

邦銀の貸出金利の決定構造と金融競争度の影響

杉 山 敏 啓

【目次】

要旨

1. はじめに
 2. 先行研究
 - (1) 市場金利追随率モデル
 - (2) 貸出需要供給関数モデル
 - (3) 資金利鞘設定行動モデル
 3. 貸出金利の決定構造
 - (1) 理論モデル
 - (2) 金融競争度
 4. データ
 - (1) 被説明変数
 - (2) 説明変数
 5. 推定結果
 - (1) 試行結果と採用モデル
 - (2) 各説明変数の影響力テスト
 - (3) 地域銀行業界の貸出金利・貸出利益率の決定構造
 6. 結論
- 参考文献

* 本稿作成にあたり埼玉大学大学院人文社会科学部研究科経済経営専攻の伊藤修先生、丸茂幸平先生、長田健先生より大変貴重なご指導を頂きました。京都産業大学経済学部の寺崎友芳先生より本稿の元となる日本金融学会2018年度春季大会提出論文に対して的確なご指摘を頂きました。本誌の匿名レフリーより頂いたご指摘は論文改善にあたり大変有意義でした。ここに記して深く感謝申し上げます。勿論、ありうる誤りは全て筆者に帰します。

Keywords

金融競争度 金融寡占 銀行合併 ハーフィンダール指数 貸出金利

要旨

邦銀の貸出金利の決定構造と金融競争度の影響

邦銀の貸出金利は欧米銀行と比較して低いと言われる。日本銀行は企業向け貸出金利の低下に関して、市場金利低下や企業の信用リスク安定化という要因に加えて、金融機関間の金利競争を指摘する。地銀合併を巡る最近の企業結合審査では、合併で寡占化が進むことによる利用者の選択肢減少と貸出金利の上昇懸念が論争を呼んだ。銀行等の過当競争は貸出金利低下の主因であり、金融寡占化の進展は貸出金利の上昇をもたらすのであろうか。

本稿は Angbazo (1997) などの先行研究で行われている銀行利鞘設定行動モデルをベースに、銀行等の貸出プライシング行動を考慮の上拡張したモデルにより、邦銀の貸出利鞘の決定構造と金融競争度が及ぼす影響について分析した。この結果、ハーフィンダール指数で見る金融競争度の激化は、貸出利鞘に対してネガティブに影響し、金融寡占化は貸出金利上昇に影響する関係性がみられたが、その影響の絶対水準は高いものではなかった。最近約10年間における邦銀の貸出金利低下の主因は、調達レート低下にあったことが確認された。

1. はじめに

邦銀の貸出金利は欧米銀行等と比較して低水準であることが、邦銀の低収益性の大きな原因の一つであると言われてきた¹⁾。ところが2016年2月に日本銀行がマイナス金利政策を導入したことで、邦銀の貸出金利水準はますます低下した(図1)。

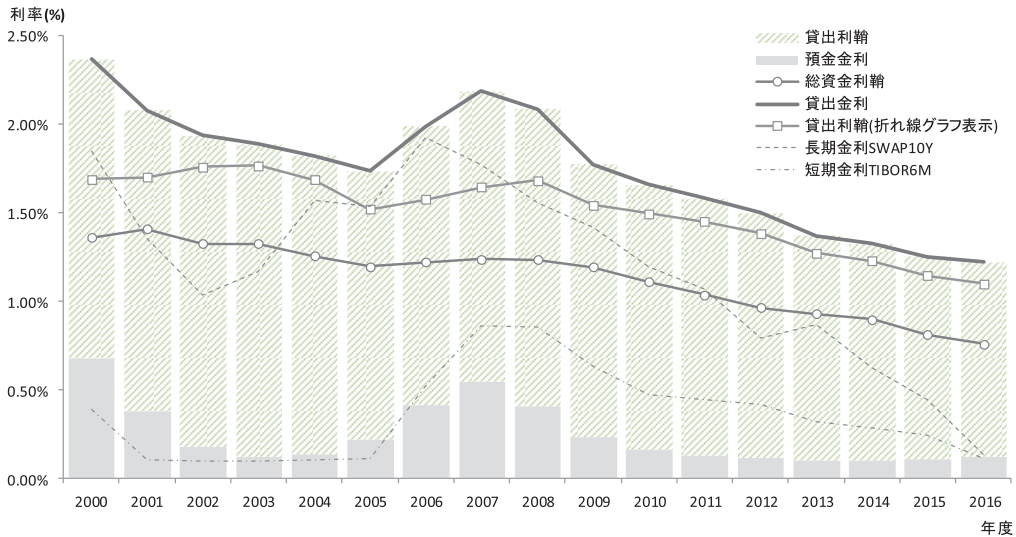
日本銀行「金融システムレポート2017年4月」では「企業向け貸出金利については、金融機関間の金利競争や企業の財務内容の改善が、引き続き金利の押し下げ方向に働いている」と指摘し、金融機関の競争が貸出金利低下の要因との見方を提示している。地域金融機関(地域銀行、信用金庫)のマークアップ²⁾に注目し、その時系列推移から金融競争度は激化基調を辿っている点を指摘し、マークアップの低下は金融システムの脆弱性につながる懸念を表わしている。

図1から邦銀の貸出金利・利鞘の推移は市場金利推移と順相関が見られるように、銀行等は貸出金利を市場金利に追随(pass-through)して設定すると考えられる。だが日本銀行「金融システムレポート2017年10月」では、「本邦金融機関の低収益性には、低金利が継続している要因だけではなく、他の何らかの構造要因が影響している可能性」を挙げ、「具体的には、金融機関間の競争の激化が長きにわたって続いていることが、その一因と考えられる」と述べており、競争激化の影響による貸出利鞘の縮小を指摘する。そして邦銀の過当競争を示唆する事象として、可住地面積あたりの店舗過密問題を挙げている。

1) 川本(2015)など。

2) マークアップは価格P-限界費用MCで定義される競争度指標の一つであり、完全競争均衡では理論的に0になる。

図1 邦銀の貸出金利・貸出利鞘・総資金利鞘の推移



(データ出所)「全国銀行財務諸表分析」各年度版, Bloomberg

本研究は、邦銀が直面する金融競争度と貸出金利との関係性を主たる問題意識として、邦銀の貸出金利の決定構造について分析する。

2. 先行研究

先行研究で行われている貸出金利の決定構造に関する議論を、分析の方法論に応じて、(1) 市場金利追随率モデルによるアプローチ、(2) 貸出需要供給関数モデルによるアプローチ、(3) 資金利鞘設定行動モデルによるアプローチに大別して整理する。

(1) 市場金利追随率モデル

市場金利の変動に対する貸出金利の追随率(反応度)を計測するアプローチである。銀行商品である貸出金利や預金金利は、サービス供給者の銀行等金融機関が、ある程度は能動的に決定することができるが、市場金利水準が変化する状況で銀行商品金利を据え置き続けていると、金融機関にとっては収益性が犠牲になるため、市場金利に追随させるという考え方に基づいたモデルと言える。

北村、竹井、武藤(2015)は、わが国銀行の貸出金利データを短期貸出金利、長期貸出金利に大別し、2003年3月~2014年9月の四半期次のパネルデータを用いて追随率を計測した日本銀行ワーキングペーパーシリーズの先行研究である。貸出金利の追随率の推計モデルは次のように定式化している。

$$\begin{aligned} \Delta i_{L,k,t} = & \mu_k + \kappa_1 \cdot \Delta i_{L,k,t-1} + \kappa_2 \cdot \Delta i_{L,k,t-2} \\ & + (\text{追従率の説明変数}) \Delta i_{M,t} + (\text{追従率の説明変数}) (i_{L,k,t-1} - i_{M,t-1}) \\ & + \text{コントロール変数} + \varepsilon_{k,t} \quad (\text{k: 各銀行 } t: \text{各期}) \end{aligned}$$

貸出金利変化幅 固定効果 自己ラグ項
市場金利変化幅 長期均衡からの乖離

追従率の説明変数として銀行の総資産規模、自己資本比率、流動性比率、中堅・中小企業比率、独占度を用いたケースの推定結果は、短期貸出金利変化の市場金利（LIBOR3M）変化に対する1年後追従率の中央値は0.53、長期貸出金利変化の市場金利（SWAP3Y）変化に対する1年後追従率の中央値は0.18という推計結果を報告している。また、都道府県別の貸出残高シェアから算出したハーフィンダール指数（HHI；Herfindahl-Hirschman index）で表わす独占度が高まるほどに追従率は低下する傾向を示している³⁾。

(2) 貸出需要供給関数モデル

貸出需要供給関数モデルによるアプローチとは、市場均衡の貸出残高と貸出金利に対する各説明変数の影響度を計測し、説明変数が変化した場合のインパクト等を把握する方法論である。

平賀、真鍋、吉野（2017）は、47都道府県×5年間（2009年～2014年）のパネルデータを用いて、貸出需要供給関数モデル（誘導型）により金融競争度と貸出金利および貸出量の関係性について分析をした金融庁金融研究センターの論文である。金融競争度指標には都道府県内の貸出残高シェアによる貸出HHIを用いている。貸出HHIと貸出金利の符号関係は有意にネガティブ、貸出HHIと貸出残高の符号関係は有意にポジティブであることを示し、金融寡占化（貸出HHIの上昇）の進展は、これによる金融機関の規模の経済性の改善効果が寄与して地域の貸出金利の低下と貸出量の増加をもたらすため、地域の借り手にとってはデメリットよりもメリットの方が勝ることを示している。

寺崎（2012）は、地域銀行×5年間（2003～2007年）のパネルデータを用いて、貸出需要供給関数モデル（誘導型）と資金利鞘設定行動モデルの双方のアプローチから分析を行っている。貸出需要供給関数モデルでは、自己資本比率と銀行貸出行動との関係性に主たる関心をあてた分析を行い、自己資本比率9%未満の地域銀行では、自己資本充実度の低下が、域内で十分な貸出供給が行われなくなる要因となる可能性（すなわち貸し渋りの可能性）があることを示した。資金利鞘設定行動モデルでは、貸出金利鞘に対して貸出金県内シェアが有意に正であることを示し、域内の貸出シェアを高める県内銀行同士の統合の方が、広域統合よりも、地域銀

3) 北村、竹井、武藤（2015）は、独占度が高いということはリレーショナルシップ貸出の度合いが強いことを意味し、異時点間の金利平準化機能が発揮されて追従率が低くなっていると説明している。ただし世界的金融危機後にはリレーショナルシップ貸出の比重が高い銀行でも追従率を高めたと報告しており、その背景として「貸出競争の激化により貸出金利の低下圧力が強まったこと」などを挙げている。

行の収益拡大に寄与する可能性を述べている。

(3) 資金利鞘設定行動モデル

資金利鞘設定行動モデルによるアプローチとして、Ho and Saunders (1981) の研究を源流に Angbazo (1997) などが実証研究に応用した dealership model が挙げられる。この理論モデルは、代表的銀行が dealer として貸出金利と預金金利を合理的に設定するという仮説に基づくものである。

Angbazo (1997) は dealership model を応用して銀行預貸スプレッド設定にかかる理論モデルを構築した上で、銀行が取る信用リスクと金利リスクに関心を当てて、1989～1993年の米銀パネルデータを用いて銀行利鞘設定行動の合理性を確認している。そして信用リスク、金利リスク、流動性リスク等が、銀行の資金利鞘 (NIM; Net Interest Margin) に反映されていることを実証した。

Saunders & Schumacher (2000) は 1988～1995年の欧米6ヶ国の国際比較として銀行の資金利鞘 (NIM) の決定構造を dealership model を用いて分析した。店舗規制や業務規制によってセグメントされた銀行システムでは銀行の寡占力からスプレッドが拡大することを示し、この発見から米国の店舗規制緩和や欧州のクロスボーダー銀行の成長は、社会的厚生拡大に資する示唆を述べている。また市場金利のボラティリティ低下が NIM の縮小につながる関係性を示した。

Maudos & Fernandez de Guevara (2004) は、1993～2000年のEU5ヶ国の銀行セクターを対象に、被説明変数を資金利鞘 (NIM) とする銀行利鞘設定行動モデル分析をした研究である。営業経費、与信費用、金利リスク、金融競争度指標を説明変数に明示的に取り入れたモデル分析を通じて、EUにおける金融再編の進行による競争度の緩和は NIM の上昇効果をもたらすも、これを相殺して余るほどに経費率の低下、与信費用の低下、金利リスクの低下による NIM の低下効果が生じていたことを示した。銀行利鞘を左右する要因として、金融競争環境もさることながら、安定的なマクロ経済環境下での諸リスク低下と、金融再編による経費率の改善という「コスト要因」によるところが大きいことを示した。

小野 (2003) は、資金利鞘設定行動モデルを用いてわが国の銀行等の利鞘設定行動が、信用リスク等を顧客転嫁する取引型銀行モデル (トランザクションバンキング) へと変化しているのか、あるいは景気循環による一時的な信用リスク変化には寛容なリレーションシップ型銀行モデルに基づくものなのかという問題意識の検討を行った。全国銀行と信用金庫のパネルデータ (1997～2000年度) による実証分析の結果、信用リスク要因の資金利鞘への反映は統計有意ではなかったものの、転嫁の程度がきわめて小さく、また地方銀行にサンプルを限定すると同係数は有意ではなかったことから、信用リスク等を顧客転嫁する利鞘設定行動が総じて不十分であることを指摘した。

表1 先行研究の銀行利鞘設定モデル

先行研究 背景にある 主要問題意識	Angbazo(1997)	小野有人(2003)	石橋尚平(2007)	坂井功治(2011)	幸崎友芳(2012)	本研究
信用リスクと金利リスクの 銀行利鞘への転嫁状況	信用リスクと金利リスクの 銀行利鞘への転嫁状況	信用リスク等を顧客転嫁する トランザクションハンキングへの変化	金利水準から正当化でき ない信用リスク負担状況	銀行利鞘設定行動	自己資本比率と貸し渋り	地域金融競争度 と貸出利鞘の関係
データ	米国銀行 1989年～1993年	都銀、地銀、第二地銀、信金 145行庫 1997～2000年度	都銀、第二地銀 1999～2003年度	都銀、長信銀、信託銀、地銀 72～115行 1981～2007年	地域銀行 2003～2007年度	全国銀行、地域銀行 2005～2016年度
被説明変数	総資産利鞘	資金利鞘＝純金利収入÷ (有利息運用資産－不良債権)	預貸利鞘 実現信用コスト控除後預貸利鞘	総資産利鞘＝純金利収入÷ 資金運用勘定	貸出利鞘 信用コスト率控除後貸出利鞘	貸出利鞘
説明変数の分類	回帰3	全サフル	モデルⅢ	全期間推定	貸出利鞘	推定式①
信用リスク	純償却率 0.5380 **	不良債権比率 0.0228 **	実現信用コスト 0.013 *	直接償却比率 0.140 ***		与信費用率 0.049 ***
金利リスク	短期資金比率 -0.0003	論文中では流動性資産比率 を金利リスクと呼称している	不良債権比率 0.004 ***	2ファクターモデル による個別行金利リスク推定 0.035 **		金利リスク SW10Y011G 0.241 ***
信用リスクとの交差項	信用リスク ×金利リスク 0.0047	不良債権比率 ×流動性資産比率 0.0001 *	不良債権比率 ×短期資産比率 -0.010 ***	流動性比率 流動性資産÷負債 -0.023 ***		
流動性リスク	流動性資産比率 -0.0549 **	流動性資産比率 -0.0007	リスク債権引当率 -0.001 **	自己資本比率 -0.004		自己資本比率 -0.003 ***
債務超過リスク	自己資本比率 0.1780 **	繰延税金資産比率 0.000		自己資本比率 0.0049		手数料割合 -0.008 ***
非金利利益 (暗黙の預金(金金利) 準備預金の機会費用 ・預金の機会費用	非金利損失 ÷資金運用資産 0.1040			非金利損失比率 (非金利費用-非金利収益)/ 資金運用勘定 0.274 ***		預貸率 -0.002 ***
経費	店舗規制ダミー -0.0150	企業倒産件数 都道府県地価 信用保証残高 0.074	0.120 **	日銀預け金÷ 資金運用勘定 経費比率 0.451 ***		経費率 0.726 ***
地域経済		合併ダミー 資本再構成ダミー 外資ダミー Yes	0.077	営業経費÷ 経常収益 Yes		店舗HH逆数 -0.020 ***
その他	準備預金 ÷総資産 0.1380 **	資金運用残高 ÷総資産 0.0840 **	-0.015	業態ダミー Yes		中小企業貸出割合 0.009 ***
銀行固有変数	資金運用残高 ÷総資産 0.0840 **	年ダミー Yes	0.158	年ダミー Yes		ローン貸出割合 0.007 ***
年ダミー	年ダミー Yes	年ダミー Yes	0.158	年ダミー Yes		短期市場金利 0.176 ***
定数項	定数項 -4.5400 **	定数項 -0.062	定数項 -0.062	定数項 0.451 ***		長短期差 0.298 ***
						定数項 0.296 ***

***1%有意 **5%有意 *10%有意

石橋（2007）は、地銀・第二地銀の貸出金利が、金利リスクから正当化できない信用リスクの負担となっており、本来のリレーションシップ・バンキングから乖離しているかどうかという問題意識を持ちながら、地域銀行×5年間（1999～2003年）のパネルデータを用いた銀行利鞘設定モデルを推定している。被説明変数を預貸利鞘（LDM；Loan Deposit Margin）としたモデルでは、実現信用コストの急増を預貸利鞘に転嫁しきれてはいなかったものの、ある程度は反映していたことを示した。信用リスクの過剰な負担は、地元への過剰なコミットメントコストの発生と言い換えられるが、そうした中でも地元貸出比率が高い地銀・第二地銀は、借り手とのリレーションシップ・バンキング効果を発揮し、相対的に高い預貸利鞘を得ることができていた可能性を指摘した。

坂井（2011）は、銀行×長期時系列（1981～2007年）のパネルデータを用いて、銀行利鞘設定行動の検証を行っている。長期時系列で見ると、日本の銀行は信用リスクプレミアム、金利リスクプレミアム、費用を反映した銀行利鞘設定を行っており、その行動は理論モデルと整合的であることを示す。ただし1980年代には金利リスクの利鞘転嫁が不十分であったことと、1990年代以降はバブル崩壊を背景に信用リスクの利鞘転嫁が不十分であった時期が存在したことを指摘した。

資金利鞘設定行動モデルによる先行研究は、背景となる主要問題意識によって、設定する説明変数が相違している。本研究のモデル設計にあたって特に参考とした先行研究について、被説明変数、説明変数等を表1に整理する。

3. 貸出金利の決定構造

(1) 理論モデル

本研究は邦銀の貸出利鞘設定行動について、銀行間の過当競争の利鞘低下への影響度合いを明らかにすることを主たる関心とするため、金融競争度を含む複数の説明変数の貸出利鞘（預貸利鞘）への影響度合いを計測する方法論として、dealership model に依拠した理論モデルの応用が適当と判断した。

dealership model は、銀行取引市場において最終的資金需要者と最終的資金供給者とを仲介する独占的でリスク回避者の代表的銀行を想定する。代表的銀行はdealerとして新規貸出に際しての貸出金利 $R_L = r + b$ を設定し、新規預金に際しての預金金利 $R_D = r - a$ を設定する。 r は市場金利、 b は貸出スプレッド、 a は預金スプレッドである。銀行にとっての預貸利鞘は $S = a + b$ である。

期間中に発生する預貸需要は、銀行等が期初に設定する預貸利鞘 (a, b) の水準の影響を受ける。預貸取引の発生確率を λ_a, λ_b と置く。銀行等が預貸スプレッドを厚く設定するほどに、利用者にとっては銀行利用の経済性が悪化することで、預貸取引が発生する確率が低下する関

係性を (1) 式, (2) 式により定式化する。 α, β は預貸取引需要に関するパラメーターである。

$$\lambda_a = \alpha - \beta \times a \quad (1) \text{式}$$

$$\lambda_b = \alpha - \beta \times b \quad (2) \text{式}$$

代表的銀行にとっての期首の正味資産価値は、ネットの与信額 I_0 (期首の貸出金 L_0 - 期首の預金 D_0) と現金 C_0 の和である。期末の純資産 W_T は、期中の預貸取引の影響を受ける。期中に預貸取引が共に発生しない場合、期末の純資産 W_T は (3) 式になる。

$$W_T = I_T + C_T = (1 + r_i + \tilde{Z}_L)I_0 + (1 + r + \tilde{Z}_C)C_0 \quad (3) \text{式}$$

r_i : 期初時点のネット与信収益率 r : 期初時点の市場収益率

\tilde{Z} : 平均 0, 分散 σ^2 の正規分布に従う確率変数

\tilde{Z}_L : 貸出収益率の不確実性, σ_L^2 は信用リスク

\tilde{Z}_C : 資金収益率の不確実性, σ_C^2 は金利リスク 共分散 $\sigma_{CL}^2 = 0$ とする

預貸取引 (ともに取引高は Q とする) が発生した場合、期末の純資産 W_T はそれぞれ (4) 式, (5) 式になる。

$$(W_T | deposit) = (1 + r_i + \tilde{Z}_L)I_0 + (1 + r + \tilde{Z}_C)C_0 - (1 + R_D)Q + (1 + r + \tilde{Z}_C)Q \quad (4) \text{式}$$

$$(W_T | loan) = (1 + r_i + \tilde{Z}_L)I_0 + (1 + r + \tilde{Z}_C)C_0 + (1 + R_L + \tilde{Z}_L)Q - (1 + r + \tilde{Z}_C)Q \quad (5) \text{式}$$

代表的銀行は期中の正味資産価値変化 (すなわち期待収益) に対する期待効用 (EU) を最大化させるように、期首の預貸利鞘を設定する。(6) 式で表される最適化問題を解くことにより、最適な預貸利鞘 S^* は (7) 式で与えられる⁴⁾。

$$EU(\Delta W_T) = \lambda_a EU(\Delta W_T | deposit) + \lambda_b EU(\Delta W_T | loan) \quad (6) \text{式}$$

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

$$R_a: \text{絶対的リスク回避度} = -\frac{U''(\bar{W})}{2U'(\bar{W})}$$

dealership model は銀行利鞘設定行動を説明するために単純化した理論モデルであり、銀行固有の事情や競合などといった要因が複雑に作用する現実世界とは乖離がある。そこで、現実世界の銀行プライシング行動の説明に資するモデル式への拡張が必要になる。坂井 (2011) で行われている理論展開に従い、(7) 式をベースとした貸出利鞘推定式を (8) 式にて定式化する。

4) 最適な預貸利鞘の導出過程は Angbazo (1997), Maudos & F. de Guevara (2004), 坂井 (2011) で詳しく解説されている。本稿の理論モデルに関する記述もこれらに基づく。

$$LDM_{i,t} = F(S_{i,t}^*(\cdot), X_{i,t}, \varepsilon_{i,t}) \quad (8) \text{式}$$

貸出利鞘 銀行固定変数 誤差項

ベクトル

i : 各銀行 t : t期

(8) 式は各銀行の貸出利鞘 (= 貸出金利 - 預金金利 = 預貸利鞘) の実績を、関数 (7) による信用リスクと金利リスクを反映した預貸利鞘 S^* 、銀行固有状況にかかる説明変数ベクトル $X_{i,t}$ 、誤差項 $\varepsilon_{i,t}$ によって表わしたモデル式である。(8) 式に従って、実際の銀行等の貸出プライシング行動を考慮した貸出利鞘の説明変数を選定する。なお銀行等の貸出プライシングに関する内部ルールは公表文献に表れることは多くはないが、金融機関側の希望提供価格 (定価) に相当する標準貸出基準金利 (貸出ガイドライン金利) は、貸出をするために要する広義のコスト (資金調達レート, 経費率, 信用コスト率) を賄った上で、金融機関が求める貸出利益率を加算したマークアップ価格設定がとられるものと考えられる。

(2) 金融競争度

実際に貸出利鞘が決定されるプロセスでは、競合による値引きが行われることが予想されるため、本分析では金融競争度を測る説明変数を加える。金融競争度指標は複数提唱されているが、ハーフィンダール指数 (HHI) は、市場に参加する企業等の集中度合いを測る代表的な指標であり、先行研究において説明変数として多用されている⁵⁾。公正取引委員会は企業結合審査において、競争を実質的に制限することになるか否かの判断基準としてこの指標に注目している。HHI は評価対象とする市場における全ての売り手のシェアの二乗和であり、次式で表わせる。

$$HHI = \sum_i^n s_i^2 \quad n: \text{市場に参加する企業等の売り手数} \quad s_i: \text{企業等の市場シェア}$$

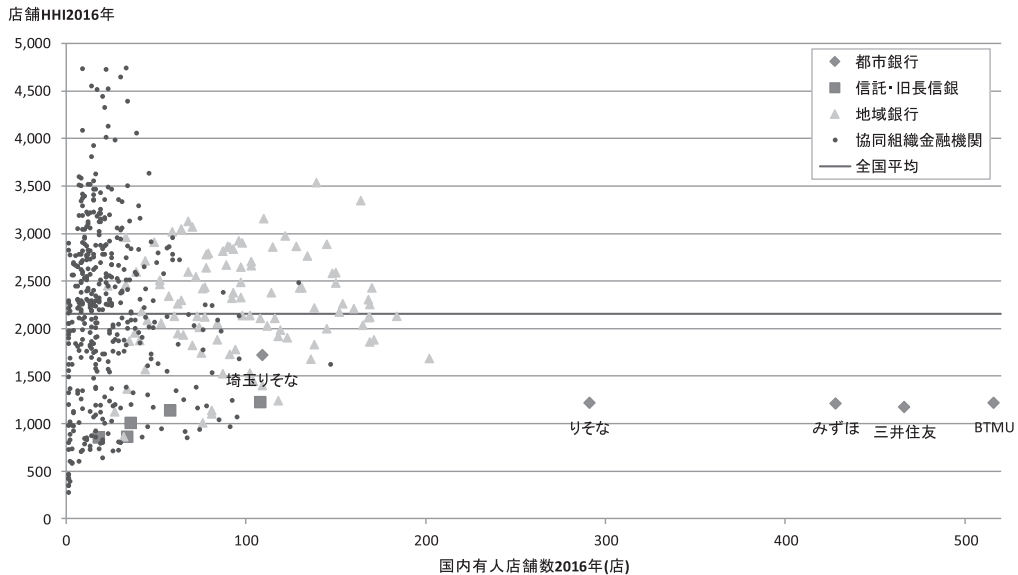
なお HHI の逆数 (1 ÷ HHI × 10000) は等規模換算売手数 (社) と呼ばれる。

企業等のシェアを測る上で、商品・サービスの内容 (業務範囲) と、その提供地域 (地理的範囲) を決める必要がある。銀行等の業務範囲としては貸出残高シェア, 預金残高シェア, 店舗数シェアなどが例示される。銀行等の地理的範囲としては市区町村内シェア, 都道府県内シェア, 全国シェアなどが例示される⁶⁾。

貸出利鞘の説明変数としての HHI であれば、貸出残高シェアを用いるという考え方が浮かぶが、現実問題として各金融機関の地域別の貸出残高データ開示は限定的である。このため開

5) 平賀, 真鍋, 吉野 (2017), 堀江 (2015), 寺崎 (2012), Maudos & F. de Guevara (2004) など。
 6) 公正取引委員会「主要な企業結合事例」各年度版によると、公正取引委員会は最近の地域銀行等の企業結合審査において市区町村内や地域経済圏内の貸出残高シェアや預金残高シェアを注視し、これらによる HHI を重要な審査基準の一つにしているが、公正取引委員会は審査対象企業の内部データを徴求できるため、かかる分析が可能となる。

図3 各金融機関が直面する HHI (2016年)



(データ出所) 日本金融通信社「日本金融名鑑」各年版
 金融機関は銀行, 信用金庫, 信用組合, 労働金庫
 横軸は各金融機関の国内有人店舗数 (2016年)
 縦軸は各金融機関が直面する店舗 HHI の加重平均値 (2016年)
 各金融機関が直面する HHI は, 市区町村別の店舗シェアによる HHI を, 各金融機関の市区町村別店舗構成比で加重合計した値

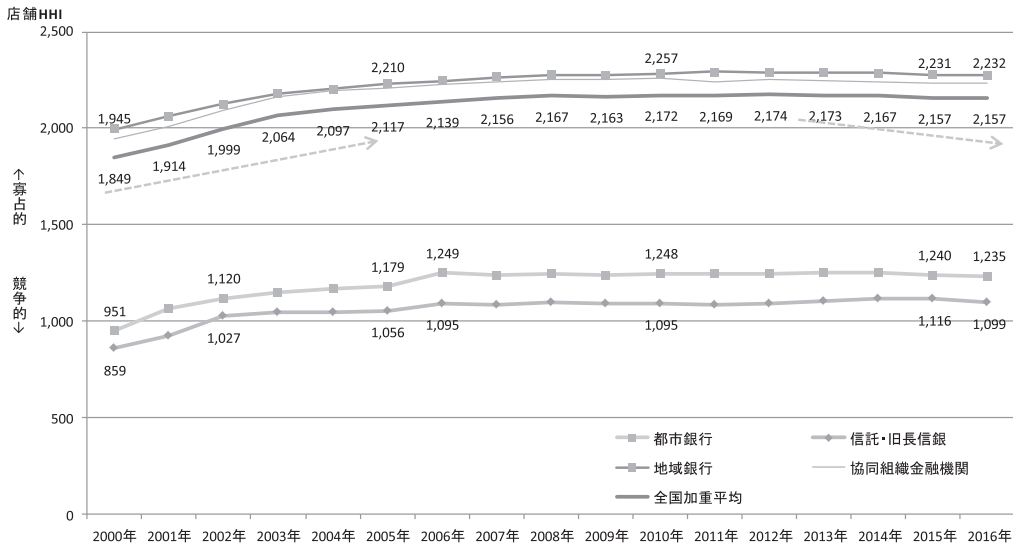
示データ利用可能性を考慮し, 本研究では国内有人店舗シェアを代理変数として用いることとした。具体的には市区町村における店舗シェアによる HHI を算出し, 各金融機関の市区町村別の店舗構成比によって市区町村別の HHI を加重合計して, 各金融機関が直面する HHI 加重平均値を算出した⁷⁾。

各金融機関が直面する HHI 加重平均値を, 各金融機関の国内店舗数とともにプロットして示す (図3)。国内店舗ネットワークが大都市圏に偏在する大手銀行は, 全体として競争度が厳しい営業エリアに直面している傾向がうかがえる。地域金融機関は営業エリアによって状況が異なり, 広範なレンジに分布している。

各金融機関が直面する HHI は, 金融機関別×時系列データで準備したが, その元となるの

7) 堀江 (2015) は, これまでの既存研究では都道府県ベースの計数を使用した分析が多く見られるが, これは本来, 市区町村ベースの計数を使用するべきところを簡便法としていると指摘する。都道府県データを利用する方式と, 市区町村データを利用する方式とでは, 前者のバイアスが大きいかを明らかにした上で, 便宜的にせよ都道府県ベースの計数を使用することの問題点に警鐘を鳴らしている。本研究では, より実態を表わす金融競争度の捉え方をするために, 地理的範囲を市区町村とした HHI を用いることとした。

図4 各金融機関が直面する HHI の推移 (業態別の平均値)



(データ出所) 日本金融通社「日本金融名鑑」各年版

縦軸は各金融機関が直面する店舗 HHI の業態別加重平均値

は市区町村別×時系列の店舗 HHI である。店舗 HHI の全国加重平均値と、金融機関の業態別加重平均値の推移を図4に示す。全国加重平均値を見ると、2000年から2005年頃にかけて金融競争度の緩和が進展した後は、HHI が少々低下した期間も見られるなど一進一退となり、店舗数の調整がペースダウンした可能性が示唆される。

4. データ

貸出利鞘決定モデルの回帰分析に用いる被説明変数と説明変数を記述統計とともに表2に示す。銀行×年度のパネルデータを用いる。銀行数は年度により115行～137行、年度は2016年度～2000年度を用意したが、高いモデル説明力が得られた観測期間は2016年度～2005年度であった。

(1) 被説明変数

先行研究によっては銀行利鞘設定モデルの被説明変数を総資金利鞘 (NIM) としている⁸⁾。だが総資金利鞘には貸出収益率に加えて有価証券収益率も含まれるため、本分析の目的にとってはノイズとなる。このため本研究では石橋 (2007) や寺崎 (2012) で行われているように、貸出利鞘 (LDM) を被説明変数とした。

8) Angbazo (1997), Maudos & F. de Guevara (2004), 小野 (2003), 坂井 (2011) など。

(2) 説明変数

被説明変数の貸出利鞘は「貸出金利－預金金利」としており、預金金利を控除後である。銀行等にとって預金金利は資金調達コストの一部であることは言うまでもない。預金金利以外の資金調達関連費用に関する説明変数として、本研究では短期市場金利、長短利差、長期市場金利ボラティリティを取った。貸出利鞘との想定符号はいずれも正である。

Angbazo (1997) では金利リスクの代理変数として短期資金比率を用いているが、邦銀の財務諸表からは資産・負債の資金満期を正しく把握することができない。他方、Maudos, J. and J. F. deGuevara (2004) では金利リスクの説明変数として文字通りに、市場金利の標準偏差（ボラティリティ）を用いている。本研究はこれと同様、金利リスクに関する説明変数として長期市場金利ボラティリティを用いた。

信用リスク要因として各金融機関の信用リスク指標を用いる。説明変数候補として「不良債権比率」および「与信費用率（(貸倒引当金繰入額＋貸出金償却)÷貸出金)」を用意したが回帰分析の結果、後者を採用した。前者の不良債権比率は、各金融機関の貸出ポートフォリオの健全性にかかる代表的指標であるが、この指標自体が信用コスト率を示すものではない。これに対して後者の与信費用率は、貸出残高に占める信用コスト率を直接的に表わす指標である。石橋 (2007) および寺崎 (2012) では与信費用率のことを実現信用コストあるいは信用コスト率と呼び、説明変数の側に設定するのではなく、被説明変数から控除することによって信用コスト要因を反映している。本研究では貸出利鞘のマークアップ価格構造を明らかにするために、信用リスク要因は説明変数の側に設定することとした。貸出利鞘に対する理論符号は正である。

パネルデータの観測期間には、様々な市場金利環境の時期が含まれる。これに対応するために先行研究では説明変数に年ダミー変数が取り入れられている⁹⁾。本研究では年毎の市場金利環境の説明は、年ダミー変数ではなく、年毎の市場金利によることとした。

経費要因として Maudos, J. and J. F. deGuevara (2004) らと同様、総資産経費率をとった。貸出利鞘に対する理論符号は正である。なお経費率に関する説明変数として貸出経費率（貸出関係経費÷貸出金）を用いる考え方もあるが、邦銀のディスクロージャー情報からは貸出関係経費を切り出して把握することはできない。

銀行等の財務状況や営業エリア状況も、貸出利益率に影響することが予想される。そこで資金調達コスト、経費、信用コストという広義コスト控除後の貸出利益率に対して影響を及ぼす可能性がある説明変数として、以下で述べる銀行固有変数をとった。

貸出ポートフォリオ特性に関する説明変数として、寺崎 (2012) と同様、「中小企業貸出割合（(中小企業等貸出－ローン)÷貸出金)」および「ローン貸出割合（ローン÷貸出金）」を各行ディスクロージャー情報からとった。貸出利鞘との相関係数はいずれも正であった。金融機

9) 例えば Angbazo (1997), 小野 (2003), 坂井 (2011) など。

関にとってリスクやコストを要する貸出は、それに見合った利鞘の上乗せが行われることが予想されるため、両指標の高さは貸出利益率の加算要因になる。

「手数料割合＝(業務粗利益－国債等債券損益－資金利益)÷(業務粗利益－国債等債券損益)」は、非資金利益の多寡に関する説明変数である。貸出利鞘との相関係数は負であった。業務粗利益に占める手数料割合が低水準の銀行ほど、不足する収益を貸出利息で補おうとする誘因になり、貸出利鞘をより重視する可能性が予想される。これは Angbazo (1997) が“暗黙の金利支出 (Implicit interest payments)”として説明変数に加えた発想と同様である。反対に手数料割合が高水準であると、銀行等は貸出採算性にも増して総合採算性を重視するようになり、総合採算性を維持する観点から、少々の貸出利鞘の値引きを許容する誘因となるかも知れない。このように考えると、貸出利鞘に対する想定符号は負である。

預貸率は、貸出利鞘との相関係数は正であったが、預貸率を重視した銀行等では、預金の余剰感が在庫プレッシャーとなって、貸出利鞘を少々値引きしてでも貸出残高増強を図る誘因となっていた場合、貸出利鞘に対する想定符号は負と予想される。

自己資本比率は、貸出利鞘との相関係数は負であった。自己資本比率が低位であると、分母のリスクアセットが制約となって、貸出利鞘を少々犠牲にしてまでの貸出増強には慎重になる誘因が働く場合、貸出利鞘に対する想定符号は負である。

金融競争度の高まりは、競争による貸出金利の値引きに作用し、金融寡占化は貸出金利の高め誘導につながるという市場構造成果仮説が成立している場合、競争激化は貸出利益率の減算要因になると予想される。「店舗 HHI 逆数」は、貸出利鞘との相関係数は負であった。銀行が直面する営業エリアが競争的であれば貸出利鞘には低下圧力が働き、反対に寡占的であれば貸出利鞘には上昇圧力となっている可能性が高いため、貸出利鞘に対する想定符号は負である。

個人ローンに傾倒した戦略をとるスルガ銀行には、貸出利鞘の絶対水準が他行とは大きく異なるポジションに位置することに対応し、専用のダミー変数を加えた。また全国銀行を分析対

表 2 被説明変数・説明変数の記述統計量

全国銀行別×時系列2016-2005 サンプル数 1,415			平均	中央値	標準偏差	最大値	最小値	説明
被説明変数	総資金利鞘		0.014	0.014	0.004	0.027	0.004	(資金運用収益－資金調達費用)÷資金運用残高
	貸出利鞘(貸出金利-預金金利)	貸出利鞘との相関係数	1.689	1.676	0.434	3.455	0.384	貸出平均金利-預金平均金利
	貸出金利		1.853	1.834	0.471	3.947	0.718	貸出平均金利
説明変数	貸出ポートフォリオ特性	中小企業貸出割合	0.42	44.8	43.8	11.9	83.5	0.0 (中小企業等貸出-ローン残高)÷貸出
		ローン貸出割合	0.29	29.1	27.9	10.9	89.4	0.0 ローン残高÷貸出
信用リスク	不良債権比率	与信費用率	0.56	3.40	3.07	1.71	15.43	0.22 金融再生法開示基準不良債権÷総与信残高
			0.38	0.27	0.15	0.42	6.16	0.00 (貸倒引当金繰入額+貸出金償却)÷貸出
経費	総資産経費率		0.76	1.09	1.08	0.25	1.84	0.33 経費÷総資産平残
利益	自己資本比率		-0.42	11.02	10.75	2.53	19.91	-18.51 バーゼル自己資本比率
	預貸率		0.22	73.01	73.53	8.01	105.90	47.95 貸出残高÷預金残高
	手数料割合		-0.54	12.59	10.86	11.22	73.59	-31.77 非資金利益÷(業務粗利益-国債等債券損益)
	店舗HHI逆数		-0.20	5.16	4.80	1.93	13.29	2.80 各金融機関が直面する店舗HHIの逆数
調達レート	短期金利		0.30	0.44	0.44	0.24	0.86	0.11 Tibor6M
	長期金利		0.53	1.12	1.19	0.53	1.93	0.13 SWAP10Y
	長短利差		0.51	0.68	0.70	0.41	1.42	0.02 Swap10Y-Tibor6M
	金利リスク		0.31	0.14	0.14	0.05	0.24	0.08 SWAP10Yの標準偏差(1年間)

(データ出所)「全国銀行財務諸表分析」(各行ディスクロージャー)各年度版、Bloomberg
全国銀行は都市銀行、地域銀行、主要信託銀行、旧長信銀

象とするモデルでは大手銀行ダミー変数を加えた。

5. 推定結果

(1) 試行結果と採用モデル

貸出利鞘決定モデルの推定結果を表3に示す。推定式①は地域銀行を分析対象としたモデル式であり、推定式②は全国銀行を分析対象としたモデル式である。いずれも符号条件は同一であり各説明変数は有意であった¹⁰⁾。

推定式③は地域銀行について過去データ観測期間を2000年度から2016年度と長期にとった場合の結果であるが、店舗HHI逆数が有意ではなくなり、その他の説明変数の説明力も推定式①よりも低下する。メガバンク大再編の地殻変動で、各行が直面する金融競争度が大きく動

表3 貸出利鞘に対する各説明変数の影響度 回帰分析結果

被説明変数		推定式①16-05年度 1,280 地域銀行 15224.7		2016年度の地域銀行平均 説明変数 貸出利鞘 の代入 の内訳分解		ケース別の試算
説明変数	理論符号	偏回帰係数	t値	構成比		
貸出利鞘 貸出金利-預金金利						
サンプル数						
Wald chi2						
貸出ポート	+	0.0090	(22.75) ***	43.334	0.392	38.8%
フォリオ特性	+	0.0074	(12.52) ***	30.780	0.228	22.6%
信用リスク	+	0.0490	(5.75) ***	0.057	0.003	0.3%
経費	+	0.7256	(42.00) ***	0.934	0.678	67.1%
利益	-	-0.0034	(-3.06) **	10.365	-0.035	-3.5%
	-	-0.0019	(-4.18) ***	73.335	-0.137	-13.6%
	-	-0.0078	(-12.77) ***	9.812	-0.076	-7.5%
	-	-0.0199	(-6.77) ***	4.750	-0.094	-9.3%
調達レート	+	0.1761	(13.92) ***	0.108	0.019	1.9%
	+	0.2977	(34.68) ***	0.025	0.007	0.7%
金利リスク	+	0.2409	(3.69) ***	0.096	0.023	2.3%
		0.2957	(7.37) ***	0.010	0.003	0.3%
		1.2783	(14.84) ***			
スルガ銀行ダミー						
***1%有意 **5%有意 *10%有意						
GLS panels(heteroskedastic)						
誤差不均一分散、クロスセクション方向に独立						
				貸出利鞘	1.010	100%
				預金金利	0.053	
				貸出金利	1.063	

ケース別試行結果

被説明変数		推定式②16-05年度 1,415 全国銀行 16606.3 (地域銀行+大手銀行)		推定式③16-00年度 1,861 地域銀行 17423.6		推定式④16-05年度 1,280 地域銀行 15149.9	
説明変数	理論符号	偏回帰係数	t値	偏回帰係数	t値	偏回帰係数	t値
貸出利鞘 貸出金利-預金金利							
サンプル数							
Wald chi2							
貸出ポート	+	0.0081	(21.51) ***	0.0089	(19.90) ***	0.0090	(22.44) ***
フォリオ特性	+	0.0064	(13.73) ***	0.0092	(15.77) ***	0.0075	(12.55) ***
信用リスク	+					0.0039	(1.37)
	+	0.0522	(5.90) ***	0.0340	(6.26) ***	0.0447	(4.88) ***
経費	+	0.6919	(41.46) ***	0.8038	(42.23) ***	0.7158	(38.27) ***
利益	-	-0.0036	(-2.96) **	0.0006	(0.40)	-0.0031	(-2.77) **
	-	-0.0016	(-3.79) ***	-0.0014	(-2.67) **	-0.0018	(-3.85) ***
	-	-0.0112	(-21.86) ***	-0.0096	(-14.33) ***	-0.0077	(-12.62) ***
	-	-0.0144	(-5.13) ***	-0.0019	(-0.92)	-0.0198	(-6.71) ***
調達レート	+	0.1757	(13.95) ***	0.0207	(1.62)	0.1774	(13.88) ***
	+	0.2979	(35.60) ***	0.2932	(33.24) ***	0.2941	(32.64) ***
金利リスク	+	0.2507	(3.88) ***	0.4285	(10.01) ***	0.2431	(3.70) ***
		0.3913	(10.33) ***	0.0855	(1.78) *	0.2851	(6.94) ***
		1.2707	(15.48) ***	1.0764	(11.07) ***	1.2787	(14.85) ***
スルガ銀行ダミー							
大手銀行ダミー		0.2269	(12.74) ***				

10) Breusch-Pagan 検定の結果、誤差の不均一分散の存在が認められたため、これに対応した GLS を用いた。

いた時期（2000年～2005年）を含んでいることによるものと思われる。

推定式④は説明変数候補を広く取り入れた場合である。信用リスク要因の説明変数として不良債権比率よりも与信費用率が支持される結果であった。

(2) 各説明変数の影響力テスト

金融競争度が貸出利鞘に対して及ぼす影響は、地域銀行データに着目した方が実態を見極めやすいと考えて、回帰モデル推定式①を応用して、説明変数に2016年度の地域銀行平均値を代入することで各説明変数の貸出利鞘への寄与度合いを見たところ、貸出ポートフォリオ特性と経費率の寄与度合いが大きいことが分かる。小野（2003）でも見られたように、信用リスク影響度合いの絶対水準は高くはない。だがこの結果は、銀行等の貸出利鞘決定において信用リスクが過度に軽視されているとの解釈に直結するとは言にくい。金融機関内部では貸出先の信用力に応じた合理的な貸出プライシングが行われていても、こうした行動が銀行別×時系列の差異となって顕在化しない限り、銀行全体の財務計数パネルデータによる計測では把握されない可能性がある。

金融寡占化の影響を試算すると、店舗HHI逆数が1社上昇（これは営業エリア内の銀行等の大型合併を意味する）で、貸出利鞘は+0.020%上昇と比較的マイルドな影響に留まる。大型合併によって同時に経費効率性が高まり、新銀行の経費が総額で3%カットされたと仮定す

表4 同一都道府県内の地銀合併構想の貸出利鞘に対する影響試算

都道府県 一体指標試算対象行	説明変数	現状		試算		貸出利鞘への影響(%)	
		平均/合計		増減		グロス	ネット
新潟県 第四銀行と 北越銀行	各行が直面する 店舗HHI逆数(社)	5.22	5.26	4.04		+0.024	-0.005
	店舗HHI逆数(社)	5.32		-1.22			
	総資産経費率(%)	0.81	0.81	0.77		-0.029	
		0.80		-0.04			
総資産 (10億円)	5,470	合計 8,184 2,714	経費(百万円)	44,360	66,079	62,805	増減率 -3,274 -5.0%
三重県 三重銀行と 第三銀行	各行が直面する 店舗HHI逆数(社)	4.96	4.80	4.05		+0.015	-0.072
	店舗HHI逆数(社)	4.67		-0.75			
	総資産経費率(%)	0.93	0.98	0.86		-0.087	
		1.03		-0.12			
総資産 (10億円)	1,952	合計 3,963 2,011	経費(百万円)	18,064	38,852	34,096	増減率 -4,756 -12.2%
大阪府 近畿大阪銀行と 関西アーバン銀行	各行が直面する 店舗HHI逆数(社)	8.05	6.66	6.07		+0.012	-0.017
	店舗HHI逆数(社)	5.47		-0.59			
	総資産経費率(%)	1.13	1.04	1.00		-0.029	
		0.98		-0.04			
総資産 (10億円)	3,533	合計 8,074 4,541	経費(百万円)	39,889	84,194	80,965	増減率 -3,229 -3.8%
長崎県 十八銀行と 親和銀行	各行が直面する 店舗HHI逆数(社)	3.44	3.49	2.09		+0.028	-0.030
	店舗HHI逆数(社)	3.55		-1.40			
	総資産経費率(%)	0.82	0.82	0.74		-0.058	
		0.81		-0.08			
総資産 (10億円)	2,868	合計 5,448 2,580	経費(百万円)	23,498	44,422	40,064	増減率 -4,358 -9.8%

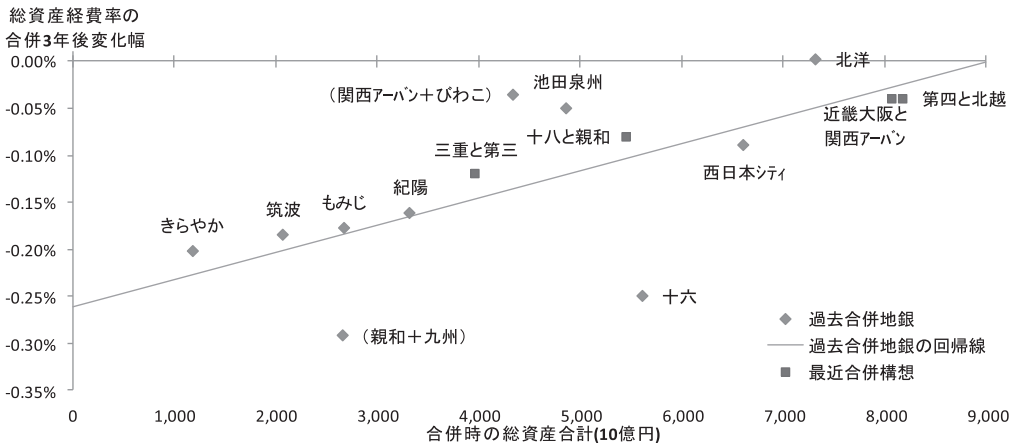
2016年～2017年に発表された同一府県内の銀行統合構想について試算したもの
 各行が直面する店舗HHI逆数の試算は単純合算ベース、重複店舗統廃合による寡占度の目減りは考慮しない
 総資産経費率は過去合併地銀の合併3年後目途の低減効果を見込んだ分析者想定値

ると、貸出利鞘は -0.022% の影響を受けて寡占化のデメリットを概ね打ち消す試算になる。この結果は、平賀、真鍋、吉野（2017）の主張と同じく、寡占化による貸出金利上昇（市場構造成果仮説）よりも、大規模化による貸出金利低下（効率性仮説）の方が勝る可能性を示唆する。ただしこれが全ての銀行合併事案で成立するとは限らない点には注意が必要であろう。

そこで同様に回帰モデル推定式①を応用して、最近発表されている同一都道府県内の銀行統合構想が、所在する都道府県内の貸出利鞘に及ぼす影響度をテストした（表4）。すべての試算ケースで「合併→寡占化」による貸出利鞘の上昇影響は生じるが、「合併→大規模化→3年後総資産経費率の低減」による貸出利鞘の低下影響がこれを打ち消して余り、総合的には貸出利鞘は低下影響の方が勝るという結果であった。

表4の試算にあたっては強い前提を置かざるを得なかった。一体指標試算後に直面する店舗HHI逆数は単純合算ベースとし、重複店舗統廃合による寡占度の変化は考慮していない。一体指標試算後の総資産経費率は、総資産を単純合算した後に、過去の本体合併地域銀行¹¹⁾の合併3年後低下幅の事例に準拠して図6に示すポジションに分析者想定値として置いた¹²⁾。図7の地域銀行パネルデータのプロット図を概観すると、総資産と経費とは単調増加で上に凸

図6 総資産経費率の合併3年後変化幅



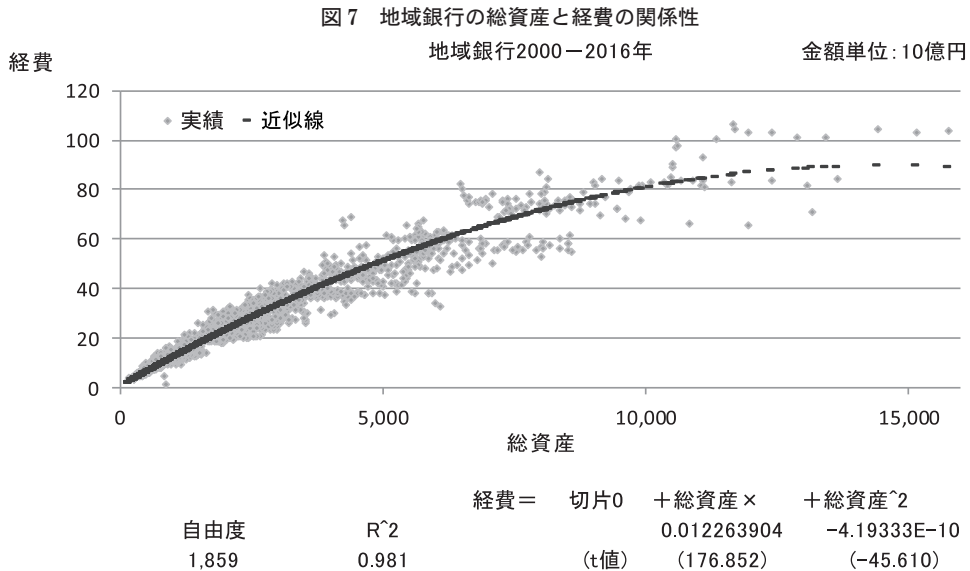
(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」各年版

合併3年後変化幅=合併3年後の総資産経費率-合併直前年度の総資産経費率

最近合併構想の総資産は単純合算、総資産経費率の合併3年後変化幅は分析者想定値

11) 現在の北洋銀行（北洋+札幌）、きらやか銀行（山形しあわせ+殖産）、筑波銀行（関東つくば+茨城）、十六銀行（十六+岐阜）、関西アーバン銀行（関西アーバン+びわこ）、池田泉州銀行（池田+泉州）、紀陽銀行（紀陽+和歌山）、もみじ銀行（せとうち+広島総合）、西日本シティ銀行（西日本+福岡シティ）、親和銀行（親和+九州）である。

12) 過去事例に準拠した想定値の置き方は経験的であり科学的とは言えない。本来は過去本体合併銀行の経費推移等について詳細分析が必要であり、今後の研究課題と位置付けたい。



(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」各年版

近似線は経費を被説明変数、総資産を説明変数とした切片なし二次多項式回帰線を示した

の関係性が見て取れることから、規模拡大による経費率の低減効果を見込むこと自体は適当と考えられる。とはいえ銀行合併が行われると、店舗 HHI 逆数は即座に変化する反面、総資産経費率の低減効果が顕在化するまでには一定のタイムラグがあり、また実際に経費率低下メリットがどの程度現れるかは、個別事案の経営戦略や経営努力によるところが大と言えよう。

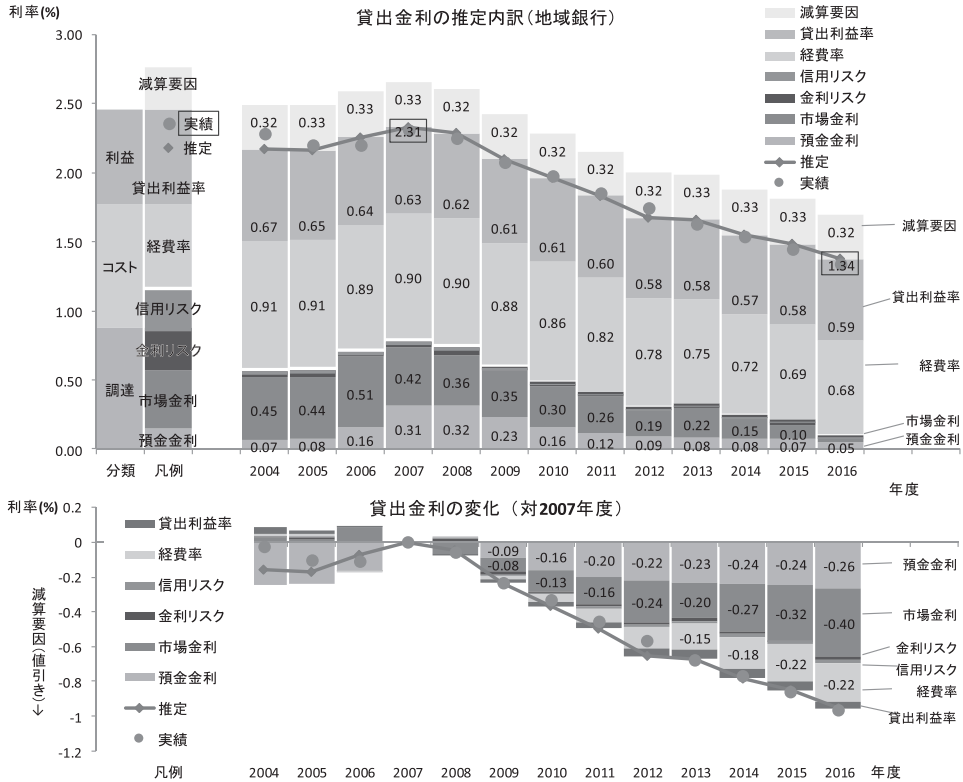
(3) 地域銀行業界の貸出金利・貸出利益率の決定構造

回帰モデル推定式①の説明変数に、地域銀行業界平均値を代入することで、地域銀行業界の貸出金利の推定内訳を図8に示す。貸出金利の決定構造に占める調達レート関係要因(預金金利、市場金利、金利リスク)は、2007年度には貸出金利2.31%のうち0.78%(構成比約32%)を占めていたが、2016年度には貸出金利1.34%のうち0.10%(構成比約7.7%)になっている。

貸出金利実績は2005~2007年度に上昇しており、2008~2016年度に低下していたが、変化要因の大部分は調達レート関係が占めていた可能性が高い。なお2013年度に調達レート要因が少々上昇しているのはSWAP10Yの上昇によるものである。調達レート関係以外の変化要因としては、経費率が次いで大きく、貸出利鞘の低下に作用してきた可能性が高い。

貸出利益率の推定内訳を図9に示す。貸出利益率とは貸出金利から、貸出に伴う広義コスト(資金調達レート、経費率、信用コスト率)の推定値を控除した部分と定義する。これは金融機関にとって貸出取引に関する税引前利益率に相当する。貸出金利実績は2007年度から2016年度で2.31%から1.34%に約0.97%低下したが、貸出利益率は同0.61%から0.56%へと約0.05%低下に留まっていたと推定される。この約10年間における貸出金利の低下は、金融機

図8 地域銀行業界の貸出金利の推移



貸出金利の推定=貸出利鞘の推定+預金金利の実績

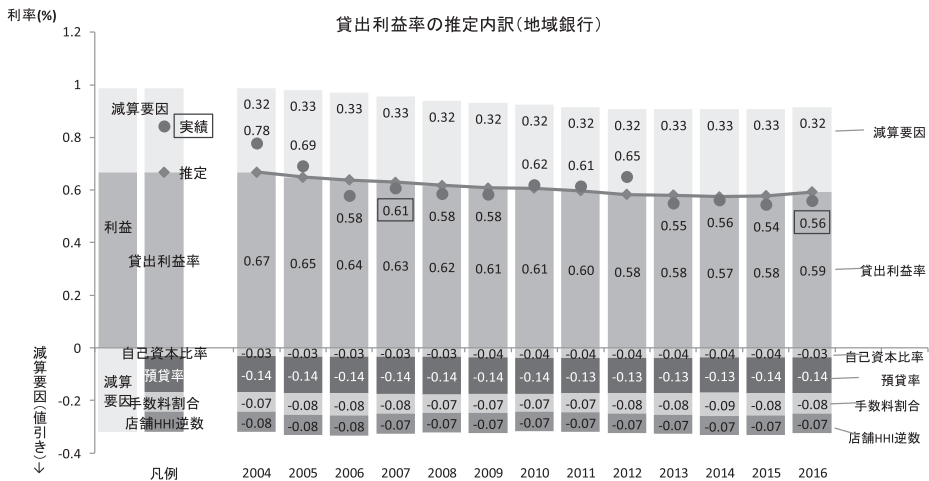
市場金利=短期金利分+長短利差分+金利リスク分

貸出利益率=中小企業貸出割合分+ローン貸出割合分+定数項分+▲減算要因

▲減算要因=自己資本比率分+預貸率分+手数料割合分+店舗 HHI 逆数 1 社超過分 (※)

※ 1 行独占状態で 1 社のため 1 社を超過した部分を競争による値引き分と見る

図9 地域銀行業界の貸出利益率の推移



関が主として自らの取り分である貸出利益率を削ったことによるものではなかったことが示唆される。勿論、この裏側には金融機関による経費率削減努力が垣間見られる。

説明変数のうちマイナス寄与と推定されたものは、貸出利鞘の減算要因（値引き）と解釈してその影響度合いを見ると、預貸率が最も大きく計測され、手数料割合、店舗 HHI 逆数がそれに次いだ。預金残高の在庫圧力が、自らの取り分である貸出利益率を圧縮してまでも貸出残高を増強する誘因になっていた可能性がある。

金融競争度（店舗 HHI 逆数）は、貸出利益率の値引き要因として作用しているが、その影響度合いは、預貸率による値引き要因の半分程度と見られる。金融競争度（店舗 HHI 逆数）が貸出利益率低下の主因となっていた姿は、本分析結果からは見てとることができない。

6. 結論

本研究は、邦銀の貸出金利の決定構造と金融競争度の影響について議論した。主要な結論をまとめると、2007 年度から 2016 年度における邦銀の貸出金利低下の要因は、調達レート関係によるものが大半を占めており、経費率低下の要因がそれに次ぐことが確認された。この間、金融競争の要因による貸出利鞘の値引きは観測されたが、顕著と呼べる水準ではなかった。

経費率は、銀行業界全体として低下トレンドで推移しており、このことは貸出利鞘の低下に作用したと見られる。銀行の経費削減努力が表れており、金融機関における IT 活用等の経営努力を通じた業務効率性の向上は、自行の経営指標改善に加えて、金利という側面では利用者メリットにも資する可能性が示唆された。

貸出利益率の決定要因として、貸出ポートフォリオ特性の影響度が大きいことが確認された。中小企業向け貸出など、単純な金利競争には晒されにくいリレーションシップ貸出への注力は、自行の貸出利益率を高める上で有効な選択肢と考えられる。金融庁が地域金融機関に対してビジネスモデルの持続可能性に警鐘を鳴らしている昨今の状況下で、特徴のあるビジネスモデルを強化して非価格競争力を発揮する経営戦略に活路を見出し得る可能性を示唆する。ただし融資先の事業性評価や本業支援等には各種コストを要する点を付言しておかねばならない。

貸出利益率の値引き要因として、預貸率、自己資本比率、手数料割合、店舗 HHI 逆数の有意性が認められた。この中で預貸率の影響度合いが最も大きく、地域銀行にとって預金在庫プレッシャーが、貸出利益率を少々削ってでも貸出残高を増強しようという誘因になっていた可能性が見られた。それに次ぐのは手数料割合の影響度であった。業務粗利益に占める手数料利益の割合が乏しい金融機関は、貸出金利によって利益を上乗せする誘因となる一方、手数料割合が高い金融機関では総合採算性を重視する姿勢から、貸出プライシング交渉に甘さがあった可能性がある。

高水準の金融競争度は、貸出利益率の値引き圧力となる関係性が確認された。ただし、その

影響の絶対水準は高いものではなかった。預貸率と金融競争度の影響度合いを足し合わせて評価したとしても、これらは近年の貸出金利低下の主因とまでは言えない。店舗過密を指摘し、金融機関間の競争激化が貸出利鞘の縮小に影響したとする2017年の日本銀行金融システムレポートの見解は、的を外したものではないが、原因はそれだけではなさそうであり、今後の調査研究の進展が望まれる。

金融寡占化は、貸出金利上昇に作用することが回帰符号条件から確認された。一方で、大規模化による経費効率性の改善効果が発揮できれば、寡占化のデメリットを打ち消して余る貸出金利低下の効果を発揮する場合も多い可能性が示唆された。地域金融機関の合併是非を議論する際には、利用者にとってのデメリットを打ち消して余るメリットの発揮に資する合併戦略になっているかという、総合的な視座が重要になると考えられる。ただし金融機関合併による金融競争度の変化や経費効率性の変化は、過去実績データを見てもサンプルの個別性が強く、一般法則性の観測は容易ではないと予想される。これらについては今後の研究課題としたい。

以上

参考文献

- 石橋尚平 (2007) 「地銀の預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング」『金融経済研究』第24号, PP 49-68
- 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
- 川本裕子 (2015) 『金融機関マネジメント』東洋経済新報社
- 北村富行, 竹井郁夫, 武藤一郎 (2015) 「わが国銀行は貸出金利をどのように設定しているのか? : 個別行データを用いた追随率の検証」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No. 15-J-5
- 金融情報システムセンター (2003) 「金融機関におけるリスクを考慮した収益管理 勉強会報告書」
- 坂井功治 (2011) 「銀行利鞘の決定要因」『京都産業大学論集』第28号, pp 195-216
- 筒井義郎 (2007) 「地域分断と非効率性」筒井義郎・植村修一編『リレーションシップバンキングと地域金融』日本経済新聞出版社
- 寺崎友芳 (2012) 「地域銀行の貸出金残高と貸出金利鞘の決定要因」『社会科学論集』第137号, pp 1-13
- 日本銀行 (2017.10) 「金融システムレポート」
- 日本銀行 (2017.4) 「金融システムレポート」
- 平賀一希, 真鍋雅史, 吉野直行 (2017) 「地域金融市場では、寡占度が高まると貸出金利は上がるのか」金融庁金融研究センター DP2016-5
- 堀江康熙 (2015) 『日本の地域金融機関経営』勁草書房
- Angbazo, L. (1997), "Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, Interest-Rate Risk, and Off-Balance Sheet Banking", *Journal of Banking and Finance* 21, pp. 55-87.
- Anthony Saunders, Liliana Schumacher (2000), "The determinants of bank interest rate margins: an international study", *Journal of International Money and Finance* 19 (2000), pp. 813-832.
- Ho and Saunders (1981), "The determinants of bank interest margins: Theory and empirical evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analyses* 16, pp. 581-600.
- Maudos, J. and J. F. deGuevara (2004), "Factors Explaining the Interest Margin in the Banking

- Sectors of the European Union”, *Journal of Banking and Finance* 28, pp. 2259–2281.
- Valverde, S. C. and F. R. Fernandez (2007), “The Determinants of Bank Margins in European Banking”, *Journal of Banking and Finance* 31, pp. 2043–2063.