

《論文》

# 地域銀行のZスコアに見る経営安定性の分析

杉山 敏啓

## 1. はじめに

地域銀行の収益低迷が問題視されている。金融庁は毎年発表する金融行政方針等で、地域金融機関の本業とも言える顧客向けサービス業務の利益をモニタリング<sup>(1)</sup>し、複数年度連続して赤字となる銀行数の増加傾向を指摘した上で、地域銀行の経営の持続可能性について懸念を述べている。

日本銀行は本邦金融機関の低収益性の原因について2017年の金融システムレポートでは、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示唆し、「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<sup>(2)</sup>」と述べ、低金利政策の影響は認めつつも、金融機関間の競争激化が続いていることを指摘した。2019年の金融システムレポートでは「基礎的収益力を示すコア業務純益は、地域金融機関を中心に、低下傾向が続いている<sup>(3)</sup>」と指摘し、金融機関の基礎的収益力を向上させる上で「経営統合やアライアンスも有効な選択肢となり得る<sup>(4)</sup>」と述べている。

日本銀行のマイナス金利政策の長期化等を背景に資金利益が低迷する状況下で、地域金融機関が基礎的収益力の回復を図る上では経費効率性の改善は有効策であり、営業エリアが重複する地域金

融機関同士の再編は、店舗や本部機能といった重複する経営資源の統廃合効果が期待される。政府の未来投資会議2019年では、人口減少を背景とした地方の生活インフラ維持のために、地域銀行などについて集中的な再編を後押しする議論が行われた。そして、シェアが高くなっても特例的に経営統合が認められるよう、10年間の時限措置として独占禁止法の適用除外を認める特例法が2020年5月の国会で可決、成立した。同特例法の時限措置期間中、特定地域基盤企業（乗合バス事業者及び地域銀行）には独禁法が適用されない。営業エリアが重複する地域銀行同士の再編が今後進めば、金融競争度（金融機関間の競争度合い）は現状よりも寡占化の方向に変化する可能性がある。この変化は、金融機関の経営安定性を高めて、地域の金融サービスの持続可能性を高める方向に作用するのであろうか。

本研究は、金融機関の経営安定性指標として先行研究で多用されているZスコアを本邦の地域銀行（地方銀行+第二地方銀行）について算出して、この指標の水準と性質を確認した後、金融競争度の変化がZスコアに及ぼす影響を分析する。金融機関間の競争度合いを測る指標として価格費用マージン（ラーナー指数、マークアップ）と店舗シェアによるハーフィンダール指数（Herfindahl-Hirschman Index, 以下HHI）の逆数を用いる。

(1) 金融庁（2019）では地域銀行105行中、顧客向けサービス業務の利益が2期連続赤字の銀行数は45行で、5期以上の連続赤字の銀行数は27行であると指摘している（78ページ）。

(2) 日本銀行（2017b）60ページ。

(3) 日本銀行（2019a）63ページ。

(4) 日本銀行（2019b）2ページ。

## 2. 先行研究

金融機関の競争度と経営安定性との関係を巡る先行研究では、価格競争度指標にラーナー指数などをとり、経営安定性指標にZスコアをとって、Zスコアに対して競争度指標が及ぼす影響を実証分析するアプローチが多用されている。尾島(2017)などの先行研究によると、銀行等の競争政策と金融機関の経営安定性との間には、次の2つの見方が存在すると紹介される。

第1の見方は、銀行間の競争が個別銀行の経営ひいては金融システムの脆弱性を高めるというcompetition-fragility view (c-f)<sup>(5)</sup>である。銀行間競争が強まると銀行の得る利鞘が縮小し損失吸収力が低下するほか、銀行が収益獲得を目指してリスクテイク姿勢を強めて、銀行の自己資本が毀損されやすくなるという関係性を重視した見方である。

第2の見方は、銀行間の競争が個別銀行の経営ひいては金融システムの安定性を高めるというcompetition-stability view (c-s)<sup>(6)</sup>である。銀行間競争が強まると借入先の資金調達可能性が改善して借入先のデフォルト・リスクが低下し、銀行の信用コストの減少を通じて銀行経営が安定化するという関係性を重視した見方である。

Berger, Klapper, Turk-Ariss (2009) は、相反する2つの見方のいずれが支持されるのかについて実証分析による確認を行い、c-fの成立を示唆した。先進23ヶ国の1999～2005年の銀行別パネルデータを用いて、Zスコア等の経営安定性指標を被説明変数とし、ラーナー指数等の競争度指標を説明変数とした回帰分析を行い、低い競争度と高い経営安定性との関係を示す係数符号からc-fを示唆する結果を示した。そしてこの結果は、銀行合併が全体としては健全な銀行を生み出すことを示唆すると述べている。

Liu & Wilson(2011) は、相反する2つの見方は、国・地域、データ期間、金融機関の業態によって異なると述べた上で、日本の預金取扱金融機関を対象に、c-fとc-sのいずれが支持されるのかを、2000～2009年の金融機関別パネルデータを用いて業態別に実証分析している。全国展開する都市銀行についてはc-sを支持する一方、営業エリアが地域限定である中小・地域金融機関(地方銀行、第二地方銀行、信用金庫、信用組合)についてはc-fを支持する結果を示す。この結果を踏まえて、日本の金融当局は業態が直面する競争とリスク環境の相違を考慮し、都市銀行と中小・地域金融機関とで異なる対応をとるべきであると述べている。これは中小・地域金融機関における競争促進策を積極的には支持しない意見であると解釈される。

McMillan D&McMillan F (2016) は、米国銀行市場について競争度と経営パフォーマンスの関係性を分析している。競争度指標として1994～2009年のHHIとラーナー指数を計測し、2000年代前半から中盤にかけてはHHI、ラーナー指数ともに上昇傾向を辿っており、米銀では競争低下が進んだと述べる。だが世界的金融危機以降は、銀行部門の業績悪化を背景としてラーナー指数は低下したと指摘する。米銀の経営パフォーマンス指標として利益率、利益率持続性、Zスコア(安定性)、純資産比率を被説明変数にとり、競争度指標との関係性を1994～2009年の銀行別パネルデータを用いて実証分析したところ、ラーナー指数は利益率・安定性とはポジティブ関係であり、金融機関の価格支配力の上昇は、収益率改善や内部留保蓄積を通じて安定性向上に資することを示唆した(すなわちc-f)。HHIはZスコアとはポジティブ関係であるが利益率とはネガティブ関係であり、寡占化が金融機関の利益率を高めるという関係は示唆されていない。銀行の競争度と利益率・安定性の関係性は計測期間によって変化しており、市場の競

(5) Keeley (1990) は、銀行間競争は貸出金利および純金利利鞘を低下させることで銀行免許価値を毀損させ、銀行によるリスクテイク・インセンティブを高めることで、高い脆弱性に帰結することを述べたc-fを支持する先行研究の一つである。

(6) Boyd and De Nicolo (2005) は、銀行間競争による貸出金利の低下は、借り手の資金調達コストを抑制し企業活動を活性化することで、貸出デフォルト率を低下させ、全体としては銀行経営リスクを低減させることを述べたc-sを支持する先行研究の一つである。

争度合いと金融機関の安定性とは単純な関係ではないと指摘している。

日本銀行(2017a)は、わが国の地域金融機関データ(地域銀行と信用金庫)を用いて競争度指標マークアップと経営安定性指標Zスコアを計測した上で、両指標の関係性を分析し、マークアップとZスコアの関係は逆U字型であることと、Zスコアを最大化するマークアップの水準は約1.3%ptであることを示した。地域金融機関のマークアップの中央値は、1990年度頃には1.3%pt近傍にあったが、その後は低下した。金融機関間の競争激化により、地域金融機関の経営安定度は低下しており、近年ではc-fが合致する状況にあると述べている。日本銀行ワーキングペーパーである尾島(2017)は日本銀行(2017a)で示されたマークアップとZスコアの関係性分析について、Liu & Wilson(2011)の分析を拡張して長期の地域金融機関パネルデータを構築の上、競争度指標としてラーナー指数に代えてマークアップをとり、日本銀行(2017a)で述べられている結論のエビデンスを提示している。

### 3. 地域銀行の経営安定性指標

#### (1) Zスコアの算出方法

$$Z\ score_{it} = \frac{\mu_{it}^{ROA} + E/TA_{it}}{\sigma_{it}^{ROA}} \quad 1式$$

$\mu_{it}^{ROA}$  総資産利益率の期待値  $\sigma_{it}^{ROA}$  総資産利益率の標準偏差  $E/TA_{it}$  純資産比率  $i$  金融機関  $t$  時間

Zスコアは、評価対象企業の収益率、収益率のボラティリティ、自己資本比率の3要素から算出される、デフォルト・リスクの大小を評価する経営安定性指標として知られている。金融機関のZスコアは1式で定義される。

金融機関の収益と自己資本は、リスクが顕在化して損失が生じた時に当該損失をカバーする、いわば「損失吸収バッファー」の役割を果たす。Zスコアは1式にある通り、分母に利益率の変動をとり、分子に利益率と自己資本比率をとっており、スコアの値は、分母の何倍の損失吸収バッファーを備えているかを表している。Zスコアが高いほど金融機関の経営安定性は高く評価される。

評価対象銀行のZスコアを算出するためには、Zスコアを構成する3要素について銀行別・時系列のデータを必要とする。3要素の定義と過去データ観測期間について、先行研究と本研究における対応を図表1に示す。本研究は日本銀行(2017a)および尾島(2017)に習って自己資本比率にはE/TA(純資産比率)の当該年度計数を用い、利益率の期待値 $\mu$ にはROA(総資産経常利益率)の3年移動平均を用いることにより、評価対象銀行における最近のデータによって損失吸収バッファーの状況の評価する一方、リスク $\sigma$ にはROAの過去10年間データの標準偏差 $\sigma^{ROA}$ を用い

図表1 Zスコアの算出方法 —先行研究と本研究の比較—

研究	対象	過去データ期間	Zスコアの定義		
			自己資本比率	ROA	$\sigma$ ROA
稲葉・服部(2006)	都市銀行,地方銀行	1996-2005年度	5年平均E/TA	5年平均	5年標準偏差
稲葉・服部(2007)	産業別	1971-2004年度	5年平均E/TA	5年平均	10年標準偏差
岩本・森(2010)	信用金庫	1999-2006年度	当期E/TA	当期	10年標準偏差
McMillan D & McMillan F(2016)	米銀	1994-2009年	当期E/TA	当期	4年標準偏差
日本銀行(2017a),尾島(2017)	地域銀行,信用金庫	1985-2015年度	当期E/TA	3年平均	10年標準偏差
本研究	地域銀行	2001-2018年度	当期E/TA	3年平均	10年標準偏差

ることにより、評価対象銀行が長期的見地で遭遇したリスクを評価する立場をとった。

ROAについて正規分布の形状を評価するならば、過去データ観測期間は $\mu$ 、 $\sigma$ ともに揃えるべきとの指摘が予想される。しかしながら地域銀行のROAは近年低下傾向にあり、これを仮に $\sigma$ の過去データ観測期間に合わせて過去10年移動平均とすると、非保守的なZスコアの値となる。Zスコアが経営安定性指標であるという点を鑑みると、分子の損失吸収バッファは評価基準時点から将来に亘って生じうるリスクをカバーする計数であることが期待されるため、 $\mu$ の移動平均期間を $\sigma$ の算出期間よりも短縮する日本銀行(2017a)および尾島(2017)の保守的対応は首肯される。

自己資本比率は、各研究ともバーゼル規制の自己資本比率ではなく貸借対照表の純資産比率(E/TA)をとっている。バーゼル規制の自己資本比率は、個別行の資産内容に応じたリスクウェイトやリスクアセット計測手法の影響を受けることになるが、純資産比率とすることによってリスクウェイトに関する個別行の事情が影響しなくなる。また比率の分母がROAと同じ定義となり、3要素の分母の整合性が確保される。

## (2) Zスコアの算出結果

本邦地域銀行についてZスコアを構成する3要素の推移を図表2に示し、算出したZスコアの推移を図表3に示す。世界的金融危機の時期(2008年度)には、利益率の低下、純資産比率の低下、利益率のボラティリティの上昇によってZスコアの低下が見られる。世界的金融危機以降はROAの水準回復とボラティリティの低下、純資産比率の上昇によってZスコアは上昇基調で推移している。近年の推移に関して、地域銀行の低収益性問題によってZスコアが低下し、経営安定性が損なわれる兆候は、これらの図表からは窺われない。

地域銀行のZスコア(50%タイル値)の対前年度比変動要因を分解して見ると(図表4)、世界

的金融危機以降は分母要因である $\sigma^{ROA}$ の安定化がZスコアの改善に寄与してきたことが分かる。分子要因はZスコアの悪化に寄与した年度が複数観測される(純資産比率は2015年度・2016年度・2018年度、ROAは2016年度・2017年度・2018年度についてZスコアの悪化に寄与)。このように2015年度以降の推移に関して、損失吸収バッファの役割を担うZスコアの分子は、堅調であったとは言いにくい。

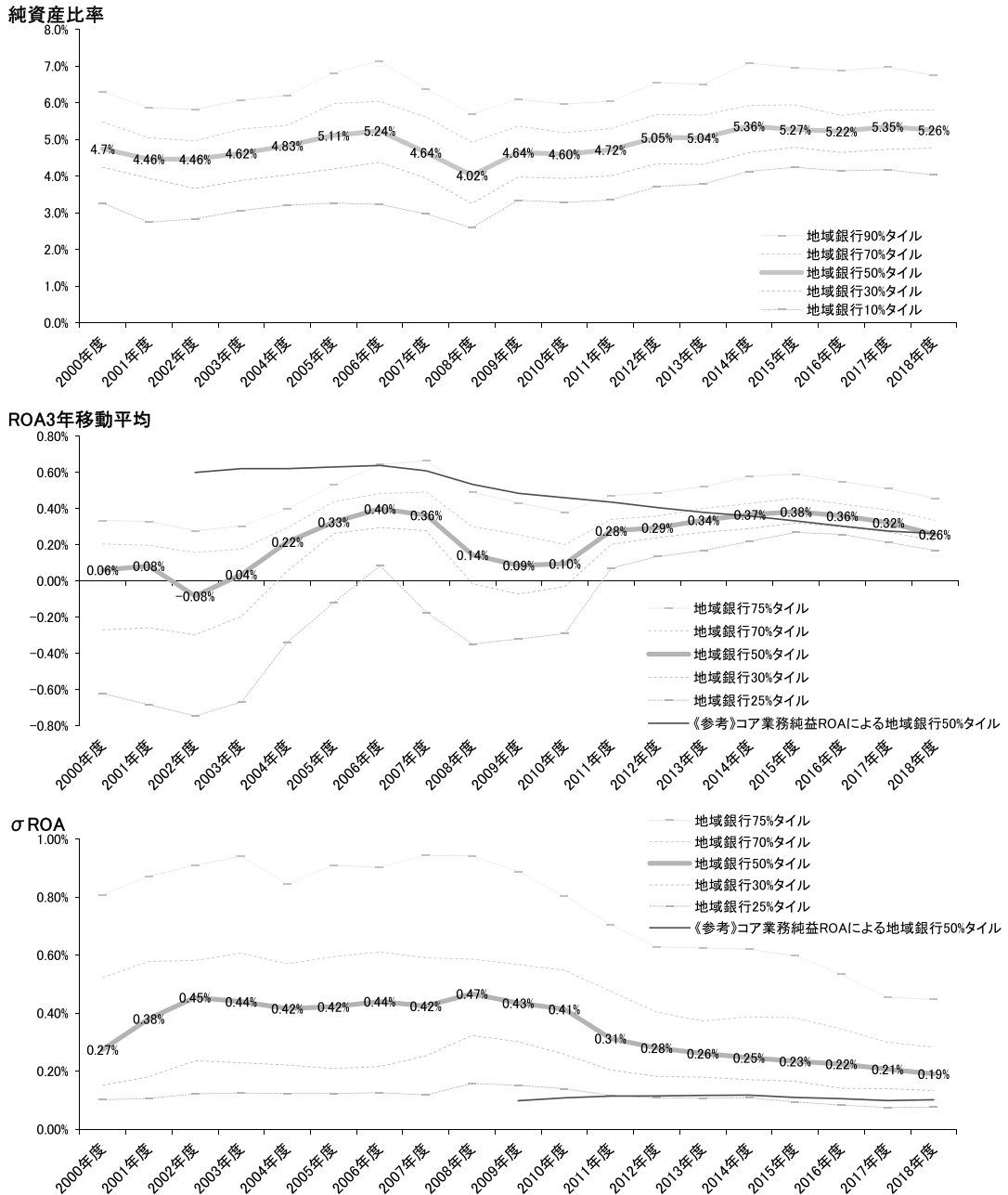
ROA(総資産経常利益率)には有価証券関係損益(有価証券の益出しや損切り等による損益)の影響も表れる。有価証券関係損益も銀行の最終損益の変化を通じて自己資本を変化させる要因であるため、Zスコアの計測に際して総資産経常利益率を用いることは適切な対応であると言える。ただし、地域銀行によっては基礎的収益力を示すコア業務純益が低迷をする中、決算対策として有価証券の益出しを行っている先もあるとみられる。こうした決算対策に用いられることがある有価証券関係損益(債券5勘定と株式3勘定)の影響が含まれない場合についても確認しておくために、本研究ではコア業務純益ROA(コア業務純益÷総資産残高)を用いたZスコアについても計測し、図表2,3にはコア業務純益ROAによる地域銀行50%タイルを参考掲載した<sup>(7)</sup>。

コア業務純益ROAは通減基調での推移が見られる(図表2)。2014年度~2017年度は総資産経常利益率の方がコア業務純益ROAよりも地域銀行50%タイル値の水準が高くなっており、有価証券の益出しによって経常利益がかさ上げされていた可能性が窺える。コア業務純益ROAによる $\sigma^{ROA}$ は、総資産経常利益率による $\sigma^{ROA}$ よりも水準が低く、その時系列推移も相対的には安定しているように見える(図表2)。コア業務純益には債券5勘定、株式3勘定、不良債権処理費用の変動が表れないことが低ボラティリティの一因であると思われる。

(7) 債券5勘定の収支戻は国債等債券売却益+国債等債券償還益-国債等債券売却損-国債等債券償還損-国債等債券償却であり国債等債券関係損益とも呼ばれる。株式3勘定の収支戻は株式等売却益-株式等売却損-株式等償却である。コア業務純益=業務純益+一般貸倒引当金繰入額-国債等債券関係損益であり、債券5勘定および株式3勘定(その他経常収益・費用に含まれる)は影響しない利益である。個別銀行のコア業務純益は2000年度より過去実績データを用意したため、ROA3年移動平均は2002年度、 $\sigma^{ROA}$ とZスコアは2009年度が参考掲載の始点となる。

地域銀行のZスコアに見る経営安定性の分析

図表2 地域銀行のZスコア構成要素の推移



(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」

純資産比率は各年度計数, ROAは総資産経常利益率, σROAは10年標準偏差

ROA 3年移動平均・σROAにはコア業務純益ROAによる地域銀行50%タイルを参考掲載

標準偏差は過去10年度間データから算出するが, 2018年度については世界的金融危機時の2008年度が算出データ期間から外れることに起因する激変が生じる(そのまま計測すると地域銀行50%タイルは0.09%となる)ため, 2018年度の標準偏差は当該年度および過去10年度間の計11データから算出することとした

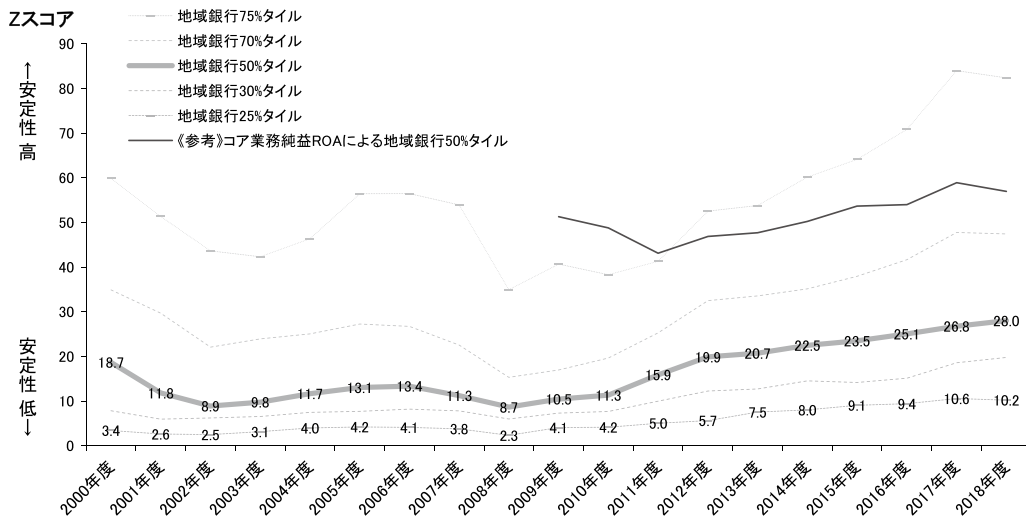
図表3に参考掲載したコア業務純益ROAによるZスコアの推移を見ると、2011年度を底として2017年度まで上昇基調を辿っている。総資産経常利益によるZスコアの地域銀行50%タイトルと比べ

た絶対水準が高いが、 $\sigma^{ROA}$ の水準の相違によるところが大きいと言える。

(3) Zスコアの理論的解釈

1968年に発表されたAltmanのZスコアモデル

図表3 地域銀行のZスコアの推移

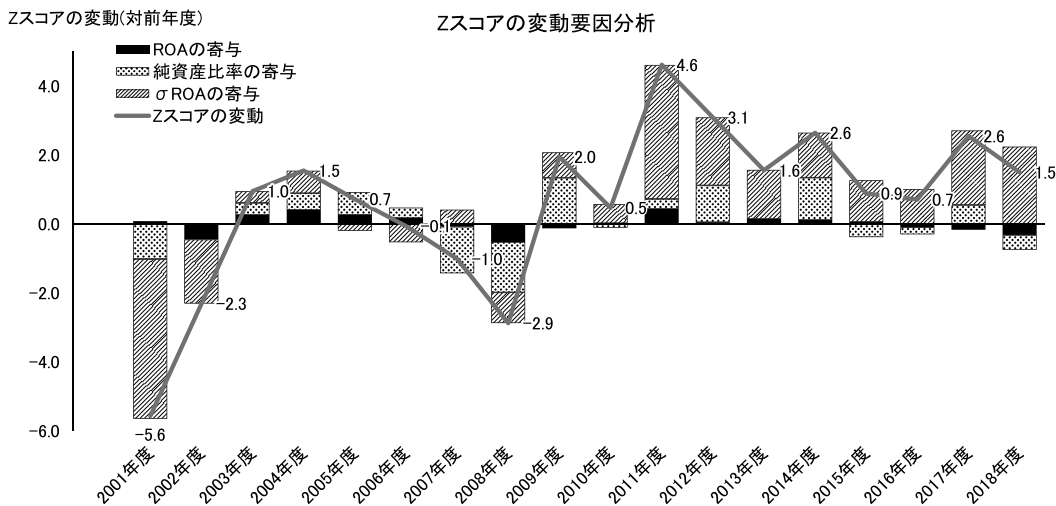


(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」

$$Z \text{スコア} = (\text{ROA 3年移動平均} + \text{純資産比率}) \div \sigma \text{ROA}$$

コア業務純益ROAによる地域銀行50%タイトルを参考掲載

図表4 地域銀行のZスコアの対前年度比変動要因



(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」

Zスコア地域銀行50%タイトル値の変動(対前年度)を3つの要因別に寄与度内訳を計算したもの

ル<sup>(8)</sup>は、企業の財務指標を用いた判別分析によって倒産・非倒産を判別するものであった。その後、信用リスク計量化手法は進化し、企業の倒産確率を推計するモデルが主流となっていった。

金融機関の経営安定性指標として学術研究分野で多用されているZスコアは、評価対象金融機関のデフォルトまでの距離をROAの標準偏差の個数で測ったものである。Boyd & Runkle (1993)に解説されている通り、t年の銀行iの損失額(確率変数)が自己資本額(定数)を超える債務超過の状況をデフォルト(倒産)と認識するとき、損失額・自己資本額を総資産で除するとそれぞれ総資産利益率(ROA)・純資産比率(E/TA)であるので、銀行iの倒産確率は2式になる。

確率変数であるROAが平均 $\mu$ 、標準偏差 $\sigma$ の正規分布に従うと仮定すると、標準化によってROAは標準正規確率変数Zに換算され、 $-E/TA$ は $-Z$ スコアに換算されて、銀行iの倒産確率は3式になる。以上の通り、ZスコアはROAが正規分布に従う仮定の下、資本を枯渇させるだけの損失を標準偏差の個数で表した値に相当する。

図表3に示した地域銀行のZスコアを、標準正規分布に当てはめて単年の倒産確率を求めると、世界的金融危機時である2008年度の地域銀行50%

タイル値(Zスコア=8.7)の倒産確率は0.00%であり、地域銀行25%タイル値(Zスコア=2.328)の倒産確率は0.99%と計算される。2018年度の地域銀行25%タイル値(Zスコア=10.2)の倒産確率は0.00%と計算される。倒産確率の絶対水準を見る限りは、2018年度において深刻な経営安定性の毀損は起こっていないとみられる。

しかしながらZスコアは、経営安定性毀損の判定ポイントを債務超過としている点に注意が必要である。金融機関に対しては早期是正措置制度<sup>(9)</sup>が導入されており、債務超過に陥って預金者に影響を及ぼす事態となるよりも手前で、経営健全性が低下した金融機関は金融システムから退出等を促すこととしている。金融機関の収益性が低下して赤字体質となった場合、早期警戒制度<sup>(10)</sup>によって業務改善命令を受ける可能性がある。何をもって経営安定性が毀損されたかと判定するかによって、その判定ポイントに抵触する確率も異なってくる。

評価対象銀行の損失吸収バッファの状況を、債務超過、早期是正措置(早期是正措置制度の発動基準への抵触)、赤字体質転落(早期警戒制度の発動懸念の高まり)という3段階に分けて、それぞれに応じた経営安定性毀損の判定ポイントを

$$\Pr(\pi_{it} < -E_{it}) = \Pr\left(\frac{\pi_{it}}{TA_{it}} < -\frac{E_{it}}{TA_{it}}\right) = \Pr\left(ROA_{it} < -\frac{E_{it}}{TA_{it}}\right) = \int_{-\infty}^{-E/TA} \phi(r) dr \quad 2式$$

$\pi$  損失額  $E$  自己資本額  $TA$  総資産  $E/TA$ =純資産比率  $\pi/TA=ROA=r$   
 $\Pr()$  確率密度関数  $\phi(r)$  ROAの正規分布  $i$  金融機関  $t$  時間

$$\Pr\left(ROA_{it} < -\frac{E_{it}}{TA_{it}}\right) = \Pr\left(Z < -\frac{\frac{E_{it}}{TA_{it}} + \mu_{it}}{\sigma_{it}}\right) = \Pr(Z < -Zscore_{it}) = \int_{-\infty}^{-z} N(0,1) dz \quad 3式$$

$\mu$  ROAの平均  $\sigma$  ROAの標準偏差  $\frac{E_{it} + \mu_{it}}{\sigma_{it}} = Zscore_{it} = z$   $Z$  標準正規確率変数  
 $\Pr()$  確率密度関数  $N(0,1)$  標準正規分布  $i$  金融機関  $t$  時間

(8) 原典はAltman, E. I. (1968)である。

(9) 早期是正措置制度は、預金取扱金融機関についてパーゼル自己資本比率が所定水準を下回った場合に業務改善命令や業務停止命令を出すことで、経営に行き詰まった金融機関の金融システムからの早期退出を促す制度(1998年に導入)である。

(10) 早期警戒制度は、預金取扱金融機関について早期是正措置には抵触していない状況であっても収益性が悪化している場合に業務改善命令等を出すことによって、金融機関の経営健全性の早期回復を促す制度(2002年に導入)である。金融庁は2019年6月に早期警戒制度を改正し、中小・地域金融機関について足元の収益実態に留まらず、持続可能な収益性や将来にわたる健全性に着目したモニタリングを行い、早めの経営改善を促していく制度運用としている。

置いて、判定ポイントに抵触する標準偏差の個数および抵触確率を計算するアイデアを図表5に示す。図表中の数値例には、各例示年度においてZスコアが地域銀行50%マイル以下であったサンプルの算術平均値を各計数について示した。世界的金融危機時の2008年度について見ると、判定ポイントを債務超過とした抵触確率（すなわち倒産確率）は0.00%と計算されるが、判定ポイントを早期是正措置発動とした抵触確率は3.60%、判定ポイントを赤字体質転落とした抵触確率は28.12%と計算される。

2018年度について個別地域銀行のZスコアの分母と分子をプロットして図表6に示す。横軸（Zスコアの分母）は $\sigma^{ROA}$ である。縦軸（Zスコアの分子）は損失吸収バッファである。3段階の経営健全性毀損の判定ポイント（債務超過、早期是正措置、赤字体質転落）毎にマーク分けして示した。プロット図の傾きは、判定ポイント抵触までの標準偏差の個数を意味し、判定ポイントを債務超過とする損失吸収バッファ（ $\mu + E/TA$ ）の場合、傾きはZスコアになる。判定ポイントを早期是正措置とする損失吸収バッファは、Zスコアの分子から各行の最低所要自己資本の相当分を控除した値である。判定ポイントを赤字体質転

落とする損失吸収バッファは、単年度だけの赤字転落は一過性の場合もあり判定基準としては厳し過ぎると思料されるため、過去3年度合計の利益が全て消失するほどの赤字となる状態を赤字体質転落とみなすこととし、損失吸収バッファは過去3年度計の $\mu$ とした。図表中には抵触確率1%線（傾き2.33）と10%線（傾き1.28）を参考提示した。

判定ポイントを債務超過とする場合、全てのサンプルの傾きは抵触確率1%線よりも大であり、債務超過の抵触確率は0%に近い水準であることが窺える。判定ポイントを早期是正措置とする場合、抵触確率1%線にかなり接近するサンプルがみられる。判定ポイントを赤字体質転落とする場合、抵触確率1%を超えるサンプルが多数みられる。債務超過の抵触確率（標準正規分布から算出される保有期間1年間の倒産確率）が0%に近い水準であったとしても、早期是正措置の発動懸念や早期警戒制度の発動懸念が高まる状況にまで損失吸収バッファが毀損されるとなれば、当該金融機関の信用は低下し、流動性リスクの高まりを併発するなどして経営危機に追い込まれてゆく可能性は否定できない。このように債務超過の抵触確率が0%に近い低水準で計算されているとして

図表5 経営安定性毀損の判定ポイント別の標準偏差の個数の計算

標準正規分布のイメージ Z	1 0 -1 -2 -3 -4	損失吸収バッファ の状況	経営健全性 毀損の 判定ポイント	判定ポイント抵触 までの標準偏差 の個数の式	判定ポイント別 標準偏差の個数と抵触確率					
					2008年度		2013年度		2018年度	
					標準偏差 の個数	抵触確率	標準偏差 の個数	抵触確率	標準偏差 の個数	抵触確率
		赤字体質転落の回避	赤字体質転落	過去3年度計の $\mu / \sigma$	0.58	28.12%	1.88	3.01%	2.97	0.15%
		早期是正措置の回避	早期是正措置	$(\mu + E/TA - \text{capr} \cdot RW) / \sigma$	1.80	3.60%	7.16	0.00%	10.22	0.00%
		債務超過の回避	債務超過	Zスコア= $(\mu + E/TA) / \sigma$	4.98	0.00%	11.81	0.00%	16.94	0.00%
		債務超過								
				過去3年度計の $\mu$	0.28%		0.76%		0.97%	
				$\mu$	-0.14%		0.31%		0.25%	
				E/TA	3.4%		4.6%		5.1%	
				$\sigma$	0.81%		0.51%		0.38%	
				RW	52%		48%		52%	
				該当サンプル数	51行		51行		50行	
				うち国際統一基準行	0行		0行		2行	

各例示年度においてZスコアが地域銀行50%マイル以下であったサンプルの算術平均値を各計数について示した。標準偏差の個数は、債務超過・早期是正措置・赤字体質転落の判定ポイント抵触までの値を示した。抵触確率は標準偏差の個数を標準化変数とした標準正規分布から計算した。早期是正措置発動基準の自己資本比率(capr)は国内基準行は自己資本比率4%、国際統一基準行は総自己資本比率8%を置いてRWは平均リスクウェイト(リスクアセット÷総資産)、capr\*RWは損失吸収バッファに占める最低所要自己資本の相当部分。赤字体質転落は各例示年度を含む過去3年度計の $\mu$ を損失吸収バッファとして置いた。



も、金融機関の経営安定性の評価指標としてZスコアを用いる意義はあると言える。

#### 4. 地域銀行の金融競争度指標

##### (1) PCMの指標定義

価格費用マージン(PCM: Price Cost Margin)は、ある生産物市場における、生産者の価格支配力の程度を示す指標であり、価格と限界費用との乖離が少ないほど完全競争に近い状態と考えられる。

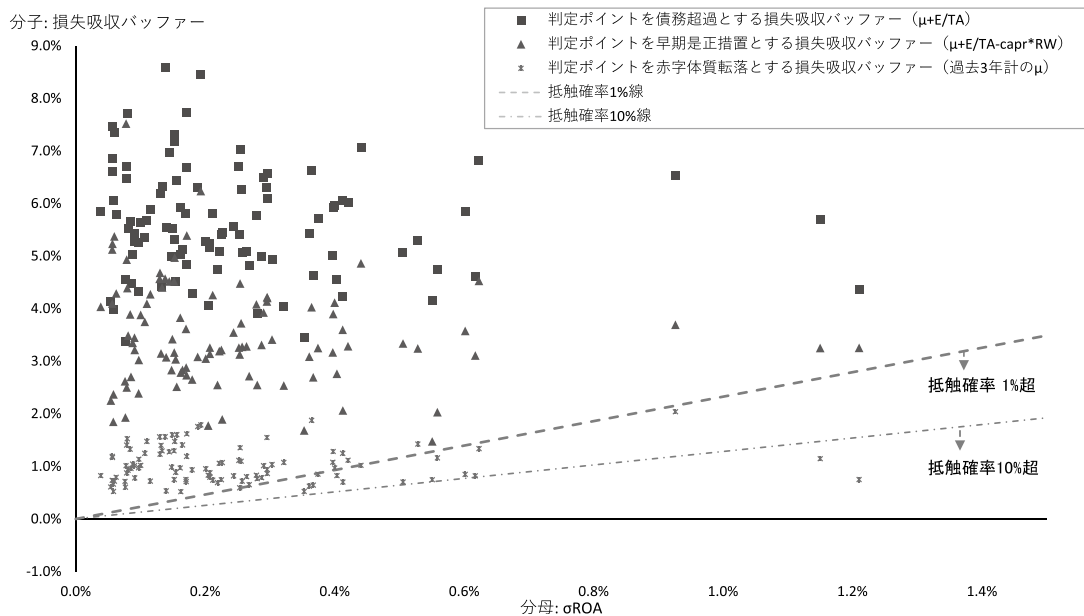
ラーナー指数(Lerner index)は価格と限界費用との乖離率を表し、マークアップは価格と限界費用との乖離幅を表すPCMである。市場価格を

P、限界費用(率)をMC、売り手企業である金融機関i、時間tとすると4式、5式で記述される。

日本銀行(2017a)ではマークアップを地域金融機関別×年度別に評価し、その年毎の推移を信頼区間25~75%等による個別金融機関の分布とともに示して地域金融機関の競争状況を表わし、価格競争化の進行が指摘されている。PCMとしてラーナー指数ではなくマークアップを用いた理由として、ラーナー指数では市場金利Pの低下影響が現れることを挙げている<sup>(11)</sup>。

本研究では地域銀行のPCM(ラーナー指数、マークアップ)を計測し、価格競争の状況を確認

図表6 地域銀行のZスコアの分母・分子のプロット(2018年度)



(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」

抵触確率 1% 線は、1 - 確率 1% の標準正規分布の標準化変数 2.33 の傾きの直線

抵触確率 10% 線は、1 - 確率 10% の標準正規分布の標準化変数 1.28 の傾きの直線

早期是正措置発動基準の自己資本比率 (capr) は国内基準行は自己資本比率 4%、国際統一基準行は総自己資本比率 8% を置いた

赤字体質転落は 2018 年度を含む過去 3 年度計の  $\mu$  を損失吸収バッファとして置いた

(11) 日本銀行(2017a)は「BOX 3 地域金融機関の競争激化とその背景」において、ラーナー指数に替えてマークアップを用いた理由を「ラーナー指数は、一般に  $(P-MC)/P$  として定義されるが、低金利環境下では、銀行の市場支配力に変化がない場合でも、分母の P の低下に伴って指数が上昇する傾向がある。このBOXでは、そうしたバイアスを調整するために、P-MCを競争指数として用いる。」と記述している。

した上で、Zスコアとの関係性の分析に用いる。PCMの計測に際しては市場における産出量（生産物）、価格、費用を定義する必要がある。

金融機関の産出量を測る代表的指標として、総資産残高、貸出金残高、預金残高などが挙げられる。筒井（2009）は、信用金庫の産出量を貸出金残高と定義した上で、価格として貸出金利をとるケース、貸出利鞘をとるケースを計測しており、費用は各ケースに応じて定義している。McMillan D&McMillan F（2016）は、銀行の産出量を総資産残高と定義した上で、価格として総資産経常収益率をとっている。価格の分子である経常収益は資金調達費用控除前であり、資金調達費用は費用側に含めている。日本銀行（2017a）および尾島（2017）も産出量は総資産残高、価格は総資産経常収益率、費用は資金調達費用+営業経費と定義している。

本研究で計測するPCMの指標定義について述べる。産出量について、今日の金融機関業務は多様化しており、貸出金残高を産出量とするのは絞り込み過ぎであると思われる。金融機関の全体的な産出量を測る指標として日本銀行（2017a）および尾島（2017）やMcMillan D&McMillan F（2016）と同じく総資産残高と定義した。

価格の分子となる収益について、銀行等の損益計算書の「経常収益」という勘定科目は、資金運用収益、役務取引等収益、特定取引収益、その他業務収益、その他経常収益、信託報酬を集約した科目である。金融機関の経営計画策定や期中進捗管理において、この集約科目は主要経営指標（KPI）としてポピュラーではない。なぜならば資金運用収益には資金調達費用が対応し、役務取引等収益には役務取引等費用が対応するように収益側と費用側の科目をセットで見ないと、適切な収益評価にはならないからである。金融機関の収益管理では資金利益（資金運用収益-資金調達費

用）をはじめとして、収支ネット計数を注視したマネジメントが行われている<sup>(12)</sup>。

金融機関の損益計算書には、一般事業法人における売上高や売上原価という勘定科目はないが、売上総利益に相当する計数として業務粗利益が重視されている。金融機関の収益管理実態<sup>(13)</sup>に照らし合わせると、価格の分子となる収益には業務粗利益をとることが適当と考えられる。分母となる産出量は総資産であり、価格としては総資産業務粗利益率をとることとした。

経費率の分子となる費用は、収益（価格）の定義と理論的整合性を取って決定されるべきである。先行研究のうちMcMillan D & McMillan F（2016）や日本銀行（2017a）が経費として広義に資金調達費用+営業経費をとっているのは、価格の分子に資金調達費用控除前の経常収益をとっていることへの対応である。本研究では価格の分子を業務粗利益とするため、費用には損益計算書の営業経費（人件費+物件費・税金）をとることとした。業務粗利益は銀行全体の売上総利益に相当し、営業経費は銀行全体の費用に相当するため、収益側（価格側）と費用側との整合性が確保される。

## （2）限界費用の推定

限界費用は各金融機関の財務諸表から直接観測はできない。このため先行研究に習ってトランスログ型費用関数の前提を置いたパネルデータ推定を行った。費用関数は $C=f(Q,W)$ として表される。Cは経費、Qは産出量、Wは生産要素価格ベクトルである。トランスログ型費用関数の推定式を6式に示す<sup>(14)</sup>。バー<sup>^</sup>を付けた説明変数は「各計数-パネル平均値」を意味し、ハット<sup>^</sup>は推定値を意味する。7式は各生産要素の営業経費に占めるシェア（ $s1_{it}$ ,  $s2_{it}$ ）を定式化するシェア関数である。本研究では人件費シェア $s1$ は（平均年収

(12) 川本（2015）第1章第2節では「銀行の基本的な利益構造」について解説されている。

(13) 金融情報システムセンター（2003）では金融機関における収益管理のフレームワークは「収益=粗利益-経費（人件費、物件費等）-リスク（期待損益+非期待損失）」であるとし、粗利益は資金利益（資金運用収益-資金調達費用）と役務利益（役務取引等収益-役務取引等費用）とから成るとしている。なお粗利益は業務粗利益の略記載である。

(14) トランスログ型費用関数の推定方法はHayashi（2000）および三浦（2015）を参考として杉山（2020）で行った方法に基づき、データ観測期間を最近年度まで延伸して行った。

$W1 \times \text{職員数}$ ) ÷ 営業経費として求めた。その他費用価格は  $W2=1$  とおくため  $\ln W2=0$  となる。トランスログ型費用関数の推定は、第一ステップで人件費シェア関数(8式)を回帰推定し、第二ステップで第一ステップの推定結果を代入した後の費用関数(9式)を回帰推定する手順により行った。

経費には各行の営業経費をとり、産出量には各行の総資産残高をとった。生産要素価格は人件費・人件費以外に大別して人件費価格  $W1$  とその他費用価格  $W2$  を設定した。人件費価格は、各行実績データの入手状況を考慮して、銀行単体ベース平均年収を用いた<sup>(15)</sup>。その他費用価格はディスク

ロージャーからは把握できないため、全ての銀行が同一の生産要素価格に直面すると仮定して全行共通で1とした<sup>(16)</sup>。

トランスログ型費用関数の推定は地域銀行パネルデータを用いて行った。記述統計量を図表7に示す。トランスログ型費用関数の推定結果を図表8に示す。回帰分析は符号条件、t値の有意性などの面で説明力のある結果が得られた。

トランスログ型費用関数では、産出量 ( $\ln Q$ ) の偏回帰係数は「費用の規模弾力性の平均」を意味する。費用の規模弾力性  $\partial \ln f(Q, W) / \partial \ln Q$  が1未満のとき、規模の経済性が認められると解釈される。回帰推計結果を見ると、 $\ln Q$  の係数  $\alpha_q$

$$\text{ラーナー指数} = \frac{(P_{it} - MC_{it})}{P_{it}} \quad 4\text{式}$$

$$\text{マークアップ} = P_{it} - MC_{it} \quad 5\text{式}$$

$P_{it}$  市場価格  $MC_{it}$  限界費用  $i$  金融機関  $t$  時間

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \alpha_Q \cdot \overline{\ln Q_{it}} + \gamma_{QQ} \cdot (\overline{\ln Q_{it}})^2 + \alpha_1 \cdot \overline{\ln W1_{it}} + \gamma_{11} \cdot (\overline{\ln W1_{it}})^2 + \gamma_{1Q} \cdot \overline{\ln W1_{it}} \cdot \overline{\ln Q_{it}} + \gamma_{12} \cdot \overline{\ln W1_{it}} \cdot \overline{\ln W2_{it}} + \alpha_2 \cdot \overline{\ln W2_{it}} + \gamma_{22} \cdot (\overline{\ln W2_{it}})^2 + \gamma_{2Q} \cdot \overline{\ln W2_{it}} \cdot \overline{\ln Q_{it}} + \varepsilon_{it} \quad 6\text{式}$$

$Q_{it}$  産出量  $W1_{it}$  生産要素価格1  $W2_{it}$  生産要素価格2  $i$  金融機関  $t$  時間

$$s1_{it} = \alpha_1 + \gamma_{11} \cdot \overline{\ln W1_{it}} + \gamma_{12} \cdot \overline{\ln W2_{it}} + \gamma_{1Q} \cdot \overline{\ln Q_{it}} + \varepsilon1_{it} \quad 7\text{式}$$

$$s2_{it} = \alpha_2 + \gamma_{21} \cdot \overline{\ln W1_{it}} + \gamma_{22} \cdot \overline{\ln W2_{it}} + \gamma_{2Q} \cdot \overline{\ln Q_{it}} + \varepsilon2_{it}$$

$$\begin{cases} \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \\ \gamma_{11} + \gamma_{21} = 0 \\ \gamma_{12} + \gamma_{22} = 0 \\ \gamma_{1Q} + \gamma_{2Q} = 0 \end{cases}$$

$$s1_{it} = \alpha_1 + \gamma_{11} \cdot \overline{\ln W1_{it}} + \gamma_{1Q} \cdot \overline{\ln Q_{it}} + \varepsilon1_{it} \quad (\overline{\ln W2_{it}} = 0) \quad 8\text{式}$$

$$\{\ln C_{it} - \widehat{\alpha}_1 \cdot \overline{\ln W1_{it}} - \widehat{\gamma}_{11} \cdot (\overline{\ln W1_{it}})^2 - \widehat{\gamma}_{1Q} \cdot \overline{\ln W1_{it}} \cdot \overline{\ln Q_{it}}\} = y_{it} \text{と置く} \quad (\overline{\ln W2_{it}} = 0)$$

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_Q \cdot \overline{\ln Q_{it}} + \gamma_{QQ} \cdot (\overline{\ln Q_{it}})^2 + \varepsilon_{it} \quad 9\text{式}$$

$$\widehat{MC}_{it} = \frac{C_{it}}{Q_{it}} \cdot (\widehat{\alpha}_Q + \widehat{\gamma}_{QQ} \cdot \overline{\ln Q_{it}} + \widehat{\gamma}_{1Q} \cdot \overline{\ln W1_{it}}) \quad (\overline{\ln W2_{it}} = 0) \quad 10\text{式}$$

(15) 平均年収には退職給付債務費用など給料・手当以外の人件費が含まれないため、損益計算書の人件費の定義と同様ではない。

(16) その他費用価格を全行共通とする仮定は現実とは異なる。だが、例えば山沖(2014)では、人件費・物件費などの生産要素市場を完全競争市場であると仮定し、全ての銀行が同一の生産要素価格に直面する前提を置いて人件費価格、物件費価格ともに全行共通とした地域銀行のトランスログ型費用関数を推計しているように、先行研究において生産要素価格を全行共通とする仮定が置かれる事例はある。

の偏回帰係数推定量は0.748であり、地域銀行には規模の経済性が認められる<sup>(17)</sup>。

### (3) PCMの推定結果

限界費用の係数の推定結果を前掲の4式、5式に代入することにより、ラーナー指数およびマークアップを推定する。地域銀行平均の推移を総資産業務粗利益率(P)と共に示す(図表9)。

マークアップは世界的金融危機以降、2009年度をピークに低下が続いてきた。ラーナー指数は、世界的金融危機の影響が大きかった2008年度は別として、概ね50%台半ば近傍で推移してきた。マークアップは金融機関の経費控除後利鞘に近い指標であり、資金利鞘縮小の影響が表れやすい

他方、ラーナー指数はマークアップをPで除しているため、資金利鞘縮小の影響が分子と分母とである程度打ち消されて、資金利鞘縮小の影響がマークアップほどには表れない推移を示した。そのラーナー指数も2015年度から2016年度、2017年度と低下している。この低下の主因は総資産業務粗利益率Pの急落(2015年度1.24%→2017年度1.06%で-0.18%)にあり、2016年2月から導入された日本銀行のマイナス金利政策が大きく影響したものである。この間(2015→2017年度)では限界費用MC/TAの低下(-0.03%)によるPCM改善寄与よりも、総資産業務粗利益率Pの低下(-0.18%)によるPCM悪化寄与の方が勝った。なお2008年度にPCMが急落しているのは、世界的金融危機による金融機関の業務粗利益の急落が原因である。総資産業務粗利益率の低下が急激であった時期には、ラーナー指数も大きく低下していたことが見てとれる。

筒井(2005)、三浦(2015)、Bikker&Haaf(2002)、Berger,Klapper,Turk-Ariss(2009)、Liu &

Wilson(2011)、McMillan D&McMillan F(2016)など多くの先行研究ではPCMとして(マークアップを挙げることなく)ラーナー指数が用いられており、ラーナー指数の方がPCMとして多用されている。

### (4) 店舗HHI逆数(等規模換算売手数)の算出結果

本研究では地域銀行が直面する店舗HHI逆数を算出し、競争度の状況を確認した上で、Zスコアとの関係性の分析に用いる。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競争度指標であり、先行研究においても金融機関間の競争度にかかる説明変数として多用されている<sup>(18)</sup>。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用いている。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、11式で表わせる。

$$HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2 \quad 11式$$

n 市場に参加する企業等の売り手数  
s<sub>i</sub> 企業等の市場シェア i 企業等

HHIの逆数(1÷HHI×10000)は等規模換算売手数(社)と呼ばれる<sup>(19)</sup>。競争の度合いを、等規模換算した企業数が市場で何社競争しているのかを表わす指標であり、単位は社である。

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<sup>(20)</sup>。

(17) 筒井(2009)が計測した信用金庫パネルデータ(1984~2006年度)によるトランスログ型費用関数では規模の弾力性を示す係数は0.6前後と、信用金庫には規模の経済性が認められる結果が示されている。

(18) 例えばBerger,Klapper,Turk-Ariss(2009)、McMillan D & McMillan F(2016)、堀江(2015)、堀江・有岡(2018)、平賀・真鍋・吉野(2017)など。

(19) 八田(2003)では、ハーフィンダル指数の意味するところについて、これの逆数を取ってみることで、等規模企業が市場で何社存在するかという状況に対応するとし、(等規模)換算売手数とも呼ばれていることが解説されている。

(20) 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可能であるため、かかる分析が可能となる。

図表7 限界費用の回帰分析データ 記述統計量

地域銀行別×時系列 2000～2018年度

サンプル数 2,070

被説明変数	説明変数	平均	中央値	標準偏差	最大値	最小値
説明変数	経費 百万円	28,884	24,840	19,804	106,721	1,476
	総資産 百万円	2,864,193	2,195,576	2,498,036	16,581,568	180,134
	平均年収 千円	6,211	6,234	940	9,838	3,620
	人件費シェア %	39%	39%	5%	55%	24%

(データ出所)「有価証券報告書データベース」,「各行ディスクロージャー」各年度版

平均年収は単体ベース計数を有価証券報告書データベースより取得した

持株会社傘下の地域銀行は個別ディスクロージャー情報から単体ベースの平均年収を給料・手当÷職員数として算出した

個別ディスクロージャー情報が無い小規模非上場銀行は同規模他行平均値により代替した

人件費シェア=平均年収×職員数÷経費として算出した

図表8 トランスログ型費用関数の推定結果

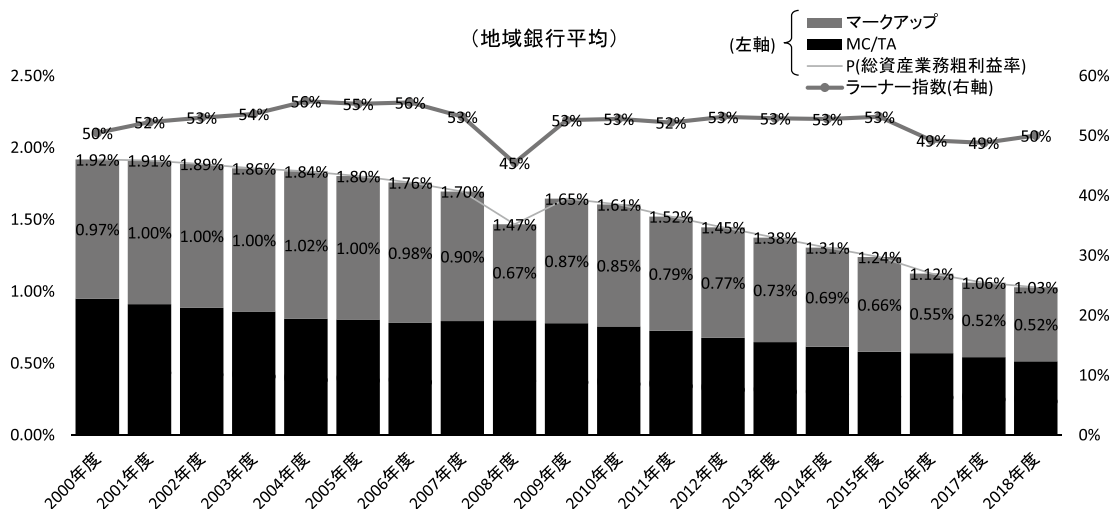
地域銀行別×時系列 2000～2018年度

サンプル数 2,070

被説明変数	説明変数	GLS			OLS(参考提示)		
		偏回帰係数	t値	P値	偏回帰係数	t値	P値
lnC y 【費用関数回帰】	費用関数の定数項 $\alpha_0$	10.087	1,281.8	0.000 ***	10.033	2,128.7	0.000 ***
	lnQ $\alpha_q$	0.748	125.6	0.000 ***	0.754	188.5	0.000 ***
	lnQ <sup>2</sup> $\gamma_{qq}$	-0.060	-9.8	0.000 ***	-0.023	-6.0	0.000 ***
	lnW $\gamma_{11}$	0.268	33.9	0.000 ***	0.215	23.2	0.000 ***
	lnW・lnQ $\gamma_{1q}$	-0.044	-26.7	0.000 ***	-0.037	-23.3	0.000 ***
	シェア関数の定数項 $\alpha_1$	0.397	319.1	0.000 ***	0.388	411.4	0.000 ***
s1 【シェア関数回帰】		Wald chi2 1,170			自由度修正済決定係数 0.229		

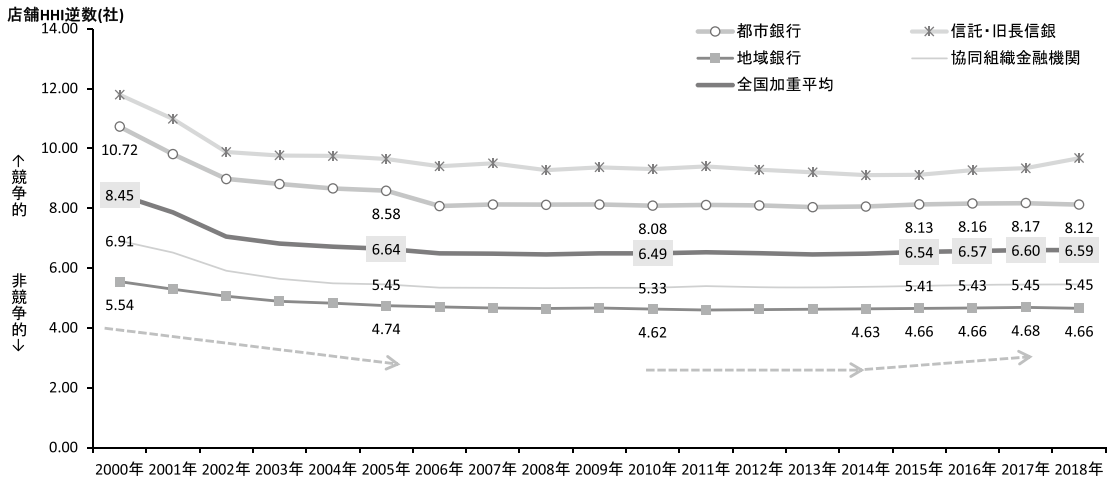
GLS panels(heteroskedastic) 誤差不均一分散、クロスセクション方向に独立 \*\*\*1%有意 \*\*5%有意 \*10%有意

図表9 マークアップ・ラーナー指数の推定結果 (地域銀行)



(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」 (MC は筆者推計)

図表10 各金融機関が直面する店舗HHI逆数の推移（業態別）



(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  
 各金融機関が直面する店舗 HHI 逆数は、市区町村別の店舗シェアによる HHI 逆数を、各金融機関の市区町村別店舗数をウェイトとして加重合計した値  
 全国加重平均は市区町村別の店舗シェアによる HHI 逆数の店舗数ウェイト加重平均値  
 業態別加重平均値は各金融機関が直面する店舗 HHI 逆数の店舗数ウェイト加重平均値

各金融機関の地域別の預貸残高データ開示は限定的である。開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によって金融機関の総合的なシェアを見てその集中度を計測することとした。具体的には、市区町村における店舗シェアによるHHIおよびHHI逆数を算出し、各金融機関の市区町村別の店舗構成比によって、市区町村別計数を加重合計して、各金融機関が直面する加重平均値を算出した<sup>(21)</sup>。

各金融機関が直面する店舗HHI逆数は、金融機関別×時系列データで準備したが、元となるのは市区町村別×時系列の店舗HHIおよび店舗HHI逆数である。店舗HHI逆数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表10に示す。各業態とも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、一進一退をしつつも、

2013年頃から2017年は横這いから若干の競争化の動きが見られる。

## 5. 経営安定性指標と金融競争度指標との関係

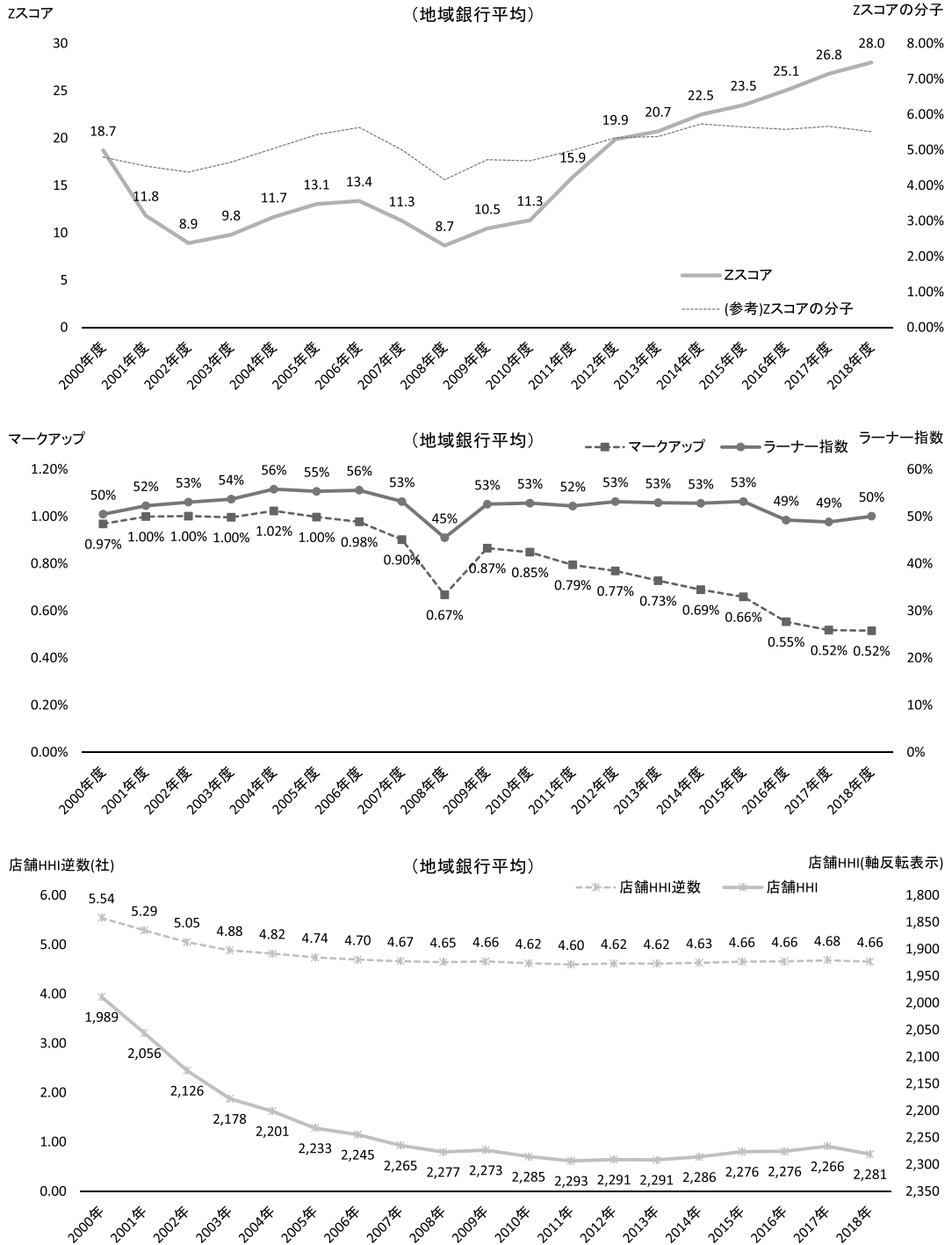
### (1) 地域銀行平均の推移

経営安定性を見る指標として用いるZスコアと、競争度を見る指標として用いるPCM・店舗HHI逆数の推移を、地域銀行平均について時系列で並べて図表11に示す。世界的金融危機以降はZスコアの上昇が見られる。PCMは2010年代後半には低下が見られ、地域銀行における価格競争激化が示唆される。店舗HHI逆数は2000年代中盤にかけて低下した後、2010年代後半には横ばいとなり、若干の競争化に向かった時期が見られたことは前述の通りである。こうした競争化の示唆は、

(21) 堀江 (2015) は、既存研究の中に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こと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。この指摘を踏まえて本研究では、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店舗HHIおよび店舗HHI逆数を用いることとした。店舗HHIおよび店舗HHI逆数の算出方法は杉山 (2018b) に従った。

地域銀行のZスコアに見る経営安定性の分析

図表11 地域銀行の経営安定性と競争度の推移



(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」(MCは筆者推計)、日本金融通信社「日本金融名鑑」

地域銀行の経営安定性に、どのように影響したの  
であろうか。

## (2) データ

実証分析の被説明変数にはZスコアをとる。説明変数には、価格競争度を表わすPCM、金融機関が直面する営業エリアにおける競争度合いを表わす店舗HHI逆数をとることに加えて、銀行属性変数として総資産残高(対数)などの候補変数を準備した。経済環境変数として経済成長率(実質GDP成長率(前年度))をとり、世界的金融危機の影響が大きかった2008年度にはダミー変数を置いた<sup>(22)</sup>。

回帰分析には地域銀行別×時系列のパネルデータを用いる。過去データは2000年度から2018年度を準備した。Zスコアと各説明変数をプロットして図表12に示す。記述統計量を図表13に示す。

## (3) 回帰分析結果

被説明変数とするZスコアは、過去の自分自身の値に引きずられる傾向がある。McMillan D & McMillan F (2016)、日本銀行(2017a)および尾島(2017)など先行研究における対応に習って本研究でも被説明変数の1期ラグを説明変数に加え、同措置に伴う内生性問題を回避するためにArellano-Bond推定法を用いた。

説明変数とする価格競争度指標PCMは、Zスコアとの関係性が逆U字型であるというMartinez-Miera & Repullo (2010)の指摘を踏まえて日本銀行(2017a)および尾島(2017)がPCMの説明変数に1次項と2次項をとった対応に習い、本研究においてもPCMの説明変数には1次項と2次項をとった。PCMとしてラーナー指数とマークアップの両パターンでの回帰分析を行った。Zスコアに対するPCMの説明変数として、日本銀行(2017a)および尾島(2017)ではマークアップが採用されている。ラーナー指数はBerger, Klapper, Turk-Ariss (2009), Liu &

Wilson(2011), McMillan D & McMillan F(2016)などで採用されている。

競争度を見る指標としてPCMに加えて店舗HHI逆数をとったが、店舗HHI逆数は2000年台初頭には、メガバンクの大規模再編の影響が強く表れている。この(地域銀行ではなく)メガバンク再編影響が強く生じた期間を回避しつつ、できるだけ長期間の過去データ観測期間をとるために回帰分析では2004年度を始点とした。

推定結果を図表14に示す。推定式①では銀行属性変数のうち預貸率が有意ではなく、純資産比率はZスコアの構成要素であるためこれらを除外した推定結果である推定式②、③に以降着目する。Zスコアに対して、PCM1次項はポジティブ、PCM2次項はネガティブの係数符号が確認された。PCM1次項の符号は、すなわちc-fを示唆する。PCM2次項の符号は、価格競争の低下は金融機関の経営安定性を高めるが、その関係性は線形ではなく非線形であることを示唆しており、これらは日本銀行(2017a)および尾島(2017)の結論を支持するものであった。ZスコアとPCMの関係を、推定式②、③のPCMに関する推定パラメータを応用して、その他の変数は一定と仮定して計算すると、図表14下段に示す通り推定式②、③ともに逆U字型の形状として描かれた。

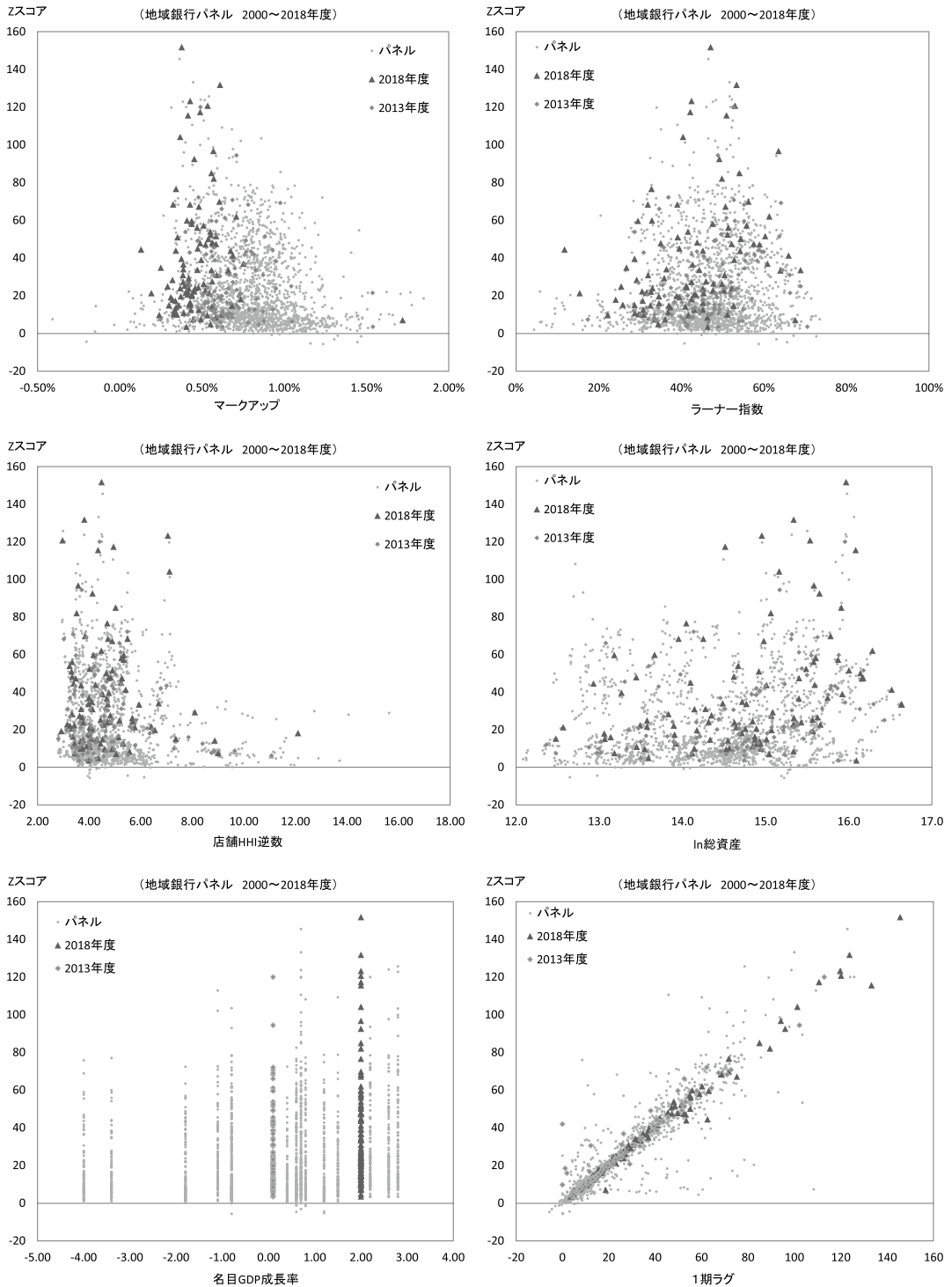
Zスコアに対する店舗HHI逆数の係数符号はポジティブであった。これは、金融機関合併等によって金融機関が直面する等規模換算売手数が低下することは、金融機関の経営安定性を損なう関係性(すなわちc-s)を示唆する。等規模換算売手数(社)が1社減少するほどの大規模な合併が行われたとすると、PCMや総資産規模などその他の説明変数の影響を考えない時、Zスコアを約7ポイント下げる影響を及ぼすことを偏回帰係数の水準は示唆する。合併によって域内シェアが急上昇した金融機関では、地域別・業種別・個社別などの側面でも与信集中リスクが高まりやすくなることが背景にある要因として想起される。ただし、等規模換

(22) 本分析は杉山(2020)で行った方法に基づきデータ観測期間を最近年度まで延伸して行った。データ観測期間には新型コロナウイルス感染症(COVID-19)による景気変動の影響はまだ生じていないため、これに対応したダミー変数は置いていない。



地域銀行のZスコアに見る経営安定性の分析

図表12 Zスコアと各説明変数の関係



(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」(MCは筆者推計)

図表13 地域銀行の経営安定性と競争度の回帰分析データ 記述統計量

被説明変数		サンプル数 1,985	Zスコアとの相関係数	平均	中央値	標準偏差	最大値	最小値	説明
安定性	Zスコア		---	24.27	15.60	22.58	151.81	-5.59	(ROA+E/TA) ÷ σ ROA
競争度	価格競争を表わすPCM	マークアップ	-0.18	0.76	0.76	0.26	1.85	-0.41	P-MC
		マークアップ二乗	-0.20	0.65	0.58	0.43	3.41	0.00	上記の二乗
		ラーナー指数	0.10	0.46	0.47	0.11	0.74	-0.53	(P-MC)/P
		ラーナー指数二乗	0.08	0.22	0.22	0.09	0.54	0.00	上記の二乗
銀行属性変数	等規模換算売手数	店舗HHI逆数	-0.12	4.83	4.48	1.53	15.63	2.80	1/HHI × 10000
	純資産比率		0.44	4.87	4.90	1.72	9.72	-32.43	E/TA
	預貸率		-0.20	73.80	74.09	7.96	170.24	47.95	預金残高 ÷ 貸出金残高
経済環境変数	ln総資産		0.20	14.50	14.61	0.92	16.64	12.08	ln(TA)
	実質GDP成長率(前年度)		0.08	0.92	1.20	1.56	3.30	-3.40	内閣府統計より取得
	金融危機ダミー変数		-0.10	0.05	0.00	0.22	1.00	0.00	

(データ出所) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」、内閣府「国民経済計算(GDP統計)」(MCは筆者推計)

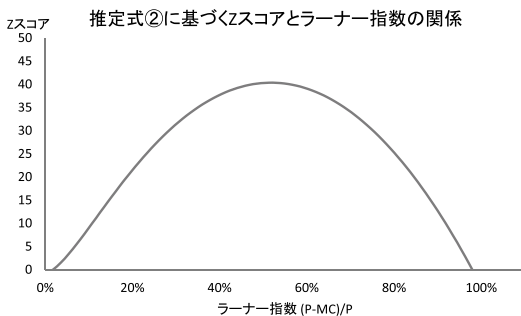
地域銀行は地方銀行+純地方銀行 データ欠損レコードはサンプルから除外した

図表14 Zスコアに対する各説明変数の影響度 回帰分析結果

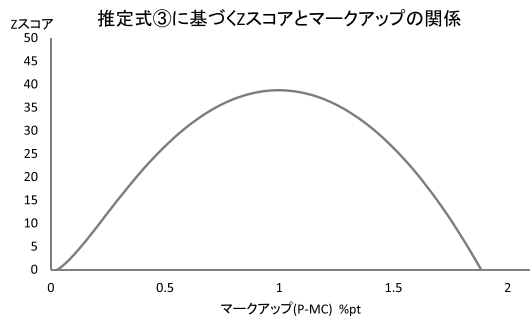
(分類)	説明変数	Zスコア			Zスコア			Zスコア		
		推定式①PCM:ラーナー指数 銀行属性変数を複数設定	推定式②PCM:ラーナー指数	推定式③PCM:マークアップ	推定式①PCM:ラーナー指数 銀行属性変数を複数設定	推定式②PCM:ラーナー指数	推定式③PCM:マークアップ	推定式①PCM:ラーナー指数 銀行属性変数を複数設定	推定式②PCM:ラーナー指数	推定式③PCM:マークアップ
観測期間 2004~2018年度 サンプル数 1,511		偏回帰係数	t値	p値	偏回帰係数	t値	p値	偏回帰係数	t値	p値
前期被説明変数		0.697	(10.90)	0.000 ***	0.743	(12.18)	0.000 ***	0.748	(11.92)	0.000 ***
競争度	価格競争							22.224	(2.81)	0.005 **
	競争							-12.431	(-2.90)	0.004 **
	競争									
	競争									
銀行属性変数	純資産比率	41.338	(3.44)	0.001 ***	45.575	(3.70)	0.000 ***			
	ラーナー指数	-46.271	(-2.93)	0.003 ***	-48.835	(-3.02)	0.002 ***			
	ラーナー指数二乗	6.616	(1.71)	0.087 *	7.141	(1.73)	0.084 *	7.866	(1.94)	0.052 *
	店舗HHI逆数	2.380	(3.12)	0.002 ***						
銀行属性変数	預貸率	0.008	(0.08)	0.939						
	ln総資産	13.699	(3.33)	0.001 ***	14.620	(3.64)	0.000 ***	19.211	(4.96)	0.000 ***
	経済成長率	0.416	(4.35)	0.000 ***	0.485	(5.02)	0.000 ***	0.500	(5.12)	0.000 ***
経済環境変数	金融危機ダミー変数	-4.808	(-4.54)	0.000 ***	-6.299	(-6.12)	0.000 ***	-6.428	(-6.55)	0.000 ***
	AR(2) p値	0.425			0.392			0.236		
J-Stat p値		0.998			0.996			0.998		

Arellano-Bond 推定法 (difference GMM) による推計結果

\*\*\*1%有意 \*\*5%有意 \*10%有意



$$Zスコア = 45.575 \times PCM \text{ 1次項} - 48.835 \times PCM \text{ 2次項} + 0.743 \times \text{前期値}$$



$$Zスコア = 22.224 \times PCM \text{ 1次項} - 12.431 \times PCM \text{ 2次項} + 0.748 \times \text{前期値}$$

地域銀行のZスコアに見る経営安定性の分析

算売手数の低下が金融機関の経営安定性を損なうという係数符号の頑健性は高いとは言えず、金融機関合併は、総資産残高およびPCM1次項の符号がポジティブであるように、合併によって経営体力や市場支配力が高まって経営安定性を高める側面があると同時に、域内シェアが高まって地域の信用集中度合いが増大するなどによって、経営安定性が低下する側面があることも否定できず、本研究の回帰分析では後者の側面が等規模換算売手数のポジティブ符号として示唆されたと考えられる。

総資産規模のZスコアに対する係数符号は有意にポジティブであり、合併等による金融機関の規模拡大は、金融機関の経営安定性の向上に資する傾向が示唆された。経済成長率のZスコアに対する係数符号は有意にポジティブであり、経済の拡大は金融機関の経営安定性に寄与する関係が確認された。金融危機ダミー変数は、金融機関の経営安定性に対して有意にネガティブであった。

Zスコアを被説明変数とした先行研究の結論と本研究の結論を比較して図表15に示す。価格競争に関して、価格競争激化は安定性を損なうというPCM1次項のポジティブ符号は、各先行研究と同じ結論であり、本邦の中小・地域金融機関にお

いて競争化が経営安定性を損なうというc-fを示唆したLiu & Wilson (2011)などを支持するものであった。PCM2次項のネガティブ符号が示すZスコアとPCMの非線形関係についても日本銀行(2017a)および尾島(2017)を支持するものであった。店舗HHI逆数に関して、高いシェア集中は経営安定性を損なう方向に作用する可能性があるという本研究の示唆は、市場シェアがZスコアに対してネガティブ符号というMcMillan D & McMillan F (2016)が示した分析結果と通じるものであった。総資産規模のZスコアに対するポジティブの符号は、Liu & Wilson (2011)と同じ結論であったが、日本銀行(2017a)および尾島(2017)とは逆の結論であった。

PCMに見る価格競争の低下は、経営安定性を向上させる方向に寄与し、店舗HHI逆数に見る競争度の低下は、経営安定性を低下させる方向に寄与する関係性が示唆された。営業エリアが重複する金融機関同士が本体合併すれば、シェア集中が急激に高まって店舗HHI逆数は低下することになるが、この変化自体は金融機関の経営安定性の向上に直結するものではなく、その反対に金融機関の経営安定性が損なわれる可能性の示唆であった。金融機関の総資産規模は経営安定性に対して

図表15 Zスコアに対する影響度分析モデル —先行研究と本研究の比較—

(分類)	被説明変数 説明変数	各研究	McMillan D&McMillan F(2016)	本研究	日本銀行(2017a),尾島(2017)	Liu & Wilson(2011)	説明変数
		対象 期間	Table3を下記掲載 Zスコア	推奨式②を下記掲載 Zスコア	地域銀行,信用金庫 1993-2015年度	日本の預金金融機関 2000-2009年度	
			Table3を下記掲載 Zスコア	推奨式②を下記掲載 Zスコア	存続行庫を下記掲載 Zスコア	回帰(3)を下記掲載 Zスコア	
	前期被説明変数		0.016 ***	0.743 ***	0.836 ***	0.029	LlnZスコア
価格競争 度PCM	マークアップ				30.181 *** c-1が*	-0.026 *** c-s	都市銀行*L.Lerner
	マークアップ二乗				-11.518 *** 非線形	0.004	信託銀行*L.Lerner
	ラーナー指数	4.885 *** c-f		45.575 *** c-1が*		0.038 *** c-f	地方銀行*L.Lerner
集中度 ・シェア	ラーナー指数二乗			-48.835 *** 非線形		0.033 *** c-f	第二地銀*L.Lerner
	店舗HHI逆数			7.141 * 高集中度は 安定性低下		0.045 *** c-f	信用金庫*L.Lerner
	HHI変化	4.476 *** c-f				0.020 *** c-f	信用組合*L.Lerner
銀行属性	市場シェア	-0.738 *** 高シェアは 安定性低下					
	純資産比率					-0.006	L非金利収益割合
	預貸率					-0.008 ***	L経費率
	貸出総資産比率					-0.024 ***	L貸出総資産比率
経済環境	ln総資産			14.620 *** 大規模化は安定	-22.781 ***	0.100 ** 大規模化は安定	Lln総資産
	GDP成長率	0.006 *				-4.722 ***	L.GDP成長率
	GDP成長率ラグ1	0.251 *** 好況は安定		0.485 *** 好況は安定		-0.152 *	Lインフレ率
	金融危機ダミー	0.012 **		-6.299 ***			
	定数項	-0.325				-0.112	定数項
	AR(2) p値	0.160		0.392	0.373	0.38	
	J-Stat p値	0.620		0.996	0.110	0.09	

\*\*\*1%有意 \*\*5%有意 \*10%有意

ポジティブの符号であり、金融機関の大規模化それ自体は、経営安定性の向上に資する可能性の示唆であった。金融機関合併は通常、総資産規模の拡大と店舗HHI逆数の低下という変化を同時にもたらすものであり、さらに合併に伴う価格競争の低下も起きるとすると、これらの変化が金融機関の経営安定性に及ぼす総合的な影響は、各説明変数のポジティブ影響とネガティブ影響をネットティングした結果となるため、ネット影響がポジティブになるかネガティブになるかは事案によって異なると考えられる。

## 6. まとめ

本研究は、独占禁止法の適用除外を認める特例法を背景に地域金融機関の合併機運が高まる可能性を問題意識として、本邦地域銀行について経営安定性指標として知られるZスコアを計測し、金融競争度指標との関係性について分析した。主要な結論をまとめる。

地域銀行では、金融当局が指摘するように利益率は低下傾向であるが、利益率のボラティリティも低下傾向であるため、Zスコアの水準低下はみられず、Zスコアから計算される保有期間1年間の倒産確率は限りなく0%に近い水準であった。ただし経営健全性毀損の判定ポイントを債務超過よりも手前の早期是正措置発動や早期警戒制度発動に置けば、限りなく0%に近いとは言えない水準の判定ポイント抵触確率となり、金融機関の経営安定性の評価指標としてZスコアを用いる意義が窺われた。

地域銀行を巡る競争度指標を計測したところ、PCMの時系列変化から価格競争化の進行が見られた。店舗HHI逆数の時系列変化から競争度合いは横ばいから若干の競争化の進行が見られた。こうした競争化へのシフトが、地域銀行の経営安定性に及ぼす影響を確認したところ、PCMに見る価格競争激化は、経営安定性に対してネガティブ

の関係性が示唆された。店舗HHI逆数に見る競争化は、経営安定性に対してポジティブの関係性が示唆された。銀行の総資産規模は、経営安定性に対してポジティブの関係性が示唆された。

地域銀行業界において今後、再編が進むとした場合、寡占化によって価格競争が緩和すれば経営安定性の改善に資する可能性がある。ただし今後の地域銀行再編に際して、貸出金利への配慮<sup>(23)</sup>が従来にも増して重視されるようになれば、合併に伴う価格競争の沈静化の効果は限定的になると思われる。営業エリアが重複する金融機関同士が本体合併すれば、店舗HHI逆数は短期間で低下することになるが、この変化は金融機関の経営安定性を損なう影響として作用する可能性が示唆された。McMillan D&McMillan F (2016) は高いシェア集中化が金融機関の経営安定性を損なう側面を示唆しており、本研究でもこれと同じ側面が示唆された。金融機関の大規模化それ自体は、経営安定性の改善に資する可能性が示唆された。

政府は10年間の時限措置として独占禁止法の適用除外を認める特例法を用意し、地域銀行の再編が従来よりも進めやすくなる環境が整いつつある。再編による地域銀行の大規模化は、経営安定性の向上に寄与する一方、地域シェア上昇によって合併新銀行の与信集中リスクを高める側面には一定の注意が必要であることが、本研究を通じて示唆された。地域銀行は経営体力を高めた上で、例えば地方創生への取り組みの積極化等によって自らの営業地盤である地域経済の衰退を予防することが、地域銀行が抱える与信リスクの抑制や収益基盤の確保などにより、将来の経営安定性につながると言える。

本研究には残された課題がある。店舗HHI逆数に見る競争低下が地域銀行の経営安定性を損なう要因として与信集中度合いの高まりが想起されるが、このことは本研究の中では実証されていない。営業エリアが重複する地銀同士が合併した場合、

(23) 2016年2月の基本合意から2018年8月の公正取引委員会承認まで約2年6ヶ月を要した長崎県に本店を置く十八銀行と、親和銀行を傘下に持つふくおかフィナンシャルグループとの経営統合事案では、経営統合後に地域におけるマーケットパワーが強まることが心配され、経営統合後の貸出金利モニタリングを行うことが、公正取引委員会の企業結合審査にあたっての問題解消措置として講じられた。

統合後には営業エリア内のシェアは上昇し、営業エリアにおいて重複する個々の取引先における銀行取引シェアが上昇すると思われる。すなわち地銀統合は地域別・業種別・個社別などの側面で与信シェア上昇を引き起こし、統合後銀行の信用集中度合いを高める可能性がある。そして与信集中度合いの高まりが金融機関の信用リスクを高める方向に作用することは、バーゼル規制が与信集中リスク管理を第二の柱で求めていることから予想される。ただし個別銀行の与信集中度合いは、ディスクロージャー情報からは測りにくく、本研究ではシェアの高まりが信用リスクを高めるという因果関係についての検証は行っていない。

金融機関間の競争度合いの計測方法について、本研究では国内有人店舗シェアによるHHIの逆数を用いたが、金融取引のIT化・ネット化が大きく進展したに加えて、2020年に入ってから深刻化した新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の問題を背景に金融取引においても非対面化・リモート化の流れが強まりを見せる状況となり、実質的な競争度合いは、有人店舗数の域内シェアだけでは十分測りきれなくなっている。法人取引については金融機関の有人店舗が依然として主要なチャネルであると言えたとしても、個人取引についてはチャネルが多様化して非対面チャネルの重要性が高まった上、さらに取引競争相手についても伝統的な金融機関同士の競合に加えて、ネット系金融機関など多様化の様相を呈している。このように変化する金融機関の競争状態を、店舗HHIはどの程度まで捉えているのか、そして不十分な場合にはこれを補完するために競争度指標にはどのような改善が必要なのか、本研究では議論が出来ておらず残された課題である。

地域銀行の合併が経営安定性に及ぼす影響は、規模拡大によるポジティブ影響と、価格競争低下が起きた場合のポジティブ影響、市場シェア拡大によるネガティブ影響が織り交ざって生じるアクションであり、そのバランス関係を考察する意義があるが、本研究ではケーススタディ等には踏み込まなかった。地域銀行の再編の方法としては本体合併のほか、持株会社傘下方式による本体合

併を伴わない経営統合や、経営統合を伴わない業務提携によるアライアンスも行われている。本体合併以外の再編では個別行の看板が残るため、本体合併の場合と比べると競争度合いは低下しにくい。他方で本体合併の場合と比べると規模の経済効果が発現されにくいという側面もある。このように再編の方法の相違という分析軸も、地域銀行再編のケーススタディ分析を行う際には取り入れられるべきである。こうした点については今後の研究課題と位置付けたい。

#### 参考文献

- Altman, E. I. (1968) . Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The journal of finance*, 23 (4) , 589-609.
- Berger, A. N., Klapper, L. F., & Turk-Ariss, R. (2009) . Bank competition and financial stability. *Journal of Financial Services Research*, 35 (2) , 99-118.
- Boyd, J. H., & De Nicolo, G. (2005) . The theory of bank risk taking and competition revisited. *The Journal of finance*, 60 (3) , 1329-1343.
- Boyd, J. H., & Runkle, D. E. (1993) . Size and performance of banking firms: Testing the predictions of theory. *Journal of monetary economics*, 31 (1) , 47-67.
- Hayashi, F. (2000) . *Econometrics*. 2000. Princeton University Press.
- Hesse, H., & Cihak, M. (2007) . Cooperative banks and financial stability. *International Monetary Fund*.
- Keeley, M. C. (1990) . Deposit Insurance, Risk and Market Power in Banking. *American Economic Review* 80, 1183-1200.
- Liu, H., & Wilson, J. O. (2011) . Competition and risk in Japanese banking. *The European Journal of Finance*, 19 (1) , 1-18.
- Martinez-Miera, D., & Repullo, R. (2010). Does competition reduce the risk of bank failure?. *The Review of Financial Studies*, 23 (10) , 3638-3664.
- McMillan, D. G., & McMillan, F. J. (2016) . US Bank Market Structure: Evolving Nature and Implications. *Journal of Financial Services Research*, 50 (2) , 187-210.
- Uchida, H., & Tsutsui, Y. (2005) . Has competition in the Japanese banking sector improved?. *Journal of Banking & Finance*, 29 (2) , 419-439.

- 稲葉圭一郎・服部正純 (2006) 「銀行手数料ビジネスの動向と経営安定性」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No06-J-22.
- 稲葉圭一郎・服部正純 (2007) 「経営安定度の産業間相関」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No07-J-12.
- 岩本光一郎・森映雄 (2010) 「信用金庫の経営安全性とZスコア」早稲田大学現代政治研究所ワーキングペーパーシリーズ No.903,pp1-13.
- 尾島麻由実 (2018) 「地域金融機関における競争激化と金融の安定性」『金融経済研究』第41号,pp1-18.
- 尾島麻由美 (2017) 「地域金融機関における競争激化と金融の安定性」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No17-J-9.
- 川本裕子 (2015) 『金融機関マネジメント』東洋経済新報社
- 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」
- 金融庁 (2019) 「令和元事務年度 金融行政のこれまでの実践と今後の方針」
- 金融庁 (2018) 「平成30事務年度 金融行政のこれまでの実践と今後の方針」
- 金融庁 (2017b) 「平成29事務年度 金融行政方針」
- 金融庁 (2017a) 「平成28事務年度 金融レポート」
- 杉山敏啓 (2020) 「本邦銀行セクターの競争度評価と影響分析」埼玉大学大学院博士論文
- 杉山敏啓 (2018b) 「邦銀の貸出金利の決定構造と金融競争度の影響」大阪市立大学経済学会『経済学雑誌』第119巻 (1) ,pp81-101.
- 杉山敏啓 (2018a) 「地域の金融競争度の評価と事業所活力への影響」埼玉大学経済学会『経済科学論究』第15号,pp37-50.
- 筒井義郎 (2009) 「地域金融研究の課題」『金融経済研究』第28号,pp1-22.
- 日本銀行 (2019b) 「金融システムレポート 2019年10月号」
- 日本銀行 (2019a) 「金融システムレポート 2019年4月号」
- 日本銀行 (2018b) 「金融システムレポート 2018年10月号」
- 日本銀行 (2018a) 「金融システムレポート 2018年4月号」
- 日本銀行 (2017b) 「金融システムレポート 2017年10月号」
- 日本銀行 (2017a) 「金融システムレポート 2017年4月号」
- 八田英二 (2003) 「日本の産業構造と市場メカニズム」『産業組織論 (新版)』有斐閣ブックス,pp85-109.
- 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・有岡律子 (2018) 「地域銀行の収益力と将来」九州大学経済学会『経済学研究』第84巻,pp1-50.
- 堀江康熙 (2015) 『日本の地域金融機関経営』勁草書房
- 三浦一輝 (2015) 「日本の金融システムと金融政策の経済分析：マイクロ・マクロデータを用いた実証研究」法政大学博士論文
- 宮下恵子 (2012) 「経営安定性指標としてのZ-scoreの紹介」ゆうちょ資産研究センター『ゆうちょ資産研レポート』2012年5月号,pp19-24.
- 山沖義和 (2014) 「地域銀行によるシステム共同化のタイプ別経費削減効果等」『金融経済研究』第36号,pp44-66.

《Summary》

Bank soundness measured by Z-score and its relationship  
to Financial Competition : Evidence from Japanese regional banks

SUGIYAMA Toshihiro

This paper aims to measure the Z-score of Japanese regional banks and, subsequently, to confirm the effect of competition on the Z-score. Measured Z-scores of Japanese regional banks did not indicate an increase in the probability of bank failure. The empirical analysis studied how changes in the degree of competition affect bank soundness. The effect of the PCM (Lerner index or markup) on the Z-score was not a simple positive linear relation, but a non-linear relation, as previous studies have described. The change to an oligopoly, as seen in the HHI, suggests a negative relation to bank soundness. Thus, regional bank mergers and changes in financial competition are considered to have both positive and negative effects on bank soundness.

Keywords: Z-score, banking stability, Lerner index, markup, HHI (Herfindahl-Hirschman Index)

正誤表

32 頁 図表 13 預貸率の説明（計数は全て正しいが表中説明が誤植）

正	貸出金残高÷預金残高
---	------------

誤	預金残高÷貸出金残高
---	------------

36 頁

正	尾島麻由実(2017)「地域金融機関における競争激化と金融の安定性」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No17-J-9.
---	---

誤	尾島麻由美(2017)「地域金融機関における競争激化と金融の安定性」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No17-J-9.
---	---