

《論 文》

地域銀行の貸出金残高と貸出金利鞘の決定要因

寺 崎 友 芳

はじめに

地域銀行は、地方銀行協会に加盟する63行の地方銀行と、かつての相互銀行で1989年2月に普通銀行に一斉転換した第二地方銀行協会に加盟する42行の第二地方銀行の計105行から構成される。地域銀行は、その名の通り特定の地域を主たる営業基盤とする銀行であり、融資等の金融サービスを通じて地場企業の成長を促進し、地域経済の発展に大きく寄与する地域にとって重要な経済主体である。本稿では、地域銀行の基本的役割である銀行貸出に注目し、貸出行動の決定要因を分析することで、貸し渋りを予防するための政府による資本注入政策、利鞘拡大のために地域銀行が取るべき戦略を提案する。

1. 市場均衡を考慮した貸出金利・貸出残高モデルの推定

1.1 問題の所在と限定

リーマン・ショックから4ヶ月が経過した2008年12月に公的資金注入の枠組みである改正金融機能強化法が成立した。同年3月末に失効した旧金融機能強化法に基づく公的資金の申請が2行、405億円にとどまったことに配慮し、金融機関にとって使い勝手の良い制度にすることに軸足を置いて法改正を行ったものである。その結果、所期の目的の通り、2011年12月末までに13行が申請し、計3,490億円の公的資金が注入された。

この公的資金注入の枠組みの目的は、景気悪化により金融機関の引当金が増加し、自己資本不足

に陥ることで資産側の貸出金を圧縮する「貸し渋り」を招くことを防止することにあるが、公的資金注入を促す際の自己資本比率等のベンチマークは示されていない。実際、自己資本比率が10.96%（2011年3月期）と比較的高水準のみちのく銀行が公的資金の注入を受けている一方、自己資本比率が8.06%（同）と全地域銀行のなかで3番目に低い大正銀行は、公的資金の注入を受けていないなど、自己資本比率が何パーセントを割れば公的資金注入の対象になるかは決まっていない。そこで、本稿では、2003年度から2007年度までの地域銀行107行のマイクロデータを用いて、地域銀行の財務状況と貸出行動の関係について実証分析を行い、貸し渋りの懸念が生じる経営状況とはどのような状態なのかを明らかにし、公的資金注入を促すベンチマークを探ることとしたい。

1.2 銀行の財務状況と貸出行動に関する先行研究

銀行のバランスシートの悪化が貸出行動に与える影響については、幅広い先行研究がある。銀行の貸出行動は、「量」である貸出金残高と「価格」である金利によって表現されるが、このうち「量」については、例えば、佐々木（2000）では、1989年度から1996年度までのデータを用いて、業態別・貸出先別に自己資本比率変化率と不良債権残高変化率が貸出金残高変化率に与える影響を分析した。その結果、都市銀行・長期信用銀行では、貸出金残高変化率に対し、自己資本比率変化率は有意に正で、不良債権残高変化率は有意に負であった。一方、地方銀行では、自己資本比率変化率は有意ではなく、不良債権残高変化率は有意に負で

あることを示した。

また、堀江（2001）では、1992年度と1997年度のデータを用いて、業態別に貸出金残高変化率を自己資本比率と不良債権比率で回帰分析した。その結果、1992年度のデータを用いた分析では貸出金残高変化率に対して自己資本比率や不良債権比率は有意ではなかった。しかし、1997年度のデータを用いた分析では自己資本比率や不良債権比率のパラメータは、全ての業態で有意であることを示した。

これらを踏まえ、小川（2003）では、銀行の財務状況と貸出行動の先行研究について総括し、90年代中頃までのデータに基づく研究からは自己資本比率の低下や不良債権比率の上昇が貸出に対して抑制的に働いたことを支持する結果ばかりではないが、90年代後半にかけての期間を含む研究においては、自己資本比率の低下や不良債権比率の上昇は銀行貸出を有意に減少させることが支持されているとしている。

これらの先行研究では、貸出市場において供給側の要因を主体に任意に貸出供給関数を導出しているが、堀内（1990）で図示されているように、個別主体の借入額は利率の減少関数になり、貸付額は利率の増加関数になり、利率は、資金需要と資金供給を均衡させる水準に決定される。これは、企業の資金需要関数と銀行の供給関数の市場均衡によって「量」（貸出供給量）と「価格」（金利）が同時に決まることを意味している。また、多くの貸出残高モデルの先行研究では自己資本比率が説明変数に含まれているが、業態全体を一つのサンプルとして推定しており、具体的にどの程度まで財務指標が悪化した場合に貸出行動に影響を及ぼすかは明らかにされていない。しかし、自己資本比率が貸出に与える影響は、一律に自己資本不足に陥った90年代後半の金融危機とは異なり、現在では、高自己資本比率グループと低自己資本比率グループでは影響が異なると考えられる。そこで、本稿では、日本の地域銀行を対象として、①市場均衡を考慮した貸出金利モデルと貸出残高モデルを導出して推定すること、②自己資本比率が高いグループと低いグループでは自己資

本比率の高低が貸出量に与える影響が異なることをChow testの手法で検定し、どの程度まで自己資本比率が低下すると貸出行動に影響を与えるかを検証することの2点を目的にする。

1.3 市場均衡モデル

まず、貸出市場における銀行の貸出供給関数と企業の資金需要関数を定義する。貸出供給関数の説明変数には、「価格」に相当する貸出金利に加え、貸出量は規模の制約を受けることから預金残高と、自己資本制約が貸出供給に影響を与える可能性があることから自己資本比率を含めた。貸出需要関数については、「価格」に相当する貸出金利に加え、景気循環が貸出需要に影響を与える可能性があることから1人あたり名目県内総生産を説明変数に含めた。従って、貸出供給関数と貸出需要関数を以下のように定める。

貸出供給関数

$$S = a + b \times r + c \times Dep + d \times CAP \quad (1)$$

貸出需要関数

$$D = e + f \times r + g \times PGRP \quad (2)$$

$$S = \ln(\text{貸出供給}) \quad Dep = \ln(\text{預金残高})$$

$$D = \ln(\text{資金需要}) \quad CAP = \text{自己資本比率}^{(1)}$$

$$r = \text{貸出金利}$$

$$PGRP = \ln(1 \text{人あたり名目県内総生産})$$

ここで、 S 、 D 、 r が内生変数、その他が外生変数である。従って、(1)式は適度識別可能、(2)式は過剰識別可能である。また、想定される係数の符号は、

$$0 < b \quad 0 < c \quad 0 < d \quad f < 0 \quad 0 < g \quad (3)$$

である。市場均衡では、

$$S = D \quad (4)$$

であるので、これを S 、 r について解くと、以下の誘導型（貸出金利モデル及び貸出残高モデル）が導出される。

地域銀行の貸出金残高と貸出金利の決定要因

$$r = \frac{a-e}{f-b} + \frac{c}{f-b} \times Dep + \frac{d}{f-b} \times CAP - \frac{g}{f-b} \times PGRP \quad (5)$$

$$S = \frac{af-eb}{f-b} + \frac{cf}{f-b} \times Dep + \frac{df}{f-b} \times CAP - \frac{bg}{f-b} \times PGRP \quad (6)$$

また、(3)より、(5)式と(6)式の係数の符号は、次のように想定される。

| | Dep | CAP | PGRP |
|---------------|-----|-----|------|
| (5)式……貸出金利モデル | — | — | + |
| (6)式……貸出残高モデル | + | + | + |

1.4 推定結果

推定に使用したサンプルデータは、2003～2007年度の地域銀行（データに欠損のある札幌銀行と一時国有化した足利銀行を除く地銀及び第二地銀）107行のバランスパネルデータと47都道府県の県民経済計算を用いた⁽²⁾。なお、推定期間を2007年度までとしたのは、2008年度に金融庁が中小企業に対する要管理債権の要件を大幅に緩和したことから自己資本比率についての連続性がなくなったことによる⁽³⁾。記述統計量を図表1に示したように、地銀と第二地銀を比較すると、地銀の方が貸出金規模・預金規模が大きく、自己資本比率も

高い傾向にある。一方、貸出金利は第二地銀の方が高くなっている。また、図表2で説明変数間の相関をみると、預金残高と自己資本比率の間に弱い相関が見て取れるが、相関係数は0.446であり、大きな問題はない。モデル選択は、母集団全体をデータセットとしていること、融資戦略には個別行による異質性があると考えられることから固定効果モデルとした。

まず、構造系である供給関数(1)式、需要関数(2)式についてパネル推定を行った。その結果、図表3の通り全ての変数が有意となった。(3)式の符号条件と比較すると、供給関数(1)式の貸出金利の係数 b のみが当初想定と異なり負となった。これは、貸出金利をベースレート+信用スプレッドに分解すると、ベースレートは景気拡大期に上昇し、後退期に低下し、信用スプレッドは、逆に景気拡大期に低下し、後退期に上昇するが、後者の影響の方が大きいと想定される。従って、貸出金利が上昇するのは、景気後退局面となる。このため貸出金利の上昇局面では、取引先の業況も悪化するため貸出姿勢が慎重化する関係が背後にあると推察される。その他の符号条件は一致した。

次に、誘導系である(5)式と(6)式についてパネル推定を行った。推定結果を図表4に示す。まず、(5)式（貸出金利モデル）については、預金残高のみ有意となった。この結果の背景には、預金残高が増加すると貸出姿勢が積極化（供給曲線

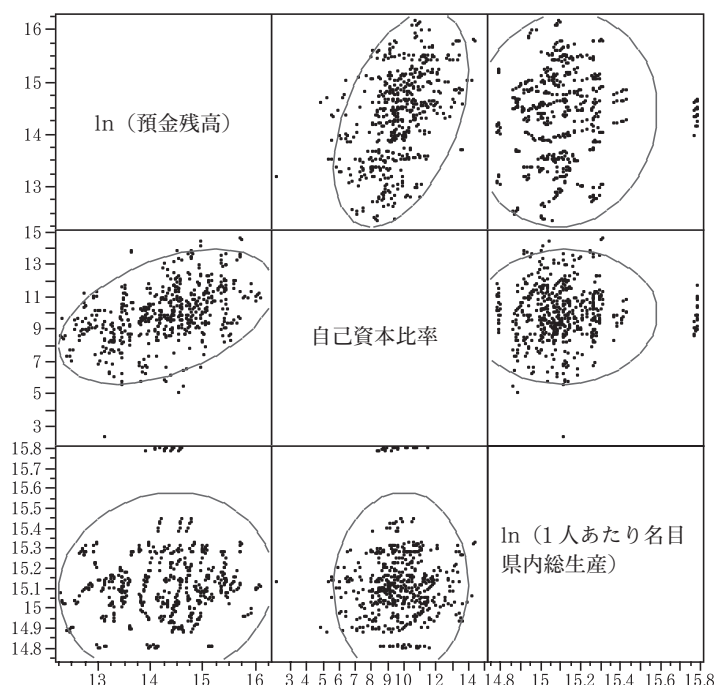
図表1 パネルデータの記述統計量（貸出金利モデル・貸出残高モデル）

| | 平均 | 標準偏差 | 最大値 | 最小値 | 地銀平均 | 第二地銀平均 |
|------------------|-------|-------|--------|-------|--------|--------|
| 被説明変数 | | | | | | |
| 貸出金利 | 2.30% | 0.40% | 5.55% | 1.70% | 2.12% | 2.55% |
| ln（貸出残高） | 14.01 | 0.82 | 15.96 | 12.07 | 14.38 | 13.47 |
| 説明変数 | | | | | | |
| ln（預金残高） | 14.30 | 0.84 | 16.12 | 12.30 | 14.69 | 13.73 |
| 自己資本比率 | 9.82% | 1.70% | 14.51% | 2.17% | 10.47% | 8.90% |
| ln（1人あたり名目県内総生産） | 15.12 | 0.19 | 15.80 | 14.79 | 15.09 | 15.16 |

（備考）1. 計測期間は2003年度～2007年度

2. サンプルは、データに欠損値がある札幌銀行と一時国有化した足利銀行を除く地域銀行107行（単体決算）

図表 2 説明変数間の多変量散布図 (貸出金利モデル・貸出残高モデル)



図表 3 供給関数と需要関数の推定結果

| 推定式 | (1)式 供給関数 | (2)式 需要関数 |
|------------------------------------|---------------------|---------------------|
| 従属変数 | ln (貸出残高) | ln (貸出残高) |
| 観測数 | 107 | 107 |
| 貸出金利 (<i>t</i> 値) | -0.0351 -3.00*** | -0.1056 -4.56*** |
| ln (預金残高) (<i>t</i> 値) | 1.0473 37.64*** | |
| 自己資本比率 (<i>t</i> 値) | 0.0040 2.24** | |
| ln (1人あたり名目県内総生産) (<i>t</i> 値) | | 1.1505 7.74*** |
| 補正 R^2 | 0.999 | 0.9948 |

(備考) 1. 計測期間は 2003 年度～2007 年度

2. 対象は、データに欠損値がある札幌銀行と一時国有化した足利銀行を除く地域銀行 107 行 (単体決算)

3. *, **, *** はそれぞれ 10%有意, 5%有意, 1%有意を示す

が右にシフトし) する関係があると想定され、推計結果はそうした関係と整合的である。自己資本比率は、符号条件は合致していたが有意性は低かつ

た。すなわち、自己資本比率の上昇に伴う貸出姿勢の積極化は、この推定からは導かれなかった。また、1人あたり名目県内総生産については符号

図表 4 貸出金利モデルと貸出残高モデルの推定結果

| 推定式 | (5)式 | (6)式 |
|------------------------------------|---------------------|--------------------|
| 従属変数 | 貸出金利 | ln (貸出残高) |
| 観測数 | 107 | 107 |
| ln (預金残高) (<i>t</i> 値) | -0.3867 -3.26*** | 1.0420 36.38*** |
| 自己資本比率 (<i>t</i> 値) | -0.0096 -1.25 | 0.0030 1.63 |
| ln (1人あたり名目県内総生産) (<i>t</i> 値) | -0.2146 -0.63 | 0.2009 2.46** |
| 補正 R^2 | 0.908 | 0.9987 |
| Hausman test | 11.06** | 19.86*** |

- (備考) 1. 計測期間は2003年度～2007年度
2. 対象は、データに欠損値がある札幌銀行と一時国有化した足利銀行を除く地域銀行107行(単体決算)
3. *, **, *** はそれぞれ10%有意, 5%有意, 1%有意を示す

条件が前節での想定とは逆の負となった。モデル上では、景気拡大期では借り手の資金需要が増加(需要曲線が右にシフト)して貸出金利が上昇するはずであったが、実際には、景気拡大期には、借り手の経営状況の改善により債務者格付がランクアップし、信用スプレッドが縮小するために、貸出金利の上昇圧力を相殺する関係があり、この推定結果はこうした関係と矛盾しない。

(6)式(貸出残高モデル)については、全ての説明変数で符号条件は合致したが、有意だったのは預金残高と1人あたり名目県内総生産の2変数であった。これは、預金残高の増加と貸し手の貸出姿勢、1人あたり名目県内総生産の増加と借り手の資金需要には関係があることを示唆している。一方、自己資本比率は、符号条件は前節での想定と整合的であったものの、僅かの差で有意にはならなかった。自己資本比率の上昇に伴う貸出姿勢の積極化は、(5)式と同様に、この推定からは導かれなかった。

1.5 Chow test による財務・経済指標と貸出金利の関係性についての検定

前節では、(5)式と(6)式について、1つのグループとして推定したが、財務状況の良い銀行と

悪い銀行では、それぞれの説明変数が従属変数に与える影響は異なると考えられることから、本節と次節では、自己資本比率の高いグループと低いグループに区分して推定を行い、両者の間に構造的な差があるか否かをChow testを行うことで検定する。Chow testは、グループを区分して推定することで有意に残差の平方和が減少するか否かを検定する手法である。

まず、(5)式について、2003年度末の自己資本比率について8%、9%、10%で閾値を設けて高自己資本比率グループと低自己資本比率グループに区分して推定すると図表5に示す結果を得た。Chow testの*F*値をみるといずれの閾値で分けた場合にも1%有意水準で両者に構造的な差があることが示されたが、自己資本比率9%を閾値とした場合に最も*F*値が大きく、両者に大きな構造的な差があることが確認できる。符号が全ての説明変数で自己資本比率9%以上のグループと9%未満のグループで異なっている点も注目される。

まず、預金残高についてみると、自己資本比率9%以上のグループでは当初の想定通り負であるが、9%未満のグループでは正である。預金残高の増加と貸出金利に関係があるのは、自己資本比

図表5 (5)式(貸出金利モデル)のChow test 検定結果

| 従属変数 | ln(貸出金利) | | | | | | |
|-----------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|------------------|
| | all | 8%未満 | 8%以上 | 9%未満 | 9%以上 | 10%未満 | 10%以上 |
| 観測数 | 107 | 21 | 86 | 49 | 58 | 75 | 32 |
| ln(預金残高) (<i>t</i> 値) | -0.3867 -3.26*** | 0.1732 1.19 | -0.7903 -4.98*** | 0.1729 1.73* | -2.1426 -8.41*** | -0.4842 -3.39** | -0.0807 -0.26 |
| 自己資本比率 (<i>t</i> 値) | -0.0096 -1.25 | -0.0143 -1.53 | -0.0035 -0.33 | -0.0186 -2.60*** | 0.0147 1.13 | -0.0125 -1.25 | 0.0001 0.01 |
| ln(1人あたり名目県内総生産) (<i>t</i> 値) | -0.2146 -0.63 | -1.9045 -3.09*** | 0.3181 0.81 | -1.4217 -3.67*** | 1.2950 2.73*** | 0.5622 1.31 | 1.0703 2.23** |
| 補正 R^2 | 0.9085 | 0.8753 | 0.9086 | 0.9225 | 0.9147 | 0.8930 | 0.8641 |
| Hausman test | 11.06** | 9.91** | 15.67*** | 28.90*** | 56.65*** | 6.98* | 20.78*** |
| Chow test の F 値 | | 6.280*** | | 27.066*** | | 7.471*** | |

(備考) 1. 計測期間は2003年度～2007年度

2. 対象はデータに欠損値がある札幌銀行と一時国有化した足利銀行を除く2007年度までに存続していた107行(単体決算)

3. *, **, *** はそれぞれ10%有意, 5%有意, 1%有意を示す

率に余裕のある銀行のみで、自己資本比率の低い銀行は、貸出が増加することで一層、自己資本比率が低下するために、預金残高が増加したことで金利面で貸出姿勢を積極化させる関係は導かれなかった。

次に、自己資本比率についてみると、自己資本比率9%以上のグループでは、有意ではないが当初の想定とは逆に正であり、9%未満のグループでは当初の想定通り有意に負である。すなわち、自己資本比率と貸出金利に関係があるのは、自己資本制約が効いている自己資本比率が低い銀行のみで、自己資本比率が高い銀行では、元々自己資本比率が貸出の制約にはなっていないために、自己資本比率が改善したからといって金利面で貸出姿勢を積極化させるという関係は導かれなかった。

最後に、1人あたり名目県内総生産をみると、自己資本比率9%以上のグループでは、当初の想定通り有意に正であるが、9%未満のグループでは、当初の想定とは逆に負である。これは、自己資本比率が高い銀行は、優良取引先が多く、景気拡大に伴う債務者格付のランクアップが小幅であるために⁽⁴⁾、景気拡大による資金需要の増加によ

るベースレートの上昇幅が、債務者格付のランクアップによる信用スプレッドの縮小幅を上回る。一方、自己資本比率が低い銀行では、経営に問題を抱える取引先が相対的に多く、景気拡大により債務者格付が大幅にランクアップするために⁽⁵⁾、景気拡大による資金需要の増加によるベースレートの上昇幅を、債務者格付のランクアップによる信用スプレッドの縮小幅が上回るために、符号が負になるという関係があるとする推定結果とは矛盾しない。

1.6 Chow test による自己資本比率と貸出残高の関係性についての検定

自己資本比率が低い銀行で自己資本比率と貸出増減に相関があることを示した先行研究としては、寺崎(2009)があるが、同論文では、全体としては自己資本比率と貸出残高増減率には相関がないことを示したうえで、アドホックに自己資本比率9%に閾値を設け、9%未満のグループでは自己資本比率と貸出残高増減率に相関があることを示した。本節では、アドホックに閾値を設けるのではなく、前節と同様、Chow test の手法により、

2003 年度末の自己資本比率を 8%, 9%, 10% で閾値を設けて、それぞれの閾値で 2 つのグループに区分して (6) 式の貸出残高モデルを推定し、両者の間に構造的な相違があるか検定した。

その結果、図表 6 に示したように、Chow Test の F 値をみると、(5) 式の貸出金利モデルと同様に 9% で閾値を設けて区分した場合に、自己資本比率が低いグループと高いグループの構造的な差違が最も大きくなることが確認できた。自己資本比率に注目すると、2003 年度末の自己資本比率が 9% 未満の地域銀行では、自己資本比率は貸出残高と有意に正の関係があるが、9% 以上の地域銀行では有意ではなかった。自己資本比率が高い銀行では、自己資本比率と貸出残高に関係はみられないが、自己資本比率が相対的に低い銀行では、自己資本比率と貸出残高に関係がみられた。これは、自己資本制約が効いているために、自己資本比率の低下（上昇）が貸出を抑制（増加）させる可能性があることと矛盾しない。このことは、自己資本比率規制上では、地域銀行の大部分を占める国内基準採用行の所用自己資本比率は 4% であるが、実際には 4% で十分と考えている地域銀行はなく、国際基準行に要求される 8% を健全性

の下限と見ており、8% に 1% のバッファを設け、9% を下回っている状況では、8% 割れを避けるために自己資本比率の低下により貸出を抑制する傾向があるとの解釈と矛盾しない。

1.7 分析から導かれた可能性

本章では、貸出供給関数と貸出需要関数から誘導される市場均衡下での貸出金利モデルと貸出残高モデルを導出し、2003～2007 年度の地域銀行 107 行のパネルデータから推定した。Chow test の結果、両モデルともに 2003 年度末の自己資本比率の高低により 2 グループに区分して推定すると、9% で区分した場合に最も構造的な差違が大きくなることが分かった。貸出残高モデルについては、自己資本比率 9% 以上の地域銀行では、自己資本比率が貸出残高に影響を与えない一方、9% 未満の地域銀行では自己資本比率が貸出残高に有意に正の影響を与えることが分かった。

この結果から、景気が悪化し、銀行の自己資本が毀損する状況下において、地域内の全ての地域銀行で自己資本比率が 9% を下回っているケースでは、地域内で十分な貸出供給が行われなくなる可能性があり、こうした状況下においては、公的

図表 6 (6) 式（貸出残高モデル）の Chow test 検定結果

| 従属変数 | ln（貸出残高） | | | | | | |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 2003 年度末の 自己資本比率 | all | 8%未満 | 8%以上 | 9%未満 | 9%以上 | 10%未満 | 10%以上 |
| 観測数 | 107 | 21 | 86 | 49 | 58 | 75 | 32 |
| ln（預金残高） (t 値) | 1.0420 36.38*** | 0.9694 22.72*** | 1.0957 28.99*** | 0.9902 31.71*** | 1.2214 20.28*** | 1.0887 31.62*** | 1.0385 12.40*** |
| 自己資本比率 (t 値) | 0.0030 1.63 | 0.0036 1.34 | 0.0023 0.92 | 0.0045 2.00** | 0.0000 0.00 | 0.0011 0.46 | 0.0044 1.32 |
| ln（1 人あたり名目県内総生産） (t 値) | 0.2009 2.46** | 0.0581 0.32 | 0.2058 2.21** | 0.1246 1.03 | 0.1780 1.59 | 0.2269 2.20** | 0.3536 2.70*** |
| 補正 R^2 | 0.9987 | 0.9982 | 0.9987 | 0.9989 | 0.9983 | 0.9981 | 0.9990 |
| Hausman test | 19.86*** | 0.81 | 23.94*** | 0.41 | 26.91*** | 17.35*** | 7.11* |
| Chow test の F 値 | 2.50 | 2.012* | | 4.352*** | | 1.595 | |

（備考） 1. 計測期間は 2003 年度～2007 年度

2. 対象はデータに欠損値がある札幌銀行と一時国有化した足利銀行を除く地域銀行 107 行（単体決算）

3. *, **, *** はそれぞれ 10% 有意, 5% 有意, 1% 有意を示す

資金注入等により、自己資本を増強し、地域への安定的な資金供給を促す施策が必要になると考えられる。

2. 貸出金利鞘モデルの推定

2.1 問題の所在と限定

前章では、自己資本比率が9%を下回る状態で、資本が毀損した場合、貸出が抑制されるとの示唆を得たが、自己資本比率を改善するためには、収益力の強化が必要である。収益力の基礎は資金利益であり、その資金利益に影響を与えるのが利鞘であることから、本章では、利鞘を拡大し、収益力を強化するために何が必要かを論じる。前章で「価格」である貸出金利モデルを推定したが、地域銀行の損益への影響という観点では、貸出金利よりも貸出利鞘が重要である。そこで、本章では、前章の貸出金利モデルを拡張し、貸出利鞘モデルの推定を試みる。

2.2 先行研究

貸出金利鞘モデルの先行研究として、小野(2003)では、1997年度～2000年度を分析対象期間として、総資金利鞘を被説明変数とし、銀行の財務指標を説明変数に含むモデルについて推定した。その結果、信用リスクの代理変数である不良債権比率は有意ではあるが係数は小さく、信用リ

スクに見合った貸出金利の設定がなされているとは言いがたい、と指摘している。また、石橋(2007)では、地銀・第二地銀121行の1999年度～2003年度のパネルデータを用いて、信用リスク率控除後の貸出金利鞘について推定したところ、不良債権比率、短期資産比率、商業地公示地価などが利鞘に有意であった。

2.3 貸出金利鞘モデル

本稿では、2003年度～2007年度のデータをサンプルとし、説明変数には、利鞘は、域内の競争環境や貸出先の属性によって異なると想定されるため、1章の説明変数に、競争状況を示す貸出金シェアのハーフィンダール・ハーシュマン指数と自行の貸出金県内シェア、貸出金構成を示す個人ローン比率と中小企業向け貸出金比率を加えた。先行研究との相違は、こうした貸出金県内シェアなどの競争環境指標や個人ローン比率、中小企業貸出金比率などの貸出金構成を示す変数を加えて推定した点にある。また、被説明変数には、グロスの貸出金利鞘のほか、信用コスト率控除後のネットの貸出金利鞘についても推定した。信用コスト率は、信用コスト＝(一般貸倒引当金繰入額＋不良債権処理額)／期首期末平均貸出金残高とした。ただし、景気変動や算定方法によって信用コスト率は大きく振れるので、4期後方移動平均値を採用している。

(7)式 (貸出金利鞘モデル)

$$LM = \alpha + \beta_1 FINANCIAL_1 + \beta_2 FINANCIAL_2 + \chi_1 COMPETITION_1 + \chi_2 COMPETITION_2 + \delta_1 LOAN_1 + \delta_2 LOAN_2 + \varepsilon_1 LOCAL_1$$

(8)式 (信用コスト率控除後貸出金利鞘モデル)

$$LM - CC = \alpha + \beta_1 FINANCIAL_1 + \beta_2 FINANCIAL_2 + \chi_1 COMPETITION_1 + \chi_2 COMPETITION_2 + \delta_1 LOAN_1 + \delta_2 LOAN_2 + \varepsilon_1 LOCAL_1$$

LM: 貸出金利鞘

CC: 信用コスト率

FINANCIAL₁₋₂: 財務指標 (図表7参照)

COMPETITION₁₋₂: 競争指標 (図表7参照)

LOAN₁₋₂: 貸出金構成 (図表7参照)

LOCAL₁: 地域経済データ (図表7参照)

2.4 推定結果

推定期間は、2003年度～07年度のパネルデータで、対象サンプルは、前章と同様、データに欠損のある札幌銀行と一時国有化された足利銀行を除いた地域銀行107行である。推定方法はパネル推定で、Hausman テストの結果、両モデルとも固定効果モデルが選択された。記述統計量を図表7に示したが、貸出金利鞘は第二地方銀行の方が高いが、信用コスト控除後の貸出金利鞘では殆ど差がなくなっている。また、図表8で説明変数間の相関をみると、貸出金シェアのハーフィンダール・ハーシュマン指数と貸出金県内シェアの間に相関係数で0.539と一定の相関があり、留意を要するが、決定的な問題とは言えるレベルではなく、また、他の変数間にも大きな相関はみられない。

図表9で推定結果をみると、まずグロスの貸出金利鞘を被説明変数とする(7)式では、預金残高、貸出金シェアのハーフィンダール・ハーシュマン指数、貸出金県内シェア、個人ローン比率、中小企業向け貸出金比率、1人あたり実質県内総生産が有意となった。預金残高について有意に負にな

ることについては、資金量が大きい銀行は地域のトップ地銀であり、信用力の高い企業向けの貸出が多いことと、流動性が増して貸出姿勢が緩和されることから利鞘が小さくなると解釈すると矛盾がない。一方、自己資本比率については有意にはなかったが、これは、自己資本比率が高いグループにとっては自己資本比率と貸出姿勢には関係がみられないという前章の推定結果と整合的である。また、競争指標については、寡占度の高まりと、自行のシェア向上は金利交渉で優位になることから、有意に正になった可能性がある⁶⁾。貸出金構成については、個人、中小企業向け貸出は利鞘が大きいことを示唆している。1人あたり実質県内総生産が有意に負となるのは、景気の拡大期に信用格付がランクアップして利回りが低下するという前章の推定結果と整合的であった。

次に、信用コスト率控除後の貸出金利鞘を被説明変数とする(8)式では、自己資本比率、貸出金県内シェア、個人ローン比率、中小企業向け貸出金比率が有意であり、グロスの貸出金利鞘モデルでは有意だった預金残高、貸出金シェアのハーフィンダール・ハーシュマン指数、1人あたり実質県

図表7 パネルデータの記述統計量（貸出金利鞘モデル）

| | | 平均 | 標準 偏差 | 最大値 | 最小値 | 地銀 平均 | 第二地銀 平均 |
|-------|---------------------------|--------|----------|--------|--------|----------|------------|
| 被説明変数 | 貸出金利鞘（％） | 0.81 | 0.27 | 3.36 | 0.24 | 0.73 | 0.93 |
| | 貸出金利鞘－信用コスト率（％） | 0.08 | 0.51 | 3.09 | －3.24 | 0.07 | 0.08 |
| 説明変数 | | | | | | | |
| 財務指標 | ln（預金残高） | 14.30 | 0.84 | 16.12 | 12.30 | 14.69 | 13.73 |
| | 自己資本比率 | 9.82 | 1.70 | 14.51 | 2.17 | 10.47 | 8.90 |
| 競争状況 | ハーフィンダール・ハーシュマン指数（貸出金シェア） | 0.2826 | 0.1444 | 0.6740 | 0.0001 | | |
| | 貸出金県内シェア（％） | 21.2 | 14.4 | 49.5 | 0.30 | 28.5 | 10.8 |
| 貸出金構成 | 個人ローン比率（％） | 29.7 | 8.8 | 75.1 | 11.5 | 29.7 | 29.7 |
| | 中小企業向け貸出金比率（％） | 50.7 | 10.6 | 74.4 | 18.1 | 46.3 | 56.9 |
| 地域経済 | ln（1人あたり実質県内総生産） | 15.2 | 0.2 | 15.9 | 14.8 | | |

- （備考） 1. サンプルは、データに欠損値がある札幌銀行と一時国有化した足利銀行を除く地域銀行107行の2004/3～2008/3期単体決算
2. 貸出金利鞘＝貸出金利回り－（資金調達費用＋営業経費）／資金調達勘定平残
3. 信用コスト率＝（一般貸倒引当金繰入額＋不良債権処理額）／期首・期末平均貸出金残高の4期後方移動平均
4. 中小企業向け貸出金比率＝中小企業向け等貸出金比率－個人ローン比率

図表8 説明変数間の多変量散布図（貸出金利鞘モデル）



図表9 貸出利鞘モデルの推定結果（パネル推定）

| | | (7)式 | | (8)式 | |
|------------------|---------------------------|----------|----------|-----------------|---------|
| 被説明変数 | | 貸出金利鞘(%) | | 貸出金利鞘－信用コスト率(%) | |
| 説明変数 | | 係数 | t値 | 係数 | t値 |
| 財務指標 | ln(預金残高) | -0.7423 | -5.48*** | 0.3485 | 1.04 |
| | 自己資本比率 | 0.0049 | 0.59 | 0.1280 | 6.23*** |
| 競争状況 | ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金シェア) | 0.9980 | 1.94* | -0.2730 | -0.02 |
| | 貸出金県内シェア(%) | 0.0190 | 2.53** | 0.0429 | 2.31** |
| 貸出金構成 | 個人ローン比率(%) | 0.0071 | 2.26** | 0.0138 | 1.77* |
| | 中小企業向け貸出金比率(%) | 0.0087 | 2.90*** | 0.0160 | 2.16** |
| 地域経済 | ln(1人あたり実質県内総生産) | -1.3566 | -6.29*** | -0.6349 | -1.19 |
| 補正R ² | | 0.792 | | 0.628 | |
| Hausman test | | 93.68*** | | 18.07*** | |

- (備考) 1. 図表の***, **, *はそれぞれ1%有意, 5%有意, 10%有意を示す
 2. サンプルは, データに欠損値がある札幌銀行と一時国有化した足利銀行を除く地域銀行107行の2004/3~2008/3期単体決算
 3. 貸出金利鞘=貸出金利回り-(資金調達費用+営業経費)/資金調達勘定平残
 4. 信用コスト率=(一般貸倒引当金繰入額+不良債権処理額)/期首・期末平均貸出金残高の4期後方移動平均
 5. 中小企業向け貸出金比率=中小企業向け等貸出金比率-個人ローン比率

内総生産の3変数は有意にはならなかった。預金残高については、資金規模が大きい銀行は、グロスの利鞘は小さくなるが、信用力の高い企業向けの貸出が多くなることから、信用コストを考慮すれば利鞘との相関はなくなることを示唆している。また、自己資本比率についても、安定性が高い銀行は、信用力の高い企業向けの貸出が多くなることから信用コストが小さくなる傾向があり、信用コスト控除後の利鞘は大きくなる傾向がある。競争指標については、寡占度の高まりは、信用コストを考慮すれば有意ではないが、自行の県内シェア拡大は、グロスの利鞘に加えて、信用コスト控除後の利鞘も大きくなる傾向がある。貸出金構成については、吉澤（2009）が千葉銀行を対象にした分析で個人ローン、中小企業向け貸出が利鞘拡大に有効であることを示しているが、この推定結果は、地域銀行全体の傾向として、個人ローン、中小企業向け貸出が利鞘拡大に有効である可能性が高いことを示唆している⁽⁷⁾。1人あたり実質県内総生産が有意でなくなるのは、景気の拡大期に信用格付がランクアップしてグロスの利鞘は低下するが、信用コストも減少するので、信用コスト控除後の利鞘には影響を与えないと解釈できる。

2.5 分析から導かれた可能性

以上の推定より、地域銀行の収益拡大を実現するにあたって以下のような可能性が導かれる、①再編は、域外の地域銀行と統合するよりも、域内のシェアを高める県内銀行との統合の方が地域銀行の収益拡大に貢献する可能性が高い、②地域銀行の個人ローン、中小企業向け融資は信用コストを勘案しても収益に寄与しており、現在、各地域銀行が取り込んでいるリテール強化戦略は首肯される。

ま と め

本稿は、地域銀行の貸出行動について定量的な分析を試みることで、貸し渋りを防止するための政策や地域銀行が収益基盤を強化するための戦略について提案を試みた。

第1章では、実体経済に負の影響を与える「貸し渋り」の懸念が生じる経営状況とはどのような状態で、その予防のためにはどのような資本注入政策が必要なのかを明らかにすることを目的に、地域銀行の財務状況と貸出行動の関係について実証分析を行った。その結果、自己資本比率9%以上の地域銀行では、自己資本比率に対して貸出残高は有意ではない一方、9%未満の地域銀行では自己資本比率に対して貸出残高が有意に正となった。この結果から、景気が悪化し、銀行の自己資本が毀損する状況下において、地域内の全ての地域銀行で自己資本比率が9%を下回っているケースでは、地域内で十分な貸出供給が行われなくなる可能性があり、こうした状況下においては、公的資金注入等により、自己資本を増強し、地域への安定的な資金供給を促す施策が必要になると考えられる。

第2章では、自己資本比率を改善し、貸し渋りを防ぐためには、利鞘を拡大し、収益力を強化することが必要であるという問題意識のもと、貸出金利鞘モデルを推定した。その結果、信用コスト率控除後の貸出金利鞘を被説明変数とするモデルでは、自己資本比率、貸出金県内シェア、個人ローン比率、中小企業向け貸出金比率が有意に正となった。この結果から、地域銀行の利鞘を拡大し、収益拡大を実現するにあたっては、①再編は、域外の地域銀行と統合するよりも、域内のシェアを高める県内銀行との統合の方が地域銀行の収益拡大に貢献する可能性が高い、②地域銀行の個人ローン、中小企業向け融資は信用コストを勘案しても収益に寄与しており、現在、各地域銀行が取り組んでいるリテール強化戦略は首肯される、という可能性が導かれた。

地域銀行は、地場企業に資金を供給する地域にとって重要な経済主体であり、地域銀行が収益力を維持、強化させることが、地域経済の安定に寄与する。本稿から得られた、いくつかの分析から導かれた可能性が少しでも地域銀行の資金供給機能の維持や地域銀行自体の収益向上に資することを願い、本稿のむすびとしたい。

以 上

《注》

- (1) ここでの自己資本比率は自己資本比率規制上の自己資本比率を指す。
- (2) 本店所在地の 1 人あたり名目県内総生産を説明変数として採用した。
- (3) 2008 年 11 月 7 日の通達により、中小企業については条件変更先でも 5 年以内の経営改善計画を有していれば正常債権と認定するなど要管理債権の要件が緩和された。
- (4) 例えば正常先の中での格付の上方遷移では信用スプレッドに大きな差は生じない。
- (5) 例えば要注意先から正常先に格付が上方遷移すれば信用スプレッドは大幅に縮小する。
- (6) トップ行のシェアが高まれば、全体の寡占度は高まる可能性が高いが、2 位行のシェアがそれ以上に高まれば寡占度は低下するので自行のシェア拡大と寡占度の高まりは同義ではない。
- (7) 吉澤 (2009) では、貸出先別の収益率を全て開示している千葉銀行の 2009 年 9 月期決算を対象に、開示情報に調達金利と営業経費率に調整を加えた後の貸出先別利鞘を推計し、同行においては、信用コスト勘案後でも住宅ローン、消費者ローンの利鞘は、大・中堅企業向け貸出、中小企業向け

貸出の利鞘を上回ること示している。

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』, No. 24, 日本金融学会
- 小川一夫 (2003), 『大不況の経済分析』, 日本経済新聞社
- 小野有人 (2003), 「わが国金融機関の低スプレッド」, 『みずほリポート』, 2003 年 2 月 17 日号, みずほ総合研究所
- 佐々木百合 (2000), 「自己資本比率規制と不良債権の銀行貸出への影響」, 『金融システムの経済学』, 東京大学出版会
- 寺崎友芳 (2009), 「日銀統計と地銀決算データからみる地域銀行の貸出姿勢」, 『日経研月報』, 2009 年 4 月号, 日本経済研究所
- 堀内昭義 (1990), 『金融論』, 東京大学出版会
- 堀江康熙 (2001), 「「貸し渋り」の分析」, 『銀行貸出の経済分析』, 東京大学出版会
- 吉澤亮二 (2009), 「利ザヤ拡大への選択肢」, 『金融財政事情』, 2010 年 5 月 24 日号, (社)金融財政事情研究会

《Summary》

Determinants of the Outstanding Loan Balances and the Loan Profit Margins of Japanese Regional Banks

TERASAKI Tomoyoshi

A panel estimation of parameters on the outstanding loan balances and the loan profit margins of Japanese regional bank loans is conducted using micro-level data.

In the model that uses outstanding loan balance as a dependent variable, the model under normal market equilibrium is developed. A Chow test is then performed on the developed model using estimates for banks with high capital ratios and those with low capital ratios. The parameters on capital ratios of banks with low capital ratios are positive with statistical significance, indicating that capital damage may result in a credit crunch.

In the model that uses loan profit margins as a dependent variable, competition in the regional economy, economic climate and loan structure are included as explanatory variables. Results indicate that intra-prefecture share, personal loan ratio and small and medium sized business loan ratio are significantly positive toward the profit margins, even after the credit cost rate is deducted.

Keywords: Regional bank, Credit crunch, Loan profit margin, Panel estimation, Chow test