、さらには最適な利鞘 $S^* = a^* + b^*$ を設定する。

初期時点の銀行の正味資産は、純与信 $I_0 = L_0 - D_0$ と現金 C_0 の和である。ここで、 L_0 と D_0 は初期時点の貸出残高と預金残高であり、それぞれ r_L と r_D の収益率をもつ。現金 C_0 の収益率は市場利子率 r である。期間中は、預金供給と貸出需要のいずれかしか新規に生起せず、その量はともに Q で一定であり、それぞれの生起確率は預金スプレッド a 、貸出スプレッド b に依存する以下のポワソン過程に従うものとする。

$$\begin{aligned}\lambda_a &= \alpha - \beta \times a \\ \lambda_b &= \alpha - \beta \times b\end{aligned}\tag{1}$$

銀行の正味資産価値は、預金供給と貸出需要のいずれが生起するかによって異なる。預金供給、貸出需要のいずれかが生起した場合の正味資産を構成する純与信 I_T と現金 C_T の価値はそれぞれ以下のように表わされる。

$$\begin{aligned}I_T &= (1 + \eta + \tilde{Z}_L) I_0 + \begin{cases} (1 + R_L + \tilde{Z}_L) Q & \text{確率 } \lambda_b : \text{貸出需要が生起した場合} \\ -(1 + R_D) Q & \text{確率 } \lambda_a : \text{預金供給が生起した場合} \end{cases} \\ C_T &= (1 + r + \tilde{Z}_C) C_0 + \begin{cases} -(1 + r + \tilde{Z}_C) Q & \text{確率 } \lambda_b : \text{貸出需要が生起した場合} \\ -(1 + r + \tilde{Z}_C) Q & \text{確率 } \lambda_a : \text{預金供給が生起した場合} \end{cases}\end{aligned}$$

ここで、 \tilde{Z} は収益率の不確実性に伴う攪乱項であり、それぞれ \tilde{Z}_L は貸出の収益率の不確実性、 \tilde{Z}_C は現金の収益率の不確実性、 \tilde{Z}_I は純与信の収益率の不確実性に伴う攪乱項を示す。これらの攪乱項は、すべて平均 $E(\tilde{Z}) = 0$ 、分散 σ^2 の正規分布に従い、特に \tilde{Z}_L の分散 σ_L^2 は信用リスクに対応し、 \tilde{Z}_C の分散 σ_C^2 は金利リスクに対応する。また、貸出の収益率の攪乱項 \tilde{Z}_L と現金の収益率の攪乱項 \tilde{Z}_C は独立であり、両者の共分散 σ_{CL}^2 は $\sigma_{CL}^2 = 0$ を満たすものとする。

以上の設定のもと、銀行は正味資産に依存する自身の期待効用を最大化するように、最適な預金スプレッド a^* 、貸出スプレッド b^* 、利鞘 $S^* = a^* + b^*$ を決定する。したがって、この場合の銀行にとっての最適化問題は以下となる。

$$\max_{a,b} EU(\Delta W_T) = \lambda_a EU(\Delta W_T | \text{deposit}) + \lambda_b EU(\Delta W_T | \text{loan}) \quad (2)$$

以上の最適化問題を解くと、銀行の最適な利鞘 $S^* = a^* + b^*$ は以下で与えられる²⁾。

$$S^* = \frac{\alpha}{\beta} + \frac{R_a}{2} [(Q + 2L_0)\sigma_L^2 + 2Q\sigma_C^2] \quad (3)$$

ここで、 R_a は絶対的リスク回避度 $R_a = U''(\bar{W})/2U'(\bar{W})$ を示す。(3)式の経済学的解釈は以下である。まず、第1項の α/β はリスク中立利鞘を示しており、絶対的リスク回避度 R_a が $R_a = 0$ を満たす場合、つまり銀行がリスク中立的である場合に成立する利鞘を示している。リスク中立利鞘 α/β は、(1)式の預金供給と貸出需要それぞれの生起確率関数の切片 α と傾き β の比率となっていることから、銀行が非弾力的な貸出需要関数や預金供給関数に直面する場合 (α が大きく β が小さい場合) にはその値が大きくなり、逆に弾力的な貸出需要関数や預金供給関数に直面する場合 (α が小さく β が大きい場合) にはその値は小さくなる。つまり、銀行が独占的な貸出市場や預金市場に直面する場合には、銀行は市場が競争的な場合に比べて独占的な価格設定を行うことが可能となり、リスク中立利鞘 α/β は大きくなる。以上により、リスク中立利鞘 α/β は、利鞘に含まれる独占的レントを示す指標であるともいえる。

次に、(3)式の第2項全体はリスク調整項を示しており、おもに以下5つの要因に依存している。(1)銀行の絶対的リスク回避度 R_a 、(2)期間中に生起する預金供給あるいは貸出需要の量 Q 、(3)初期時点の貸出残高 L_0 、(4)信用リスク σ_L^2 、(5)金利リスク σ_C^2 、である。特に重要な点は、最適な利鞘は、銀行が直面する信用リスクと金利リスクのリスクプレミアムを確実に反映していなければならないという点である。つまり、合理的な銀行は、直面する信用リスクあるいは金利リスクに対処するために、そのリスクプレミアムをあらかじめ利鞘に転嫁していなければならない。これが、本モデルの主要な理

論予測となる。

3. 推定式

以上の理論予測をふまえ、現実の銀行の利鞘設定行動についての実証分析の準備を行う。準備にあたっては、まず理論モデルと現実世界との乖離についていくつか留意しておく必要がある。第2章の理論モデルは、極度に単純化された世界における銀行の利鞘設定行動を記述しているにすぎず、市場に存在する制度や規制といったさまざまな不完全性、あるいは個々の銀行固有の異質性といったものはまったく考慮されていない。したがって、推定式を定式化する際には、これらの要因を明示的に考慮しておく必要がある。

以下では、Ho and Saunders (1981)、Angbazo (1997) らと同様に以下の推定式を定式化する。

$$NIM_{it} = F(S_{it}^*(.), X_{it}, \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

ここで、 NIM_{it} は、 t 期における銀行 i の現実の利鞘である。関数 $S_{it}^*(.)$ は、第2章の理論モデルから導出された銀行の最適利鞘であり、信用リスクと金利リスクのリスクプレミアムを反映した利鞘を示している。 X_{it} は、銀行の利鞘設定行動に影響を及ぼすと考えられる銀行固有の属性変数ベクトルであり、誤差項 ε_{it} は、制度や規制といった市場の不完全性やその他の攪乱要因をすべて含んでいる。

まず、最適利鞘 $S_{it}^*(.)$ については、(3)式の理論予測にもとづき以下の変数が含まれる。第一は、信用リスクであり、既述のとおり、貸出先の財務状況の悪化等により、資産の価値が減少ないし消失し、損失を被るリスクである。(3)式により、信用リスクのリスクプレミアムは利鞘に転嫁されなければならない、したがって信用リスクと利鞘の間には正の関係が予測される。

第二は、金利リスクであり、既述のとおり、市場金利の変動によって、資産あるいは負債の価値が変動し、損失を被るリスクである。(3)式により、金利リスクのリスクプレミアムもまた利鞘に転嫁されなければならない、したがって金利リスクと利鞘の間にも正の関係が予測される。

次に、銀行固有の属性変数ベクトル X_{it} については、以下の変数が含まれる。第一は、流動性リスクであり、銀行自身の財務内容の悪化や、調達と運用の期間の極端な不一致から、短期的な資金繰りが悪化して破綻する、あるいは資金調達費用が上昇して損失を被るリスクである。合理的な銀行は、流動性リスクに対処するために、利鞘に流動性リスクプレミアムを転嫁させておく必要があり、流動性リスクと利鞘の間には正の関係が予測される。

第二は、債務超過リスクであり、銀行自身の財務内容の悪化によって、債務超過状態に陥り破綻する、あるいは資金調達コストが上昇して損失を被るリスクである。債務超過リスクと利鞘の関係につ

いては、実は相反する2つの予測がありうる。一方の予測は、これまでと同様であり、合理的な銀行は、債務超過リスクに対処するため、そのリスクプレミアムを利鞘に転嫁させておく必要があり、債務超過リスクと利鞘の間には正の関係が予測されるというものである。もう一方の予測は、一般に債務超過リスクは負債に比して自己資本が厚いほど低下するものの、自己資本の資金調達費用は負債の資金調達費用よりも常に高いため、最終的に債務超過リスクと利鞘の間には負の関係が予測されるというものである。したがって、債務超過リスクと利鞘の関係については、正負両様の予測が成立し、正確な予測はできない。

第三は、暗黙の預金金利であり、預金金利には明示的に転嫁されない預金者への物品供与やサービス提供といった非金利的報酬である。特に、金利規制や超低金利政策によって各銀行間の預金金利に明確な差異がなくなるような状況下において、このような暗黙の預金金利による非価格競争が行われる可能性がある。合理的な銀行は、暗黙の預金金利に伴う費用をあらかじめ利鞘に転嫁させておく必要があるため、暗黙の預金金利と利鞘の間には正の関係が予測される。

第四は、準備預金の機会費用であり、銀行が中央銀行への預け入れを義務付けられている法定準備預金が無利子であることから生じる機会費用である。合理的な銀行は、この機会費用をあらかじめ利鞘に転嫁させておく必要があり、準備預金の機会費用と利鞘の間には正の関係が予測される。

第五は、営業費用であり、銀行の日常業務に必要な人件費、物件費、税金といった諸々の費用である。合理的な銀行は、この営業費用をあらかじめ利鞘に転嫁させておく必要があり、営業費用と利鞘の間には正の関係が予測される³⁾。

4. データ

データには日経 Financial Quest の銀行財務データを用いる。収録サンプルは都市銀行、長期信用銀行、信託銀行、地方銀行の4業態、各年の銀行数は72行-115行、総サンプル数は2,550、サンプル期間は1981年-2007年の約30年間、データ形状はアンバランスパネルである。

推定に用いる変数の具体的な定義と算出方法は以下である。

(a) 利 鞘

Ho and Saunders (1981)、Angbazo (1997)らと同様に総資金利鞘を用いる。算出方法は以下である。

$$\text{総資金利鞘}(\%) = \frac{\text{資金運用収益} - \text{資金調達費用}}{\text{資金運用勘定}} \times 100$$

(b) 信用リスク

Angbazo (1997) と同様に、直接償却比率を用いる。算出方法は以下である⁴⁾。

$$\text{直接償却比率(\%)} = \frac{\text{貸出金償却}}{\text{貸出}} \times 100$$

本比率が高いほど信用リスクは高いため、理論から予測される係数の符号条件は正である。

(c) 金利リスク

Angbazo (1997) をはじめとする米国の研究においては、個別銀行の金利リスクの代理変数として、期間1年以内の金融資産と期間1年以内の金融負債の比率（マチュリティ・ギャップ）を用いている。しかしながら、日本の銀行の財務諸表においては、金融資産と金融負債の正確な期間が開示されていないことから、マチュリティ・ギャップを算出することは不可能である。したがって、本稿では、代替として、Stone (1974)、Flannery and James (1984a, 1984b) らの手法を用いて、個別銀行の金利リスクを推定する。

本手法は、個別銀行の株式リターンを市場ポートフォリオの株式リターンと安全債券の所有期間利回りの2つの要因に回帰する2ファクターモデルを用いて、銀行の株式リターンの利率率に対する感応度を推定するものである。推定された感応度は、マチュリティ・ギャップと強い相関をもつことが実証的に示されており、本稿では、この感応度を金利リスクの代理変数として用いる。

具体的な手法は以下である。まず、以下の推定式によって、個別銀行の株式リターンの安全債券の所有期間利回りに対する感応度を推定することを考える。

$$\tilde{R}_{it\tau} = \beta_{0it} + \beta_{Mit\tau} \tilde{R}_{Mt\tau} + \beta_{fit\tau} \tilde{R}_{ft\tau} + \tilde{\mu}_{it\tau} \quad (5)$$

ここで、 $\tilde{R}_{it\tau}$ は t 年 τ 週の銀行 i の週次の株式リターン、 $\tilde{R}_{Mt\tau}$ は t 年 τ 週の市場ポートフォリオの週次の株式リターン、 $\tilde{R}_{ft\tau}$ は t 年 τ 週の安全債券の週次の所有期間利回りである。推定すべき係数は、個別銀行の株式リターン $\tilde{R}_{it\tau}$ の安全債券の所有期間利回り $\tilde{R}_{ft\tau}$ に対する感応度 $\beta_{fit\tau}$ であるが、市場ポートフォリオの株価リターン $\tilde{R}_{Mt\tau}$ と安全債券の所有期間利回り $\tilde{R}_{ft\tau}$ の間には強い相関があることから、OLS によって推定された $\beta_{fit\tau}$ の分散は過大推定となり、検定が不可能となる。

したがって、従属変数ベクトル同士の直交化の手順をふむことで、市場ポートフォリオの株価リターン $\tilde{R}_{Mt\tau}$ と安全債券の所有期間利回り $\tilde{R}_{ft\tau}$ とを無相関にすることを考える。まずは、以下の推定式を OLS で推定する。

$$\tilde{R}_{Mt\tau} = \delta_0 + \delta_1 \tilde{R}_{It\tau} + \tilde{\nu}_{It\tau} \quad (6)$$

次に、この推定から得られた残差 $\tilde{R}_{Mt\tau}^*$ を(5)式の $\tilde{R}_{Mt\tau}$ に代入し、(5)式に OLS を適用する。以上の手続きによって推定された β_{fit} は不偏推定量となる。

データには、日経 Financial Quest の週次のマーケットデータを用い、 $\tilde{R}_{It\tau}$ として個別銀行の週次の株価リターン、市場ポートフォリオの株価リターン $\tilde{R}_{Mt\tau}$ として日経平均株価の週次のリターン、安全債券の所有期間利回り $\tilde{R}_{It\tau}$ として 10 年長期国債の週次の所有期間利回りをを用いる。また、推定にあたっては、個別銀行毎かつ年次毎に β_{fit} を推定する。

10 年長期国債の週次の所有期間利回り と金利（流通利回り）とは逆相関の関係にあることから、推定された β_{fit} が正で大きいほど金利上昇による銀行の市場価値下落が大きいことになる。つまり、 β_{fit} が正で大きいほど金利リスクは高いことから、理論から予測される係数の符号条件は正である⁵⁾。

(d) 流動性リスク

Angbazo (1997) らと同様に、流動性比率を用いる。算出方法は以下である。

$$\text{流動性比率}(\%) = \frac{\text{流動性資産}}{\text{負債}} \times 100$$

流動性比率が高いほど流動性リスクは低いため、予測される係数の符号条件は負である。

(e) 債務超過リスク

Angbazo (1997) らと同様に、自己資本比率を用いる。算出方法は以下である。

$$\text{自己資本比率}(\%) = \frac{\text{自己資本}}{\text{総資産}} \times 100$$

自己資本比率が高いほど債務超過リスクは低いが、既述のように、自己資本比率が高いほど資金調達費用が高いため、予測される係数の符号条件は不明である。

(f) 暗黙の預金金利

Ho and Saunders (1981)、Angbazo (1997) らと同様に、非金利損失比率を用いる。算出方法は以下である。

$$\text{非金利損失比率(\%)} = \frac{\text{非金利費用} - \text{非金利収益}}{\text{資金運用勘定}} \times 100 \quad 6)$$

非金利損失比率が高いほど暗黙の預金金利は高いため、予測される係数の符号条件は正である。

(g) 準備預金の機会費用

Ho and Saunders (1981)、Angbazo (1997) らと同様に、準備預金比率を用いる。算出方法は以下である。

$$\text{準備預金比率(\%)} = \frac{\text{日本銀行預け金}}{\text{資金運用勘定}} \times 100$$

準備預金比率が高いほど、準備預金の機会費用は高いため、予測される係数の符号条件は正である。

(h) 営業費用

Maudos and Guevara (2004)、Valverde and Fernandez (2007) らと同様に、経費比率を用いる。算出方法は以下である。

$$\text{経費比率(\%)} = \frac{\text{営業経費}}{\text{経常収益}} \times 100$$

経費比率が高いほど、営業費用は高いため、予測される係数の符号条件は正である。

以上の変数に加えて、推定には銀行の業態をコントロールする業態ダミー、マクロショックをコントロールする年ダミーを含む。表1は、以上の変数に関する基本統計量を示している。

表 1. 基本統計量

| | 全期間 1981-2007 | 1980年代 1981-1990 | 1990年代以降 1991-2007 |
|-----------|--------------------|---------------------|-----------------------|
| | Mean Std. Dev. | Mean Std. Dev. | Mean Std. Dev. |
| 利鞘 | 1.889 (0.544) | 2.018 (0.638) | 1.820 (0.472) |
| 信用リスク | 0.082 (0.189) | 0.016 (0.024) | 0.118 (0.225) |
| 金利リスク | 0.028 (0.275) | 0.097 (0.343) | -0.009 (0.223) |
| 流動性リスク | 6.314 (4.681) | 8.363 (5.763) | 5.216 (3.523) |
| 債務超過リスク | 3.752 (1.162) | 2.980 (0.782) | 4.165 (1.120) |
| 暗黙の預金金利 | -0.210 (0.165) | -0.241 (0.165) | -0.194 (0.163) |
| 準備預金の機会費用 | 0.900 (1.355) | 0.510 (0.679) | 1.109 (1.565) |
| 営業費用 | 33.324 (13.935) | 25.140 (6.804) | 37.712 (14.777) |
| N | 2,550 | 890 | 1,660 |

5. 推定結果

5.1 ベースライン推定

推定は、(4)式の推定式にもとづく。推定モデルには、一般化最小二乗法 (FGLS) を用いる⁷⁾。これは、Breusch-Pagan 検定の結果、各銀行の誤差項の分散が均一であるとする帰無仮説が棄却され、不均一分散の存在が示唆されたためである。表 2 は、1981 年から 2007 年の全期間を対象にしたベースライン推定の結果を示している。

表 2 を見ると、まず、信用リスクの代理変数は正で有意であり、銀行の利鞘設定行動において、信用リスクのリスクプレミアムが利鞘に転嫁されるとする理論予測と整合的である。しかしながら、信用リスクが利鞘に及ぼす影響は、信用リスクの代理変数の 1%ポイントの上昇に対して 14bp (ベーシスポイント) 程度であり、Angbazo (1997) の米国の銀行における 50bp と比べると、3分の1以

下と極めて小さい。

次に、金利リスクの代理変数もまた正で有意であり、銀行の利鞘設定行動において、金利リスクのリスクプレミアムが利鞘に転嫁されるとする理論予測と整合的である。金利リスクが利鞘に及ぼす影響は、金利リスクの代理変数の1%ポイントの上昇に対して4bp程度である⁸⁾。

また、流動性リスクの代理変数は負で有意であり、流動性リスクのリスクプレミアムもまた利鞘に適切に転嫁されていることがわかる。一方で、債務超過リスクの代理変数はそもそも有意でなく、第3章で述べたように、自己資本の厚みが利鞘に影響を及ぼす2つの経路が互いに打ち消しあっているものと考えられる。また、暗黙の預金金利、準備預金の機会費用、営業費用の代理変数はすべて正で有意であり、これらの費用はすべて利鞘に適切に転嫁されていることがわかる。

表2. ベースライン推定

| | 全期間 1981-2007 |
|-----------|-----------------------|
| 信用リスク | 0.140 *** (0.029) |
| 金利リスク | 0.035 ** (0.017) |
| 流動性リスク | -0.023 *** (0.001) |
| 債務超過リスク | -0.004 (0.005) |
| 暗黙の預金金利 | 0.274 *** (0.037) |
| 準備預金の機会費用 | 0.026 *** (0.004) |
| 営業費用 | 0.019 *** (0.001) |
| 定数項 | 0.451 *** (0.057) |
| 年ダミー | Yes |
| 業態ダミー | Yes |
| Wald chi2 | 9502.68 |
| N | 2,550 |

注：(1) 推定モデルは一般化最小二乗法（FGLS）による。

(2) 括弧内は標準誤差を示す。

(3) **、*** はそれぞれ有意水準1%、5%を示す。

以上のベースライン推定の結果から、信用リスクと金利リスクのリスクプレミアムは適切に利鞘に反映されていること、また、その他のリスクや費用についても適切に利鞘に反映されていることが示され、日本の銀行の利鞘設定行動が第2章の理論モデルの理論予測と強く整合的であることが示された。

5.2 金利規制の存在とマクロ環境の変化

ベースライン推定の結果により、日本の銀行の利鞘設定行動は理論予測と強く整合的であることが示された。しかしながら、日本の銀行の利鞘設定行動を検証するうえで、特に留意しておかなければならない特殊な要因が2つある。それは、金利規制の存在とマクロ環境の変化である。

まず、金利規制の存在について考えてみる。1947年の臨時金利調整法の施行後、日本の銀行の預金金利は、長年にわたってその実質的な上限が定められていた⁹⁾。1980年代以降、金利自由化が徐々に進み、1994年の定期預金金利の全面的自由化によって、この金利規制は事実上消滅した。深尾(2000)をはじめとする先行研究によれば、(1)1980年代には依然として金利規制が強く存在しており、銀行の貸出金利はほぼ市場金利並みで、銀行利鞘は市場金利よりも低い規制金利預金を受け入れることによって確保されていたこと、(2)1990年代に入り、金利自由化の完了とともに金利規制が消滅すると、預金金利は徐々に市場金利に近づき、銀行利鞘は市場金利にもとづき貸出金利を引き上げることで確保されるようになったこと、が指摘されている。

つまり、金利規制下においては、預金金利は市場金利よりも低位に抑えられ、銀行の資金調達費用は市場金利を大きく下回っていた。この事実は、以下の2つのことを意味している。ひとつは、当時の銀行は、金利規制によって一律に定められた横並びの預金金利を設定せざるをえず、その意味では、最適化行動にもとづき預金スプレッドを設定するという裁量の余地はそもそも与えられていなかったということである。もうひとつは、当時の銀行は、その利鞘設定行動において金利規制による規制レントの恩恵を多分に受けていたということである。

このような金利規制が存在する場合、第2章の理論モデルは以下のように書きかえられる。金利規制下においては、預金スプレッド a はある一定の所与の値 \bar{a} として外生的に与えられるため、銀行の最適な利鞘 $S^* = \bar{a} + b^*$ は以下で与えられる。

$$S^* = \bar{a} + \frac{\alpha}{2\beta} + \frac{R_a}{2} [(Q + 2L_0)\sigma_L^2 + (Q - 2C_0)\sigma_C^2] \quad (7)$$

(7)式を第2章の理論予測である(3)式と比較すると、信用リスク σ_L^2 の係数は同一で必ず正の値をとるものの、金利リスク σ_C^2 の係数については符号が不定となることがわかる。つまり、金利規制下にお

いては、信用リスクのリスクプレミアムは確実に利鞘に転嫁されるものの、金利リスクのリスクプレミアムが利鞘に転嫁されるかどうかは不明である。これが、金利規制下における銀行の利鞘設定行動に対する理論予測となる。

さらに、金利規制に関しては重要な側面がもうひとつある。それは、金利規制が当時の大蔵省による護送船団型金融行政の象徴的存在であったという点である。当時の銀行は、大蔵省の護送船団型金融行政のもと、さまざまな金融制度や裁量の行政によって破綻リスクから事実上隔離されていた。つまり、当時の銀行は、銀行自身が抱える流動性リスクや債務超過リスクといった破綻につながるリスクから庇護されていた可能性があるのである。

次に、マクロ環境の変化について考えてみる。1990年代頭のパブル崩壊後、資産価格の下落と景気の低迷により、銀行の貸出債権の不良債権化が急激に進んだ。これにより、銀行の抱える信用リスクは急激に増加したものと推察される。また、1990年代以降、銀行の破綻が次々と発生し、1990年代後半には北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行、日本債券信用銀行といった大手銀行の破綻にまで及ぶことになった。これは、上述の護送船団型行政の事実上の終焉とも相まって、銀行の直面する流動性リスクや債務超過リスクといった破綻につながるリスクの急激な顕在化を意味していると考えられる。

つまり、金利規制の存在とその消滅、あるいはマクロ環境の急激な悪化は、銀行の直面する利鞘の性質、あるいはリスクの性質を根本から変化させたと考えられ、それに伴い、銀行の利鞘設定行動もまた大きく変化した可能性が高い。以下では、金利規制の存在とマクロ環境の悪化が銀行の利鞘設定行動に与えた影響を検証するため、サンプル期間を分割した推定を行う。分割期間については、(1)深尾(2000)において、金利自由化による銀行の利鞘設定行動の変化が顕著にあらわれるのが1990年代頭であること、(2)パブル崩壊後の最初の不良債権問題の表面化である住宅金融専門会社問題が発覚したのが1990年代頭であること、から、1980年代(1981年-1990年)と1990年代以降(1991年-2007年)でサンプルを分割する。表1には、1980年代、1990年代以降の変数の基本統計量を示している。

推定結果は表3に示されている。表3を見ると、1980年代と1990年代以降とでは銀行の利鞘設定行動が根本的に異なっていることがわかる。まず、信用リスクについては、1980年代と1990年代以降ともに正で有意であり、(3)式および(7)式の理論予測と強く整合的である。つまり、銀行は、金利規制下あるいは金利自由化後にかかわらず、信用リスクのリスクプレミアムを確実に利鞘に転嫁していたのである。しかしながら、その係数の大きさは1980年代から1990年代以降にかけて大きく低下している。この要因としては、1990年代以降、マクロ環境の急激な悪化によって、銀行の直面する信用リスクが急激に増加し、そのリスクプレミアムが利鞘に転嫁できる範囲を超えてしまっている可能性がある。事実、表1の基本統計量を見ると、1980年代から1990年代以降にかけて、利鞘の分散が

急激に減少する一方で、信用リスクの分散は急激に増加しており、信用リスクの分散を利鞘の分散では吸収しきれなくなっている様子が見てとれる。白鳥・大山（2001）は、1990年代以降、利鞘が信用リスクに対して非感応的であることを示し、その要因として、信用リスクの上昇が、利鞘への転嫁ではなく、資本の取り崩しや貸出量の抑制といった別の方法で対処されていた可能性を指摘している。

金利リスクについては、1980年代は有意でなく、1990年代以降は正で有意であり、(3)式および(7)式の理論予測と強く整合的である。つまり、銀行は、金利規制下には、金利リスクのリスクプレミアムを利鞘に転嫁していない一方で、金利自由化後には、そのリスクプレミアムを利鞘に転嫁している。これは、既述のとおり、1980年代の金利規制下にあった銀行は、規制によって一律に定められた横並びの預金金利を設定せざるをえず、最適化行動にもとづき預金スプレッドを設定するという裁量の余地はそもそも与えられていなかったことに起因している。この場合、銀行の最適化行動にもとづく利鞘設定行動の理論予測は(7)式となるのである。一方で、1990年代以降の金利自由化後には、銀行は最適化行動にもとづき自由に預金スプレッドを設定することが可能となり、その利鞘設定行動の理論予測は(3)式となるのである。

流動性リスクについては、1980年代は有意でなく、1990年代以降は負で有意である。1980年代に流動性リスクが有意でないのは、大蔵省の護送船団型行政の庇護のもと、銀行は流動性リスクにほとんどさらされておらず、利鞘にそのリスクプレミアムを転嫁する必要がなかった、あるいは金利規制による規制レントの範囲内で十分に対応可能であった可能性を示している。一方で、1990年代以降に流動性リスクが負で有意であるのは、護送船団型行政の事実上の消滅とマクロ環境の急激な悪化によって流動性リスクが顕在化し、利鞘にそのリスクプレミアムを転嫁する必要が生じた可能性を示している。事実、表1の基本統計量からは、1980年代から1990年代以降にかけて流動性比率は低下しており、銀行の流動性リスクが上昇していることがわかる。しかしながら、ここで本質的に重要なのは、流動性比率の値そのものの変化ではなく、護送船団型行政の終焉とマクロ環境の悪化といった外部環境の急激な変化によって銀行が抱えることになった実質的な流動性リスクの変化である。1990年代以降、流動性リスクの高まりによって経営危機や破綻に陥る銀行が相次いだことをふまえれば、実質的な流動性リスクの変化は流動性比率の値そのものの変化よりもさらに大きいものであると考えられる。

債務超過リスクについては、1980年代には正で有意、1990年代以降には負で有意と全く逆の符号になっている。1980年代に債務超過リスクが正で有意であるのは、大蔵省の護送船団型行政の庇護のもと、銀行は債務超過リスクにほとんどさらされておらず、自己資本の増加と資金調達費用の上昇に伴う利鞘の上昇という経路が支配的に作用していたことを示している。一方で、1990年代以降に債務超過リスクが負で有意であるのは、護送船団型行政の消滅とマクロ環境の急激な悪化によって銀行自身の債務超過リスクが顕在化し、利鞘にそのリスクプレミアムを転嫁する必要が生じてきたこ

とを示している。表1の基本統計量からは、1980年代から1990年代以降にかけて自己資本比率は上昇しており、その意味では銀行の債務超過リスクは低下していることになる。しかしながら、既述のとおり、ここで本質的に重要なのは、自己資本比率の値そのものの変化ではなく、外部環境の変化によって銀行が抱えることになった実質的な債務超過リスクの変化である。1990年代以降、債務超過リスクの高まりによって経営危機や破綻に陥る銀行が相次いだことをふまえれば、実質的な債務超過リスクの変化は自己資本比率の値そのものの変化よりもさらに大きいものであると考えられる。

準備預金の機会費用については、1980年代には負で有意、1990年代以降には正で有意と全く逆の符号になっている。1980年代に準備預金の機会費用が負で有意であるのは、日本銀行借入の影響であるとされる。準備預金の機会費用の代理変数である日本銀行への預け金には、日本銀行借入に

表3. 期間別推定

| | 1980年代 1981-1990 | 1990年代以降 1991-2007 |
|-----------|-----------------------|-----------------------|
| 信用リスク | 1.177 *** (0.249) | 0.065 ** (0.028) |
| 金利リスク | 0.018 (0.016) | 0.077 *** (0.023) |
| 流動性リスク | -0.003 (0.002) | -0.025 *** (0.002) |
| 債務超過リスク | 0.063 *** (0.007) | -0.029 *** (0.005) |
| 暗黙の預金金利 | 0.544 *** (0.048) | 0.360 *** (0.041) |
| 準備預金の機会費用 | -0.030 *** (0.009) | 0.034 *** (0.005) |
| 営業費用 | 0.061 *** (0.001) | 0.013 *** (0.001) |
| 定数項 | 0.789 *** (0.052) | 1.337 *** (0.061) |
| 年ダミー | Yes | Yes |
| 業態ダミー | Yes | Yes |
| Wald chi2 | 11761.87 | 10997.14 |
| N | 890 | 1,660 |

注：(1) 推定モデルは一般化最小二乗法（FGLS）による。

(2) 括弧内は標準誤差を示す。

(3) **、*** はそれぞれ有意水準1%、5%を示す。

よって調達した資金も含まれる。吉野他（1993）によれば、1980年代には、準備預金による機会費用よりも日本銀行借入による裁定便益（公定歩合と市場金利の差）の方が勝っていたことが示されており、この時期には、日本銀行借入の増加と裁定便益の上昇に伴う利鞘の低下という経路が支配的に作用していたことを示している。一方で、1990年代以降に準備預金の機会費用が正で有意であるのは、金利自由化に伴い日本銀行借入による裁定便益が低下し、銀行は準備預金の機会費用を利鞘に転嫁する必要性が生じたことを示している。

以上から、金利規制の存在とその消滅、あるいはマクロ環境の急激な悪化が、日本の銀行の利鞘設定行動の性質を大きく変化させたことが明らかになった。特に、金利規制と護送船団型行政が存在した1980年代には、金利リスクをはじめとするさまざまなリスクのリスクプレミアムは利鞘に反映されていない一方で、金利規制が消滅しマクロ環境が悪化した1990年代以降には、これらのリスクプレミアムは利鞘に適切に反映されるようになったことが示された。これは、1980年代から1990年代以降にかけて、銀行の直面する利鞘の性質あるいはリスクの性質が根本的に変化したことがその要因であると考えられる。

6. 結 論

本稿では、日本の銀行の利鞘設定行動を規定する要因について実証的な検証を行った。検証にあたっては、1981年から2007年までの日本の銀行のパネルデータを用い、理論モデルから導出された理論予測にもとづき、特に銀行の利鞘設定行動における信用リスクと金利リスクの影響という観点から議論を行った。

本稿のおもな結論は以下である。まず、1981年から2007年の全期間の推定においては、(1)信用リスクと金利リスクのリスクプレミアムは利鞘に適切に転嫁されていること、(2)その他のリスクプレミアムや費用についても利鞘に適切に転嫁されていること、が示され、日本の銀行の利鞘設定行動が理論予測と強く整合的であることが示された。しかしながら、金利規制の存在とマクロ環境の変化を考慮に入れ、1980年代と1990年代以降にサンプルを分割した推定においては、(1)1980年代には、金利リスクのリスクプレミアムが利鞘に転嫁されていないこと、(2)1980年代には、その他のリスクプレミアムや費用についても利鞘に転嫁されていないものが数多く存在すること、が示され、日本の銀行の利鞘設定行動が、1980年代と1990年代以降とでその性質を大きく異にすることが示された。これは、1980年代から1990年代以降にかけての金利規制の存在とその消滅、あるいはマクロ環境の急激な悪化が、利鞘の性質とリスクの性質を大きく変え、銀行の利鞘設定行動を大きく変容させたことを示している。

以上をふまえ、日本の銀行の利鞘設定行動を規定する要因は何かという本稿のそもそもの問いに立ち返ると、日本の銀行の利鞘設定行動は、信用リスクや金利リスクをはじめとするさまざまなリスク

と費用によって規定されており、総じて、その行動は理論予測と整合的なものであるということが出来る。つまり、日本の銀行の利鞘設定行動は、少なくともその根本において、合理的かつ最適化行動にもとづいた規範的なものである。本稿が日本の銀行の利鞘設定行動に関して明らかにした点は以上である。

日本の銀行の利鞘設定行動に関しては、さらに重要な問いが依然として放置されたままになっている。日本の銀行の利鞘が他の先進国に比べて低水準にある要因は何かという問いである。この問いへの答えとしては、例えば、リスクプレミアムや費用は確かに利鞘に転嫁されてはいるものの、その大きさがリスクや費用をヘッジするうえで十分ではない、あるいは、オーバーバンキングや過当競争といった預金市場や貸出市場の競争要因が影響している、あるいは、日本特有の制度や慣行といった制度要因が影響している、などさまざまなものが考えうるが、少なくとも日本単独のデータを用いた本稿はその問いに対する十分な答えを持ちあわせていない。今後、クロスカントリーデータなどを用いて、この問いに正確に答えていくことが、本分野に求められるひとつの重要な課題である。

補論. 最適利鞘の導出方法

銀行の目的関数は、(2)式で表わされるとする。仮に、期間中に預金供給も貸出需要も生起しない場合、銀行の正味資産価値は以下となる。

$$W_T = (1 + \eta + \tilde{Z}_I)I_0 + (1 + r + \tilde{Z}_D)C_0 = W_0(1 + r_W) + \tilde{Z}_L L_0 + \tilde{Z}_C C_0 \quad (\text{A.1})$$

ここで、

$$W_0 = I_0 + C_0; \quad r_W = \eta \frac{I_0}{W_0} + r \frac{C_0}{W_0}; \quad \eta = \eta_L \frac{L_0}{I_0} + r \frac{D_0}{I_0};$$

$$\tilde{Z}_I = \tilde{Z}_L \frac{L_0}{I_0} - \tilde{Z}_D \frac{D_0}{I_0} = \tilde{Z}_L \frac{L_0}{I_0}.$$

である。

このベンチマーク・ポートフォリオでの正味資産の期待値を $E(W_T) = \bar{W}$ とし、銀行の効用関数を $W_T = \bar{W}$ 周りでテイラー展開したうえで期待値をとると、ベンチマーク・ポートフォリオにおける銀行の期待効用は以下で近似される。

$$EU(W_T | Q = 0) = U(\bar{W}) + \frac{U''(\bar{W})}{2}(L_0^2 \sigma_L^2 + C_0^2 \sigma_C^2) \quad (\text{A.2})$$

(i) 期間中に預金供給が生じた場合

期間中に Q の預金供給が生じた場合、銀行の正味資産価値は以下となる。

$$\begin{aligned} W_T &= (1 + \eta + \tilde{Z}_L)I_0 + (1 + r + \tilde{Z}_C)C_0 - (1 + R_D)Q + (1 + r + \tilde{Z}_C)Q \\ &= W_0(1 + r_w) + aQ + \tilde{Z}_L L_0 + \tilde{Z}_C(C_0 + Q) \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

このときの銀行の期待効用は以下で近似される。

$$EU(W_T | \text{deposit}) = U(\bar{W}) + U'(\bar{W})aQ + \frac{U''(\bar{W})}{2}[(aQ)^2 + L_0^2 \sigma_L^2 + (C_0 + Q)^2 \sigma_C^2]$$

したがって、ベンチマーク・ポートフォリオの場合と比較した期待効用の変化は以下となる。

$$EU(\Delta W_T | \text{deposit}) = U'(\bar{W})aQ + \frac{U''(\bar{W})}{2}[(aQ)^2 + (Q + 2C_0)Q \sigma_C^2] \quad (\text{A.4})$$

(ii) 期間中に貸出需要が生じた場合

期間中に Q の貸出需要が生じた場合、銀行の正味資産価値は以下となる。

$$\begin{aligned} W_T &= (1 + \eta + \tilde{Z}_L)I_0 + (1 + r + \tilde{Z}_C)C_0 + (1 + R_L + \tilde{Z}_L)Q - (1 + r + \tilde{Z}_C)Q \\ &= W_0(1 + r_w) + bQ + \tilde{Z}_L(L_0 + Q) + \tilde{Z}_C(C_0 - Q) \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

このときの銀行の期待効用は以下で近似される。

$$EU(W_T | \text{loan}) = U(\bar{W}) + U'(\bar{W})bQ + \frac{U''(\bar{W})}{2}[(bQ)^2 + (L_0 + Q)^2 \sigma_L^2 + (C_0 - Q)^2 \sigma_C^2]$$

したがって、ベンチマーク・ポートフォリオの場合と比較した期待効用の変化は以下となる。

$$EU(\Delta W_T | \text{loan}) = U'(\bar{W})bQ + \frac{U''(\bar{W})}{2}[(bQ)^2 + (Q+2L_0)Q\sigma_L^2 + (Q-2C_0)Q\sigma_C^2] \quad (\text{A.6})$$

以上によって得られた (A.4) 式と (A.6) 式を、銀行の目的関数である(2)式に代入したうえで、最適化問題を解く。最適解の導出にあたっては、Ho and Saunders (1981)、Allen (1988) と同様に、貸出スプレッドと預金スプレッドの2乗項は十分に小さく無視できるものとする。つまり、 $(bQ)^2 = 0$ かつ $(aQ)^2 = 0$ である。貸出スプレッド b 、預金スプレッド a について目的関数の偏微分をとると、以下の一階条件が得られる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU(\Delta W_T)}{\partial b} &= -\beta \left\{ U'(\bar{W})bQ + \frac{U''(\bar{W})}{2}[(Q+2L_0)Q\sigma_L^2 + (Q-2C_0)Q\sigma_C^2] \right\} \\ &\quad + (\alpha - \beta b)U'(\bar{W})Q = 0 \end{aligned} \quad (\text{A.7})$$

$$\frac{\partial EU(\Delta W_T)}{\partial a} = -\beta \left\{ U'(\bar{W})aQ + \frac{U''(\bar{W})}{2}(Q+2C_0)Q\sigma_C^2 \right\} + (\alpha - \beta a)U'(\bar{W})Q = 0 \quad (\text{A.8})$$

以上の一階条件から、最適な貸出スプレッド b^* と預金スプレッド a^* は以下となる。

$$b^* = \frac{\alpha}{2\beta} - \frac{U''(\bar{W})}{4U'(\bar{W})}[(Q+2L_0)\sigma_L^2 + (Q-2C_0)\sigma_C^2] \quad (\text{A.9})$$

$$a^* = \frac{\alpha}{2\beta} - \frac{U''(\bar{W})}{4U'(\bar{W})}(Q+2C_0)\sigma_C^2 \quad (\text{A.10})$$

したがって、銀行にとっての最適利鞘 $S^* = a^* + b^*$ は以下となる。

$$S^* = \frac{\alpha}{\beta} - \frac{U''(\bar{W})}{4U'(\bar{W})}[(Q+2L_0)\sigma_L^2 + 2Q\sigma_C^2] \quad (\text{A.11})$$

(A.11)式に絶対的リスク回避度 $R_a = -U''(\bar{W})/2U'(\bar{W})$ を代入すると、銀行の最適利鞘は最終的に以下となる。

$$S^* = \frac{\alpha}{\beta} + \frac{R_a}{2} [(Q + 2L_0)\sigma_L^2 + 2Q\sigma_C^2] \quad (\text{A.12})$$

注

- 1) これらのリスクに加えて、銀行は流動性リスクにもさらされている。流動性リスクは、銀行自身の財務内容の悪化や、調達と運用の期間の極端な不一致から、短期的な資金繰りが悪化して破綻する、あるいは資金調達費用が上昇して損失を被るリスクである。流動性リスクについては、第3章において明示的に考慮する。
- 2) 導出の詳細については補論を参照。
- 3) 本稿が依拠する理論モデルは、既述のとおり、代表的銀行を独占的主体と仮定している。独占的な主体である銀行は、期待効用を最大化する価格を自由に設定することが可能である。したがって、一般的な独占企業のモデルと同様に限界費用の増加要因はすべて価格に転嫁されることになる。Maudos and Guevara (2004) は、貸出や預金に付随する費用が銀行の利鞘に正の影響をもつことを理論的に示している。
- 4) 代替として、貸倒引当金を信用リスクとして捉える方法も考えられるが、Angbazo (1997) においても述べられているように、貸倒引当金は、あくまでも銀行経営者の見込みによるものであり、銀行経営者の裁量の余地を大きく孕むことから、信用リスクの客観的指標としては望ましくない可能性がある。
- 5) 詳しくは Flannery and James (1984a, 1984b) を参照。
- 6) ここで、非金利費用 = 役務取引等費用 + 特定取引費用 + その他業務費用、非金利収益 = 役務取引等収益 + 特定取引収益 + その他業務収益である。
- 7) 誤差項の分散共分散行列の構造は、不均一かつクロスセクション方向に独立の仮定を満たすものである。
- 8) 代理変数が異なるため、米国の研究との正確な比較はできないものの、Angbazo (1997) によれば、米国の銀行における金利リスクから利鞘への影響は、金利リスクの代理変数（マチュリティ・ギャップ）の1%ポイントの上昇に対して0.1bp程度とかなり小さいことが示されている。
- 9) 貸出金利に関しては、1年未満の短期貸出は臨時金利調整法による規制の適用を受けていたものの、1年以上の長期貸出については規制の適用を受けていなかった。総じて、貸出金利に対する規制はそれほど実効的なものではなかったとみられている。詳しくは、池尾 (2001) を参照。

参考文献

- 池尾和人 (2001) 「戦後日本の金融システムの形成と展開、そして劣化」『フィナンシャル・レビュー』 January-2001, 1-23.
- 小野有人 (2003) 「わが国金融機関の低スプレッド」みずほ総合研究所 みずほレポート 2003年2月号.
- 白鳥哲哉・大山剛 (2001) 「近年における邦銀の収益低迷の背景と今後の課題」日本銀行検査局 Discussion Paper Series No. 01-J-1.
- 日本銀行 (2010) 「金融システムレポート」
- 深尾光洋 (2000) 『金融不況の実証分析』日本経済新聞社.
- 吉野直行・前田実・南部一雄・小巻泰之・坡山奇右 (1993) 「新種預金の導入と預金準備率」『フィナンシャ

- ル・レビュー』 February-1993, 1-48.
- Allen, L. (1988) "The Determinants of Bank Interest Margins: A Note," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23, 231-235.
- Angbazo, L. (1997) "Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, Interest-Rate Risk, and Off-Balance Sheet Banking," *Journal of Banking and Finance* 21, 55-87.
- Flannery, M.J. and C.M. James (1984a) "The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions," *Journal of Finance* 39, 1141-1153.
- Flannery, M.J. and C.M. James (1984b) "Market Evidence on the Effective Maturity of Bank Assets and Liabilities," *Journal of Money, Credit and Banking* 16, 435-445.
- Ho, T.S.Y. and A. Saunders (1981) "The Determinants of Bank Interest Margins: Theory and Empirical Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 16, 581-600.
- Hoshi, T. and A.K. Kashyap (2004) "Japan's Financial Crisis and Economic Stagnation," *Journal of Economic Perspectives* 18, 3-26.
- Maudos, J. and J.F. de Guevara (2004) "Factors Explaining the Interest Margin in the Banking Sectors of the European Union," *Journal of Banking and Finance* 28, 2259-2281.
- McShane, R.W. and I.G. Sharpe (1985) "A Time Series-Cross Section Analysis of the Determinants of Australian Trading Bank Loan-Deposit Interest Margins: 1962-1981," *Journal of Banking and Finance* 9, 115-136.
- Stone, B.K. (1974) "Systematic Interest-Rate Risk in a Two-Index Model of Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, 709-721.
- Valverde, S.C. and F.R. Fernandez (2007) "The Determinants of Bank Margins in European Banking," *Journal of Banking and Finance* 31, 2043-2063.

The Determinants of Bank Interest Margins in Japan

Koji SAKAI

Abstract

This paper is an empirical study of the determinants of bank interest margins in Japan. Using a panel data of Japanese banks it is found that credit risk, interest rate risk, and other various risks and costs are the main determinants of bank interest margins in Japan, being exactly consistent with theoretical predictions. It is also found that the determinants of bank interest margins are strongly affected by interest regulations and macroeconomic environment, they differing substantially between 1980s and 1990s or later.

Keywords : Financial system, Bank, Interest margins, Credit risk, Interest rate risk