

地域金融市場における寡占の影響

松田尚樹*

I はじめに

今日の地域銀行は厳しい環境に晒されている。その中で1つの解決策として地域銀行の合併・再編が議論されている。足許においても、新潟県内の大手地域銀行2行が合併を予定している。また、長崎県下の地域銀行の再編に関しては、合併により市場の独占度が上昇することを懸念した公正取引委員会側と、地銀の経営力低下を懸念した金融庁側の意見対立が生じるなど、議論が活発化してきている。

そうした中で本論文では地域金融機関の寡占度上昇が地域金融市場にどのような影響を与えるのかについて分析する。地域金融市場に対して寡占度上昇はプラスの影響を与えるのかマイナスの影響を与えるのかを検証することが、現状分析に基づく本論文における問題意識である。具体的には、地域銀行各行別のパネルデータを用いて、貸出金利に対する影響を見ることで、今後の地域銀行再編の議論に対する実証的な裏付けを提供する。

本論文で得られた結論は以下の通りである。寡占度指数であるハーフィンダール指数に関しては、固定効果モデル、変量効果モデルともに負に有意な結果を得た。すなわち、市場構成成果仮説の効果を上回り、効率性仮説の効果が大きくなったということである。都道府県別の分析ではなく、各個別行単位での分析においても、先行研究である平賀・真鍋・吉野（2017）と同様の結論を得られたといえる。また、新たに導入した金融機関の抱えるリスクを示す変数である貸倒引当金に関して、正に有意な結果が得られている。

本論文の構成は以下の通りである。まずIIでは地域銀行に関する現状分析を行う。IIIでは先行研究を紹介し、理論的な整理を行う。IVでは本研究における貸出金利と寡占度に関する理論的な背景を見ていく。Vでは実証分析を行い、その結果の解釈を行う。VIはまとめとなっている。

II 現状分析

1 地域銀行の定義

本論文における地域銀行とは、特定の地域に活動拠点を置く、地方銀行及び第二地方銀行と定義する。地方銀行は銀行法に基づく金融機関である一方で、第二地方銀行は相互銀行から業態転換したものであるが、現在は銀行法上の金融機関となっている。地方銀行と第二地方銀行は成立経緯の違いによって分けられているが、共に地域の個人や企業を対象として様々な金融サービスを提供す

* 平成30年度京都大学経済学部卒業生

ることで、重要な金融インフラとして機能し、地域経済の活性化に貢献している。なお、本研究においては埼玉りそな銀行を都市銀行として扱っている。

2 地域銀行の現状

本節では、我が国の足許の金融情勢について言及し、地域銀行の経営環境における現状を分析する。

今日の地域銀行は厳しい環境にさらされている。金融庁が行っている金融仲介の改善に向けた検討会議の資料である「地域金融の課題と競争のあり方」によると、「事業性資金の需要者である企業数は、全国的に減少を続けている」「また、貸出残高と強い相関関係を有する生産年齢人口についても、今後、多くの地域で急速な減少が進む見通しとなっており、こうした中、将来の貸出残高の大幅な減少が予想される」（金融庁 [2018], 2 ページ）とあり、構造的な要因で貸出需要の継続的な減少が見込まれている。

参議院常任委員会調査室の資料によると、「貸出金利などの資金運用利回りと預金利息などの資金調達費用の差から得られる総資金利ざやは、長引く低金利により、地域銀行、都市銀行共に過去10年度以上にわたり縮小している」（日比 [2017], 55 ページ）とあり、低金利政策が本業収益を圧迫させているという事実も存在する。金融庁によると、地銀の半数が2期連続で本業利益に関して赤字を出している。本業収益の圧迫は、地銀の経営体力を低下させるものであり、その将来性が危ぶまれる。

収益力低下を補うべく手を出した有価証券の運用も、国内外の金利政策の影響を受け、芳しい成果は出ていない。日経新聞の6月4日付の記事では「上場地銀80行・グループの2018年3月期の債券等関係損益（単体ベース）は1213億円の赤字と、17年3月期から悪化幅が841億円拡大した。全体の約7割の地銀が損失を計上した。」とあり、債券運用が地銀の収益を圧迫している現実も存在する。

厳しい経営状況を反映してか、2018年にはスルガ銀行の不正融資に関するニュースが世間を賑わせた。国内有数の地域銀行のスキャンダルは金融庁の態度を硬化させ、「持続可能なビジネスモデル」を求めて、経営監視を強化している。

厳しい経営状態へに対応する一手段として、地域銀行の再編・統合が議論されている。金融機関はシステム費や人件費などの固定費が多いため、統合によって経営を効率化させることでコスト削減を図ることが目的である。地域の金融インフラとなっている地域銀行の破綻は地域経済に大きなダメージを与えることになるため、この議論は政府機関においても注目されている。足許の2018年では、新潟県において第四銀行と北越銀行が持ち株会社の第四北越フィナンシャルグループ（FG）を設立して経営統合を発表した。経営統合によって店舗の統廃合を進め、コストカットを狙う。他にも、九州地方においては親和銀行と十八銀行の経営統合をめぐる議論が噴出した。統合による経営強化を進めたい地域銀行2行に対して、統合後の県内の中小企業向け貸出シェアが7割近くになるということから公正取引委員会側が経営統合を認可しなかった。寡占度の高まりによって、利用者の選択の幅が狭まることを懸念したものである。本問題は、融資シェアの引き下げ、という形で決着を見ている。

このように、地域銀行の統合に関する議論の論点は主に2つあると考えられる。1つは経営の効率化が進行し経営力強化につながる可能性があるということ、そしてもう1つは地域金融市場の寡

占度上昇はその市場を不完全競争市場へと導き、市場の失敗が起りうるのではないかということである。この2つの論点は、本論文の主要な問題意識となっている。先ほども挙げた「地域金融の課題と競争のあり方」の中では、地域金融の経営統合について「同一地域内の金融機関同士の経営統合は、重複店舗の整理統合などの面で統合の利益等をより一層発揮しやすい。他方、同一地域内の経営統合により、利用者にとっての選択肢が失われ、金融機関の市場支配力が高まり、金融機関が独占利潤を得たり、サービスの質を悪化させるという寡占・独占の弊害を生じさせることがないようにしなければならない」(金融庁 [2018], 18 ページ)とあり、この2つの論点を金融当局も重要なものと認識していると言えるであろう。この2つの論点は、前者に関しては効率性仮説 (Efficiency structure hypothesis)、後者に関しては市場構造成果仮説 (Structure-conduct-performance hypothesis) という形で、先行研究では分析が行われてきた。この2つの理論的背景に関しては、Ⅲで詳しく確認する。

地域銀行の行数については図1を参照してもらいたい。バブル崩壊以降に不良債権の圧縮が行われる中で、金融機関の統廃合は進んでいた。しかし、図1を見ると地方銀行の数は平成10年から平成29年の間でほとんど変化がないことがわかる。一方で第二地方銀行の数をみると、同一期間内で3割程度減少していることがわかる。これは、経営力を失った第二地方銀行の多くが地方銀行に吸収合併されている影響だと考えられる。しかし、上記に述べている、統合を行った、及び統合に関して議論されている銀行はともに地方銀行同士の統合となっている。ここからも、地域銀行の統廃合に関する議論は新たな局面に入っていることがわかる。

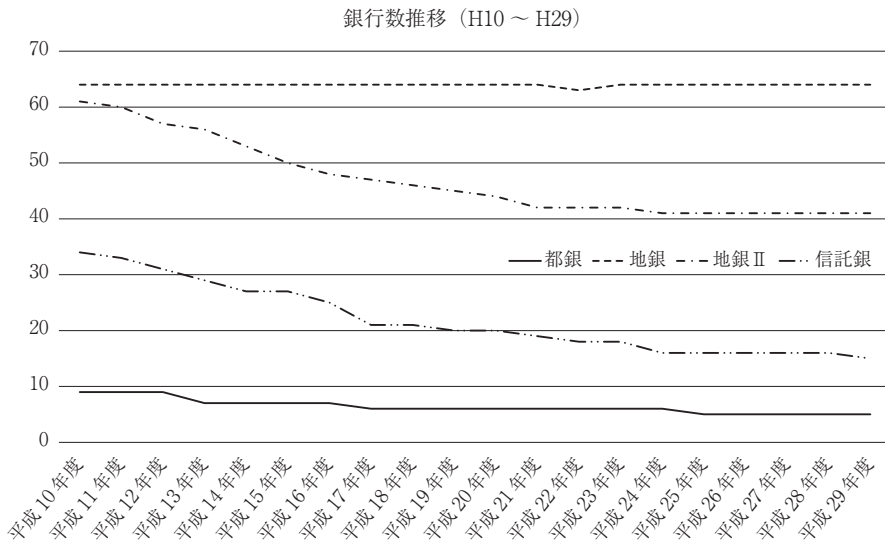


図1 銀行数推移

出所：預金保険機構「機構財務リポート」より筆者作成

以上のような現状分析を元に、本論文では地域銀行の寡占度上昇が地域金融市場にどのような影響を与えるのかについて分析する。本分析で地域銀行の再編・統合の効果を検証することで、地域銀行の生き残りの選択肢としての経営統合の妥当性を議論していく。次章では、先行研究を紹介するとともに、先ほど提示した2つの仮説について解説を加える。

Ⅲ 先行研究

本章では先行研究を紹介するが、その前に、Ⅱで出た2つの仮説に関する背景を紹介する。この2つの仮説、つまり効率性仮説と市場構造成果仮説は主に伝統的組織産業論に基礎づけられている。その中でも、シカゴ学派は「高集中は優れた企業の効率性の現われである。また、利潤率が高ければ新規参入が生じ、利潤率も集中度もやがて低下するので、その際には、高集中度は一時的なものである。」(柳川 [2001], 129 ページ) というように、競争市場のメカニズムを重視している。一方でハーバード学派は「企業行動においてカルテル体質がもたらされ、独占力によって経済厚生への損失が生じるために、政府の企業行動への介入によりカルテル [ママ] を排除したり、市場構造への直接的な介入により集中度を引き下げる必要が有る」(柳川 [2001], 129 ページ) というように独占、寡占における市場の失敗を重視している。前者は、効率性仮説、後者は市場構造成果仮説の背景として考えられる。

両者は寡占市場に対して相反する2つの効果を示している。端的に述べると、銀行の統廃合による経営効率化と寡占化は、経済にとって望ましいか否か、である。本論文においては、この2つは地域銀行の経営力の強化、そして寡占度上昇による市場の失敗、として認識されることとなる。以下では、一般的な伝統的産業組織論の枠組みではなく、本論文の前提に基づき、金融機関に対しての具体的な先行研究、及び理論を紹介していく。

1 効率性仮説と市場構造成果仮説

Demsetz [1973] が提唱した効率性仮説は、市場メカニズムの原理により、効率的な金融機関が成長することで、市場全体の効率性が高くなることを示している。より具体的には、店舗の統廃合を行うことで固定費を削減したり、情報を共有することで情報収集コストを削減することができる。

Focarelli and Panetta [2003] は預金市場において金融機関の合併が預金金利に与える影響について分析し、効率性仮説を支持した。また、市場構造成果仮説は、ミクロ経済学の寡占理論に基づき、寡占度の上昇が競争度を下げ、結果的に貸出金利が高くなるということを示している。Glibert [1984] によると、米国の実証研究においては貸出金利の上昇に関して統一的な結果は得られていない。

Berger [1995] は、計量経済学的な推定方法を用いて銀行の効率性を計測した。説明変数として先述した効率性の指標や集中度及び市場シェアを採用し、銀行の利潤率を被説明変数としている。Berger [1995] では、効率性の指標が有意となった場合には効率性仮説が、集中度及び市場シェアが有意になった場合、市場構造成果仮説が採用されるとしている。

2 日本の金融市場

本節では日本の地域金融市場に関して分析を行った先行研究を紹介する。安孫子・吉岡 [2003]

は都道府県別パネルデータを用いて貸出変動要因を計測している。結果は地域経済の成長や人口増加が有意な貸出拡大要因であることを示しており、本論文でも変数に地域の就業者数を用いることで地域経済の経済規模を要因として選択している。Hong and John [2011] は日本の銀行に関して競争と安定性の関係を調べている。競争度が高まると、もともと安定性の低かった銀行の安定性は高まるが、もともと安定性の高い銀行は安定性を損なうという結論が出ている。

Mori and Tsutsui [1989] は地域金融市場を都道府県単位でとらえ、クロスセクション分析を行った。この論文では市場集中度が高いほど生み出す利益率が高い傾向があると結論付けた。Alley [1993] も同様に分析を行っており、彼は市場構造成果仮説を直接検証している。結論として市場構造成果仮説を支持している。筒井・佐竹・内田 [2006] は都市銀行を対象に分析を行っており、市場構造成果仮説が成立すると結論付けた。

森 [2011] は地域銀行の貸出行動と地域経済環境の関係を、1990年代、2000年代の個別銀行別パネルデータを用いて分析している。さらに同論文では地域経済環境だけではなく、競争条件の影響、つまりハーフィンダール指数も変数として採用している。さらにダイナミック GMM 推定を用いることで、パネルデータ特有の問題に対処した分析を行っている。この論文では貸出シェアの増減が貸出供給増加率の増減と関係することが結論づけられており、地銀の貸出は地域経済環境や競争条件から影響を受けていることがわかった。

最後に、平賀・真鍋・吉野 [2017] に関して紹介する。この論文では寡占度と貸出金利の関係を都道府県別のパネルデータを用いて分析している。また、他の先行研究と比べて比較的直近のデータを使用していることから、近年の金融情勢を捉えた分析と言える。一方で、系列相関の有無を検定せずにハウスマン検定を行うなど、パネルデータの検定に関しては疑問の残る部分が存在しており、本論文ではそれらの検定を行うことでそれを補っている。また、貸出金利の導出に際しては完全競争市場における均衡金利を基準に考えている。本問題に関してはIVで解説を加える。平賀・真鍋・吉野 [2017] では寡占度の高まりは貸出金利の低下をもたらすと結論付けられており、効率性仮説を支持している。

本論文では主に森 [2011]、平賀・真鍋・吉野 [2017] を先行研究としている。これら2つの論文はともにパネルデータを採用しており、市場の競争条件が説明変数として採択されている。前者の研究課題は、直近のデータを使用できていない部分にある。バブル崩壊直後の特殊な環境下での分析であり、また、リーマンショック後の金融情勢の変化に対応できていない。これを踏まえて、本論文では2010年から2017年までのデータを採用している。また、後者の研究課題は都道府県別のデータを使用し、都道府県を1つの貸出主体とみなして実証分析を行っていることである。都道府県別の地域金融市場には複数の貸出主体が存在するため、本来は地域金融市場は寡占市場であると考えられる。よって本論文では個別行のデータを使用することでより現実に即した詳細な分析を行っている。

本節のまとめとして、本論文の分析に関して述べる。本論文では、リーマンショック後の2010年代の各地域銀行別パネルデータを用いている。また、都道府県を地域金融市場と捉え、パネル推定を行い、寡占度の上昇が貸出金利に与える影響について分析する。この推計によって現在の日本の地域金融市場において効率性仮説と市場構造成果仮説のどちらの効果が強いかを検証していく。

Ⅳ 理論

本章では本論文において重要な論点となる貸出金利と寡占度に関する理論的背景を整理する。本論文では、前章で記述された市場構造成果仮説と効率性仮説をモデルにおいては平賀・真鍋・吉野[2017]を参考としている。上記の論文ではモデルの説明に際して不完全競争市場を考えてはいるものの、貸出金利の導出に際しては完全競争市場における均衡金利を基準に考えている。しかし、現実的には地域金融市場は完全競争市場とは言えず、寡占状態となっている。そのため、本論文では新規性として不完全競争市場に基づく議論を行うことで、より理論と統合的な実証分析への橋渡しとする。

1 均衡：市場構造成果仮説

本節ではミクロ経済学における不完全競争市場の理論に基づいて、市場均衡を導出するとともに、市場構造成果仮説の理論的背景を検証する。本来、完全競争的な市場ならば貸出金利は貸出供給関数と貸出需要関数の交点によって決定される。つまり、貸出需要曲線と貸出供給曲線の方程式を解くことによって導出できる。一方で不完全競争市場を考えると、独占企業の最適条件は $MR=MC$ となる。ここでは簡単化のために独占市場を考えているが、少数企業による不完全競争市場である寡占競争を仮定したとしても、クールノーナッシュ均衡を考えると、貸出金利は独占市場同様に完全競争市場より高くなる。ただし、独占状態よりは低くなる。つまり、貸出金利は独占市場 $>$ 寡占市場 $>$ 完全競争市場となっている¹⁾。よってここでの結論、つまり寡占度上昇による貸出金利の上昇は寡占市場を考えても同様に導かれる。これを示した図が図2である。図からもわかるように独占状態の r は完全競争市場下の r よりも高くなっている²⁾。

以上より、不完全競争市場においては、寡占度が上昇し、独占状態に近づいていくにつれて、貸出金利が高まることが分かった。市場構造成果仮説ではこうした理論的背景を元に貸出金利が上昇する。

2 均衡：効率化仮説

本節では効率化仮説について検証する。銀行の統合を通じた効率化によって図2の限界費用曲線(MC)は右シフトすることになる。これは現実の動きとして、店舗やATMの統廃合などを通じたランニングコストや情報コストの削減として表れている。これを示した図が以下の図3となる。図からもわかるように、貸出金利は独占状態のそれよりも下がっている。

以上より、銀行の統合によって経営が効率化すると、貸出金利が下がることが分かった。効率化仮説ではこうした理論的背景を元に貸出金利が低下する。

1) Appendixを参照せよ。

2) なお、この議論においては簡単化のためにベルトランモデルに関しては考えていない。ベルトランモデルでは製品差別化がない場合が多く、また、価格が低い企業が全ての需要を得るモデルである。しかし現実においてメインバンク制といった存在があることや、政府系金融といった貸出金利の低い金融機関が全ての需要を得ていない。

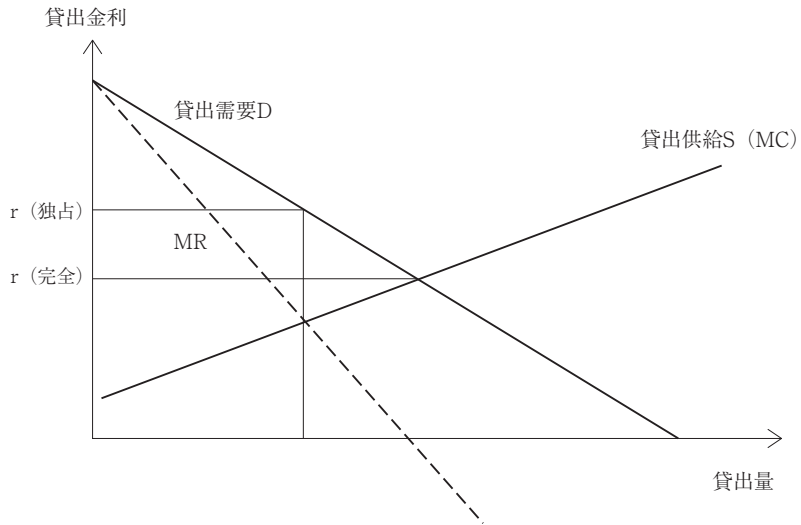


図2 市場均衡
筆者作成

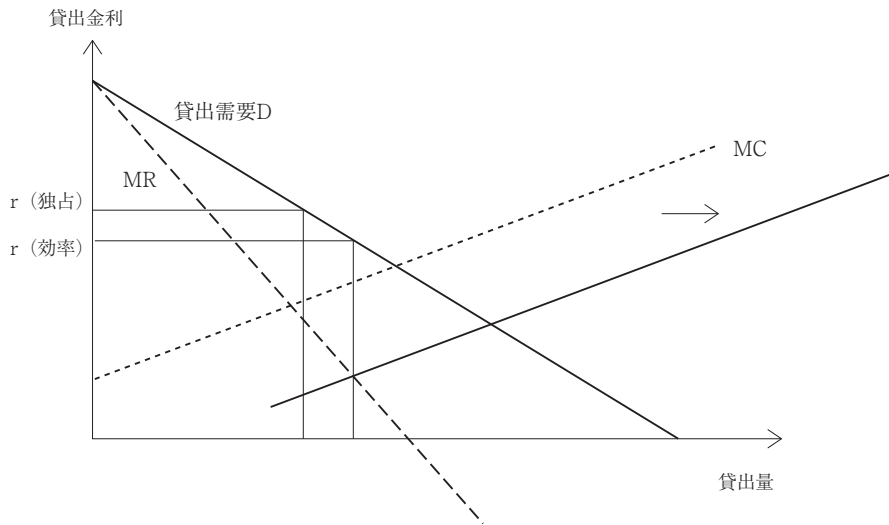


図3 市場均衡
筆者作成

V 実証分析

1 モデル

本節では実証分析に使用する推計モデルを定義する。前章での議論を元に考えると、貸出金利は不完全市場下における限界収入曲線と限界費用曲線によって決定される貸出量に対応している限界収入曲線で決まることとなる。よって期待される係数の符号条件は、それらの動きを分析すること

で求められる。推計モデルは以下の通り。

$$RATE_{it} = c_i + \beta_1 WORKER_{it} + \beta_2 UN_{it} + \beta_3 DEPOSIT_{it} + \beta_4 HHI_{it} + \beta_5 RISK_{it} + \epsilon_{it}$$

ここで、 $RATE_{it}$ は貸出金利、 $WORKER_{it}$ は就業者数、 UN_{it} は失業率、 $DEPOSIT_{it}$ は預金残高、 HHI_{it} はハーフィンダール指数、 $RISK_{it}$ は貸倒引当金を表す。また、 c_i は定数項、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 は係数であり、 ϵ_{it} は誤差項を表す。 i は個別行に対応したデータ³⁾を表し、 t は年度を表す。貸出金利に関して期待される符号条件は以下の通りである。

就業者数は需要曲線に影響を及ぼすと考えられる、地域企業要因の代理変数である。地域企業の成長、及び地域経済の活発化は需要曲線を右方シフトさせる。すなわち、限界収入曲線も右方シフトすると考えられる。よって $\beta_1 > 0$ であることが期待される。

失業率は地域経済のリスクを示す代理変数である。失業率の高まりは地域企業の経営状況の悪化を示し、その地域の経済は不安定なものになるため、銀行のモニタリングコストは増加すると考えられる。つまり失業率の上昇は、限界費用曲線を左方シフトさせると考えられる。よって $\beta_2 > 0$ であることが期待される。

預金残高は預金市場からの資金調達の容易さを表す代理変数である。銀行の資金調達のしやすさが増加すると、資金調達コストは減少し、限界費用曲線は右方シフトすると考えられる。よって $\beta_3 < 0$ であることが期待される。

ハーフィンダール指数は市場の寡占度を示す変数である。0が完全競争市場を示し、10000が独占市場を示す。ハーフィンダール指数に関しては、IVでの理論的背景に基づき、どちらの仮説が成立するかによって符号条件が異なる。市場構造成果仮説が成立するならば、 $\beta_4 > 0$ 、効率性仮説が成立するならば $\beta_4 < 0$ となるはずである。

貸倒引当金は銀行自身の抱えるリスクを示す変数である。銀行の抱えるリスクが大きいと貸出量を低下させ、1単位あたりの費用増加につながる。つまり限界費用曲線は左方シフトすると考えられる。よって $\beta_5 > 0$ であることが期待される。

2 データ

分析に用いるデータを以下に示す。なお、分析に際しては2010年から2017年までの年次データを利用しており、個別行104行のデータを利用している。つまり、サンプルサイズが $104 \times 8 = 832$ のパネルデータを使用している。

貸出金利に関しては、全国銀行協会の統計資料である年度別全国銀行財務諸表分析より各年度の決算ファイルを取得し、各行の貸出金利息を分子に、各行の貸出総額を分母に算出している。

貸倒引当金に関しても、上記と同様に全国銀行協会の年度別銀行財務諸表分析より各行別のデータを取得している。

預金残高に関しては、日本銀行の時系列統計データ検索サイトより、各都道府県別の預金残高を年度変換したうえで使用している。

3) ただし、就業者数、失業率、ハーフィンダール指数に関しては各地域銀行の本行が所在している都道府県のデータを用いている。次節で詳述する。

就業者数、失業率に関しては総務省の e-stat における労働力調査、都道府県別結果より時系列データより取得した。

ハーフィンダール指数に関しては、まず県内貸出シェアを算出することで計算している。県内貸出シェアに関して、分母となる県内貸出額合計は「金融マップ」(金融ジャーナル社、月刊金融ジャーナル増刊号)より、都道府県別の都道府県別の都市銀行貸出合計、長信銀貸出合計、信託銀行貸出合計、信用金庫貸出合計、信用組合同計、および各地銀の貸出金額の合計とした。また、分子については同様に「金融マップ」より、各銀行の県内貸出額としている。これにより、県内貸出シェアを算出し、ハーフィンダール指数の定義⁴⁾に基づいて、各地域金融市場のハーフィンダール指数を計算した。なお、都道府県別でしか取得できなかったデータに関しては地域銀行の拠点が地域金融市場にあることを踏まえ、各地域銀行の本行が所在する都道府県のデータを用い、各行別の地域金融市場を示す変数としている。各変数の記述統計は以下の表1の通りである。

表1 記述統計量

| | RATE | WORKER | UN | DEPOSIT | HHI | RISK |
|--------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Mean | 1.584780 | 1580.897 | 3.603125 | 185825.7 | 2143.141 | 19329.78 |
| Median | 1.538824 | 932.0000 | 3.500000 | 67311.71 | 2127.436 | 13820.50 |
| Maximum | 3.593986 | 7682.000 | 7.500000 | 2620889. | 3502.266 | 109044.0 |
| Minimum | 0.859128 | 287.0000 | 1.100000 | 19950.75 | 751.5561 | 668.0000 |
| Std. Dev. | 0.404489 | 1613.212 | 1.043697 | 391619.0 | 541.2118 | 17725.51 |
| Skewness | 1.045510 | 2.023199 | 0.707005 | 4.310140 | 0.064676 | 2.071079 |
| Kurtosis | 5.180744 | 6.860931 | 3.656768 | 22.05278 | 2.810733 | 8.421634 |
| Jarque-Bera | 316.4376 | 1084.378 | 84.26662 | 15160.35 | 1.821856 | 1613.789 |
| Probability | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.402151 | 0.000000 |
| Sum | 1318.537 | 1315306. | 2997.800 | 1.55E+08 | 1783093. | 16082373 |
| Sum Sq. Dev. | 135.9609 | 2.16E+09 | 905.2119 | 1.27E+14 | 2.43E+08 | 2.61E+11 |
| Observations | 832 | 832 | 832 | 832 | 832 | 832 |

3 結果

上式に関してパネルデータ分析を行う。なお、統計ソフトはEviewsを使用した。パネルデータ分析では、固定効果モデルと変量効果モデルのいずれを採択するかを決定するためにハウスマン検定を行う。ハウスマン検定を行うための仮定として系列相関がないことが挙げられる。そのため、まず系列相関に関しての検定を行った。なお検定方法は松浦・マッケンジー [2012] (pp. 349-355)による。検定結果は以下の表2の通りである。表2から、系列相関がないという帰無仮説は棄却され、系列相関が存在することがわかった。よって本分析ではハウスマン検定が行えず、固定効果モデル、変量効果モデルのどちらを採択するかに関して機械的な分析を行うことができなかった。そのため、双方の結果を報告する。なお、系列相関の存在による標準誤差やt値の修正は、Whiteperiodを選択することで、頑健な値を推定している。

4) 市場に存在する企業の市場占有率を二乗和したものである。

表 2 autocorrelation

Wald Test:
Equation: CORRELATION

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|----------------|----------|----------|-------------|
| t-statistic | 18.06052 | 623 | 0.0000 |
| F-statistic | 326.1823 | (1, 623) | 0.0000 |
| Chi-square | 326.1823 | 1 | 0.0000 |

Null Hypothesis: $C(1) = -0.5$
Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (=0) | Value | Std. Err. |
|-----------------------------|----------|-----------|
| $0.5 + C(1)$ | 0.651267 | 0.036060 |

Restrictions are linear in coefficients.

以下に示される表 3 が固定効果モデルを採択して行った分析であり、表 4 が変量効果モデルを採択して行った分析である。

表 3 Fixed Effect Model

Dependent Variable: RATE
Method: Panel Least Squares
Date: 11/25/18 Time: 23:42
Sample: 22 29
Periods included: 8
Cross-sections included: 104
Total panel (balanced) observations: 832
White period standard errors & covariance (d.f. corrected)
WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 1.319737 | 0.396037 | 3.332355 | 0.0009 |
| WORKER | -0.000152 | 0.000197 | -0.770558 | 0.4412 |
| UN | 0.263087 | 0.010798 | 24.36475 | 0.0000 |
| DEPOSIT | -4.95E - 08 | 1.42E - 07 | -0.349045 | 0.7272 |
| HHI | -0.000232 | 6.28E - 05 | -3.702588 | 0.0002 |
| RISK | 3.32E - 06 | 7.82E - 07 | 4.239957 | 0.0000 |

Effects Specification

| Cross-section fixed (dummy variables) | | | |
|---------------------------------------|----------|-----------------------|-----------|
| R-squared | 0.953642 | Mean dependent var | 1.584780 |
| Adjusted R-squared | 0.946717 | S.D. dependent var | 0.404489 |
| S.E. of regression | 0.093368 | Akaike info criterion | -1.782934 |
| Sum squared resid | 6.302853 | Schwarz criterion | -1.164066 |
| Log likelihood | 850.7004 | Hannan-Quinn criter. | -1.545634 |
| F-statistic | 137.7136 | Durbin-Watson stat | 0.900598 |
| Prob (F-statistic) | 0.000000 | | |

表4 Random Effect Model

Dependent Variable: RATE
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
Date: 11/25/18 Time: 23:40
Sample: 22 29
Periods included: 8
Cross-sections included: 104
Total panel (balanced) observations: 832
Swamy and Arora estimator of component variances
White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.852447 | 0.120032 | 7.101840 | 0.0000 |
| WORKER | -1.33E - 05 | 2.85E - 05 | -0.467529 | 0.6402 |
| UN | 0.272778 | 0.009281 | 29.38964 | 0.0000 |
| DEPOSIT | -5.47E - 08 | 6.14E - 08 | -0.891600 | 0.3729 |
| HHI | -0.000122 | 4.38E - 05 | -2.788540 | 0.0054 |
| RISK | 2.19E - 06 | 8.62E - 07 | 2.535934 | 0.0114 |

| Effects Specification | | |
|-----------------------|----------|--------|
| | S.D. | Rho |
| Cross-section random | 0.293421 | 0.9081 |
| Idiosyncratic random | 0.093368 | 0.0919 |

| Weighted Statistics | | | |
|---------------------|----------|--------------------|----------|
| R-squared | 0.845685 | Mean dependent var | 0.177175 |
| Adjusted R-squared | 0.844751 | S.D. dependent var | 0.245533 |
| S.E. of regression | 0.096744 | Sum squared resid | 7.730905 |
| F-statistic | 905.3376 | Durbin-Watson stat | 0.745243 |
| Prob (F-statistic) | 0.000000 | | |

| Unweighted Statistics | | | |
|-----------------------|----------|--------------------|----------|
| R-squared | 0.168357 | Mean dependent var | 1.584780 |
| Sum squared resid | 113.0710 | Durbin-Watson stat | 0.050954 |

就業者数、預金残高に関してはどちらのモデルを採択しても統計的に有意な結果は出ていない。この原因として、就業者数に関しては企業の生産活動の代理変数として適切でなかった可能性がある。先行研究では都道府県別の県内総生産成長率を使用していたが、今回は足許のデータが得られなかったため上記のデータを代理変数としている。今後のデータの集積を待ちたい。預金残高に関しては、市場の流動性が考えられる。各地域銀行は様々な資金調達方法を持っている可能性があり、預金市場が資金調達コスト、ひいては限界費用曲線に与える影響が小さかったと考えられる。

失業率については、両モデルにおいて係数が正に有意となっている。これは先ほどの章で示した期待される符号条件と一致する。失業率は地域経済のリスクを示す変数として用いており、失業者が多く発生している地域金融市場で開業している地域銀行はそのリスクを受けて貸出金利を高く設定している傾向にある。

貸倒引当金に関しては両モデルで係数が正に有意となっている。これも同様に、先ほどの章で示

した期待される符号条件と一致している。地域銀行は銀行自身の抱えるリスクを受けて、貸出金利を高く設定している傾向にある。

寡占度指数であるハーフィンダール指数に関しては、どちらのモデルについても係数は負に有意である。寡占度が上昇することによって貸出金利が低下することが示されており、効率性仮説の効果が大きいということが示唆される。つまり、地域金融機関の経営統合は、経営の効率化を通じて、貸出金利を下げる可能性があることがわかる。また、このことから直近の日本の地域金融市場は効率的ではなかった可能性が示唆される。

VI まとめ

本論文では、地域金融市場における寡占度と貸出金利の関係に関して実証分析を行った。理論的背景として伝統的産業組織論に基づいた市場構造成果仮説と効率性仮説を考え、地域金融市場、地域銀行にこれを当てはめた。つまり、寡占度が高まることで貸出金利が上昇するという市場構造成果仮説と、寡占度が高まることで貸出金利が低下するという効率性仮説のどちらの効果が大きいのかについて検証した。

本論文で得られた結論は以下の通りである。寡占度指数であるハーフィンダール指数に関しては、採用されたモデルに関わらず負に有意な結果を得た。すなわち、市場構造成果仮説の効果を上回り、効率性仮説の効果が大きくなったということである。都道府県別の分析ではなく、各個別行単位での分析においても、先行研究である平賀・真鍋・吉野〔2017〕と同様の結論を得られたといえる。また、新たに導入した金融機関の抱えるリスクを示す変数である貸倒引当金は正に有意な結果が得られている。地域経済のリスクを示す失業率の変数も同様に正に有意だったことを考えると、地域金融機関は自身の抱えるリスクや地域経済のリスクに対して敏感に対応し貸出金利を変更している可能性がある。

本論文の意義は以下の通りである。地域金融機関の統合を通じた市場寡占度の増加の効果を理論的な背景を元に検証することができた。また、先行研究が研究課題として挙げていた、個別行での分析を行い、同じ結論を得られたことも興味深い。さらに、リスクに関する変数を新たに導入することで、地域銀行のリスクへの反応を見ることができたことも本論文の意義といえる。

現状分析でも述べているように、現在地域銀行は厳しい環境にさらされている。地域銀行がリスクに対して反応するものこうしたことが要因の1つであろう。その中でも図1からもわかるように、地域銀行の数自体は大きく変わっておらず、競争的な市場が形成されていない可能性が示唆される。また、V3で述べたように日本の現在の地域金融市場には非効率的な地域がある可能性も存在する。本論文の分析から、現在の日本では寡占度の上昇は貸出金利の低下につながる可能性があることがわかった。IVを考えると、これは経営効率化の結果が一要因であると考えられる。経営の厳しい地域銀行の打開策の1つとして、経営統合などの地銀再編は有効であるといえる。ただし、注意しなければならないのは再編が即座に効率化につながるわけではないことである。再編後も店舗の統廃合やコストカットなど経営効率化に対する努力を促さなければ、再編の効果は薄くなると考えられる。また、再編に際してはしかるべき機関がその後の市場が競争的かどうかを監視していく必要がある。独占状態となった市場が、本来の受益者足りうる地域企業や地域住民の損失につながるよう、注意を払うべきだ。本論文が地域銀行の再編に関する活発な議論を促進することを

期待する。

本論文に残された課題は以下の通りである。第1に長期データを用いた分析である。2018年度現在、銀行の統合が進んでいる以上、本年度は地銀再編に際して1つの大きな分岐点であったといえる。したがって、地銀再編は現在進行形の現象であるため、再編による効果を検証するには本年度を含むさらなる長期データを用いた分析が必要となる。第2に、その他の金融機関を対象とした分析である。地域金融市場に対しては信用金庫や信用組合といったより小さな主体も存在している。そちらでは大きく統廃合が進んでいる以上、同様の分析を上記のような別の金融機関においても試してみることも考えられる。第3に、分析手法の再検討も必要である。今回の分析では系列相関が認められたことからハウスマン検定を行わず、結果的に分析モデルの選択ができずにいる。適切な変数選択だけでなく、操作変数法やGMM推定といった、さらに高度な推計手法で分析を行えば、より結果に頑健性が得られる可能性がある。これらについては今後の研究課題として進めたい。

Appendix

本 Appendix ではIV 1で紹介された、不完全競争市場下での貸出金利を導出する。

市場に銀行数を n 、銀行 i の貸出額を l_i 、総貸出額を L 、貸出金利を r とおく。ここでは簡単化のためどの企業も固定費用は0で限界費用は一定の c とし、逆需要関数を $r = a - L$ とする。

全ての銀行は同時に貸出額を決められるものとする。このとき、銀行 i の利潤は $\pi_i = lr - cl_i = l_i(a - (l_1 + l_2 + \dots + l_n) - c)$ であり、銀行1の利潤は $\pi_1 = l_1(a - (l_1 + l_2 + \dots + l_n) - c)$ である。ここで銀行1の利潤最大化条件は $d\pi_1/dl_1 = 0$ となる。

この式を変形すると $l_2 + l_3 + \dots + l_n = -2l_1 + a - c$ となるため、各銀行の貸出額の式は以下のようになる。

$$l_1 + l_3 + \dots + l_n = -2l_2 + a - c$$

⋮

$$l_1 + l_2 + l_3 + \dots + l_{n-1} = -2l_n + a - c$$

以上の式を連立すると $l_1 = l_2 = l_3 = \dots = l_n$ ということがわかるため、 $l_i = (a - c)/(n + 1)$ となる。このとき、貸出金利 r は $r = (a + nc)/(n + 1)$ となる。また、 $n = 1$ が独占市場であり、 $n = \infty$ が完全競争市場を表す。この n の関係をグラフに示したのが以下の図4である。ここでは $a = 3$ 、 $c = 1$ 、 $n = 100$ で計算している。この図4からみてもわかるように、独占に近づくほど貸出金利は上昇し、完全競争市場に近づくほど貸出金利は低下する。

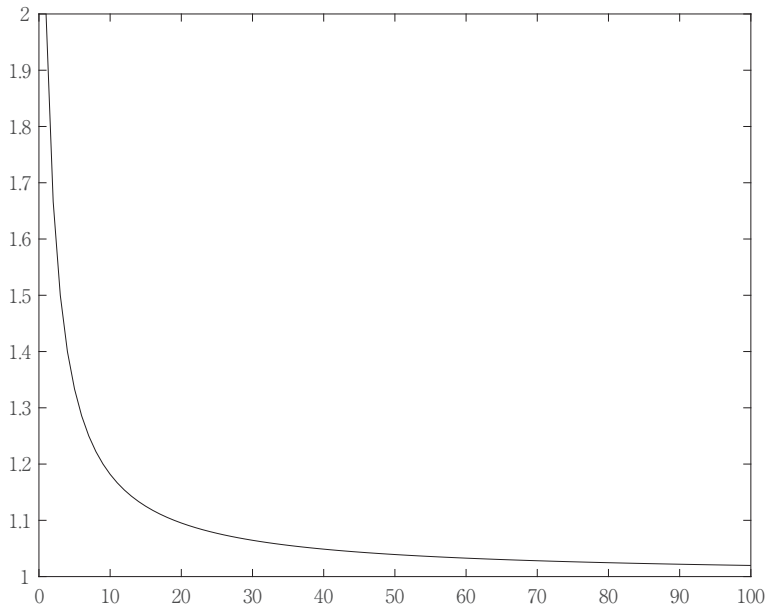


図4 貸出金利
筆者作成

参考文献

- [1] 安孫子勇一, 吉岡孝昭 [2003], 「パネル・データを用いた地域経済と地域金融に関する実証分析」『大阪大学経済学』第53巻第2号。
- [2] 神取道宏 [2015], 『ミクロ経済学の力』日本評論社。
- [3] 北村行伸 [2004], 「第3講パネルデータ分析の基礎」, 一橋大学経済研究所。(http://www.ier.hit-u.ac.jp/kitamura/lecture/Hit/04Statsys3.pdf, 2018/11/27 アクセス)
- [4] 金融庁 [2018], 「地域金融の課題と競争のあり方」, 金融仲介の改善に向けた検討会議。(https://www.fsa.go.jp/singi/kinyuchukai/kyousou/20180411/01.pdf, 2018/11/27 アクセス)
- [5] 小西葉子 [2010], 「Eviews マニュアル」(http://ykonishi.web.fc2.com/text.html, 2018/11/27 アクセス)
- [6] 筒井義郎, 佐竹光彦, 内田浩史 [2006], 「効率性仮説と市場構造 = 行動 = 成果仮説 : 再訪」RIETI Discussion Paper Series 06-J-001。
- [7] 日比規雄 [2018], 「地域銀行の現状と課題 — 求められる経営基盤の確立 —」, 『立法と調査』402, 50-64頁。
- [8] 平賀一希, 真鍋雅史, 吉野直行 [2016], 「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ディスカッションペーパー』。
- [9] 松浦克己, コリン・マッケンジー [2012], 『EViewsによる計量経済分析 — 第2版。 —』東洋経済新報社。
- [10] 森祐司 [2011], 「地域銀行と地域経済に関する実証分析」信金中金月報 10(6), pp. 39-59。
- [11] 柳川隆 [2001], 「産業組織論の分析枠組 : 新産業組織論と構造 - 行動 - 成果パラダイム」神戸大学経済学研究年報 47, pp. 125-142。
- [12] 日本経済新聞 [2018.6.4], 「債券運用, 約7割の地銀で損失計上今期も外債投資, 困難に」, (https://www.nikkei.com/article/DGXMZO31323000U8A600C1EE9000/, 2018/11/27 アクセス)
- [13] 日本経済新聞 [2018.9.26], 「地銀の本業利益, 半分が赤字 金融庁が集計」, (https://www.nikkei.com/article/DGXMZO35772840W8A920C1EE9000/, 2018/11/27 アクセス)
- [14] 日本経済新聞 [2018.11.7], 「地銀統合の基準見直し検討政府, 未来投資会議で議論独禁法運用など課題」, (https://r.nikkei.com/article/DGKKZO37434880W8A101C1EE8000?type=my#IAAUAgAAMA, 2018/11/27 アクセス)
- [15] IHS Global Inc [2017], 「Eviews10 ユーザーズガイド II」
- [16] Allen N. Berger [1995], “The Profit-Structure Relationship in Banking—Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 2, pp. 404-431.
- [17] Alley, W.A. [1993], “Collusion versus Efficiency in the Japanese Regional Banking Industry,” *Economic Studies Quarterly* 44(3), pp. 206-215
- [18] Demsetz, H [1973], “The Profit-Structure in Banking—Tests of Market Power and Efficient-Structure Hypothesis,” *Journal of Law and Economics* 16(1), pp. 1-9.
- [19] Focarelli, Panetta [2003], “Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits,” *The American Economic Review*, 93(4), pp. 1152-1172.
- [20] Gilbert, R.A. [1984], “Bank Market Structure and Competition: A Survey,” *Journal of Money, Credit and Banking* 16(4), pp. 617-712.
- [21] Mori Nobuhiro and Tsutsui Yoshiro. [1989] “Bank Market Structure and Performance: Evidence From Japan,” *The Economic Studies Quarterly*, Vol. 40, No. 4, pp. 296-316.
- [22] Wilson, John O. S and Hong Liu [2011], “Bank Type, Competition and Stability in Japanese Banking.”