

超低金利下におけるわが国地域銀行の預貸率について：
パネルデータによる分析

小塚 匡文

September, 2021

Discussion Paper No. 2123

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

超低金利下におけるわが国地域銀行の預貸率について：

パネルデータによる分析

小塚 匡文⁺*

<要旨>

本稿では、預貸率に影響を及ぼす要因について、地域銀行（地方銀行・第二地方銀行）のパネルデータを用いた実証分析を展開している。地域銀行の預貸率は、営業地盤からの預金をそのエリア内に循環させているかどうかを示す指標であり、地域経済への影響をあらわすものである。本稿で考慮する要因は、失業率、県内総生産、貸出約定金利、高齢化比率、マイナス金利政策ダミー、地域銀行の統合・連携ダミーである。これらのうち、県内総生産の影響は符号条件と異なる推定結果が得られ、特に第二地方銀行では負の影響を及ぼしていたことが示された。このことから、地域銀行、特に第二地方銀行の取引先の企業が域内の経済成長の成果を享受できていないことが示唆される。また高齢化比率の影響についても地方銀行と第二地方銀行で異なっていることが示されたが、これは預金者の構成の違いによるものと思われる。このように預貸率を決める各要因の影響には、地方銀行と第二地方銀行で違いがあることから、これを踏まえた預貸率の考察が重要となることが示された。また、統合・連携は預貸率に正の影響を及ぼす可能性があることも示されており、このことから地域銀行間の経営統合や提携の預貸率（銀行貸出）への影響を注視することが重要であると考えられる。

キーワード：預貸率，預証率，地域銀行，経営統合・連携

⁺ 摂南大学経済学部／神戸大学経済学研究科研究員

E-mail: koduka-po.osu@hotmail.co.jp

^{*} 本稿の執筆にあたっては、本多佑三先生（大阪学院大学）、家森信善先生（神戸大学）、及びアジア太平洋研究所における研究プロジェクト「マイナス金利環境下における地域金融機関の現状と課題」の参加者より、多くの有益なコメントをいただきました。謹んで感謝申し上げます。本稿は、同プロジェクトの報告書に加筆・修正したものです。なお、この論文に含まれ得る誤謬は、すべて筆者の責任に帰するものです。

1. はじめに

本稿では、わが国の地方銀行および第二地方銀行（以下、まとめて地域銀行と呼ぶ）の預貸率について、その決定要因や金融環境の変化との関係について検証する。具体的には、県内総生産や失業率、高齢化比率といった各都道府県の経済状況をあらわす変数、地域銀行の経営統合・提携や合併といった地方の金融環境の変化、そして量的・質的金融緩和やいわゆるマイナス金利政策があったときの預貸率の動向について、パネルデータを用いて分析する。

全国銀行協会の定義によれば、預貸率は $(\text{貸出金}) \div (\text{預金} + \text{譲渡性預金} + \text{債券})$ であらわされる。預貸率は、主に預金からなる銀行の利用可能な資金を、本来の業務である貸出にどれだけ使っているか、を示すものである。銀行行動を検証する際には、貸出残高に着目した貸出需要関数によるものが多い（小塚 2013 など）。にもかかわらず、本稿で預貸率を対象とする理由は、地域銀行が営業基盤の地域より集めた預金を、その地域に循環させているかどうかをあらわす指標とみなせるからであり、低い預貸率は地域経済に負の影響を及ぼしている、とも考えることができるからである。よって、預貸率は銀行行動を検証する上で重要なものであると言える。また、貸出債権からの収益は、約定返済が多くの場合でなされることから、有価証券などその他の収益よりもリスクが小さいものと考えられる。このことより、預貸率が低下することは安定した収益を期待できるものに資金を使っていないことを意味することになり、これも預貸率に着目する理由と言える。

本稿では、2006 年度から 2017 年度の各地域銀行のパネルデータを用いた実証分析を展開した。まず、上記の期間における各銀行の預貸率と預証率の間に存在する Granger の意味での因果性の検証した結果、多くの期間で両者の間に Granger の意味での因果性がないことが示された。さらに預貸率の決定要因を検証した結果、預貸率は失業率から負の影響を受けていること、県内総生産は第二地方銀行の預貸率にのみ負の影響を与えていること、貸出約定金利は地域銀行の貸出への姿勢にも大きな影響を与えていること、高齢化比率は、地方銀行の預貸率には正の影響を及ぼしていること、そして地域銀行の統合・

連携は、地方銀行・第二地方銀行ともに、預貸率に正の影響を及ぼしていることが示された。このように、預貸率を決める経済面・金融面の要因には、地方銀行と第二地方銀行で違いがあることから、この相違点を踏まえた考察が必要であることが示唆されている。そして、地域銀行間の経営統合や提携が今後も進むと見られる状況にあることから、これらの動きが預貸率（または銀行貸出）に及ぼす影響に注視するべきであると考えられる。

本稿の第2節では、預貸率の動向を概観し、および預貸率に影響を与える要因についての考察を進める。第3節は先行研究の紹介、第4節は実証分析、第5節は結論である。

2. 預貸率の動きと決定要因

本節では、具体的な実証分析に入る前に、地域銀行の預貸率やそれらに関連する指標からわかることについて、近年のものと長期的なものに分けて概観する。続いて、預貸率に影響を与える要因についての考察を進める。

2.1 預貸率の推移

まず、近年の動向を見ることとする。図表1は、2016年度以降の地域銀行における預貸率の推移をまとめたものである。これによると、2018年度以降は地方銀行・第二地方銀行ともに預貸率は微増傾向にある。ただし2020年度（2021年3月期）は新型コロナウイルス禍への対応として実施された支援金・給付金の入金があったため、預金額が増加し、預貸率が低下している。そして微増傾向にある預貸率は、預金に比して貸付の増加幅は僅かに大きいためであり、貸付が大きく増えたわけではないことに注意が必要である。

さて、預金を受け入れた銀行が貸出からの収益を期待できないようであれば、収益を確保するために他の手段に頼ることとなる。その1つが有価証券への投資であり、預証率（=有価証券÷（預金+譲渡性預金））はその動きに関連する指標である。後の分析で預貸率との関係を検証するが、預貸率と預証率は一定の関係があると考えられることから、図表2・図表3を参考にしながら、預証率の動向をとりあげる。

図表 1 地域銀行の預貸率の推移

	2016年 3月	2018年 3月	2020年 3月	2021年 3月
地銀	71.9%	73.9%	76.9%	73.6%
第二地銀	74.4%	76.2%	77.2%	76.4%

図表 2 地域銀行の預証率の推移

	2016年 9月	2018年 9月	2020年 9月
地銀	30.2%	25.6%	22.9%
第二地銀	24.4%	20.8%	18.8%

図表 3 銀行保有有価証券の推移（単位％）

国債	2016年 9月	2018年 9月	2020年 9月
地銀	45.4%	35.2%	25.7%
第二地銀	40.2%	31.5%	25.3%

地方債	2016年 9月	2018年 9月	2020年 9月
地銀	14.9%	19.1%	26.7%
第二地銀	11.6%	15.0%	18.6%

社債	2016年 9月	2018年 9月	2020年 9月
地銀	24.2%	25.1%	25.1%
第二地銀	30.1%	29.1%	29.5%

株式	2016年 9月	2018年 9月	2020年 9月
地銀	5.1%	5.6%	5.3%
第二地銀	4.7%	5.5%	5.3%

（注）（注）図表 1～3 のデータは、『金融ジャーナル』（2017 年、2019 年、2021 年の 1 月号、5 月号）より取得したものである。

図表 2 は、2016 年度以降に預証率の動向をまとめたものであるが、これより、預証率は低下傾向にあることがわかる。そして図表 3 は有価証券の内訳をあらわしているが、ここからいくつか特徴が見られる。まず、国債の比率は 2016 年度以降、地銀・第二地銀ともに大幅に低下している。これは、量的・質的金融緩和政策で日本銀行が国債の購入を進めたことが影響しているものと考えられる。

図表4 地方債と地域銀行の保有有価証券

都道府県	歳入に占める地方債の割合 (単位%/2019年度)	地域銀行の保有有価証券に 占める地方債の割合 (単位%/2020年9月期)
三重県	17.42	30.77
高知県	16.93	28.18
群馬県	16.42	39.59
岐阜県	16.27	40.39
福岡県	15.51	13.87
富山県	15.50	24.31
鳥取県	15.42	57.26
長野県	15.29	17.86
山梨県	15.16	26.85
静岡県	15.06	22.78
和歌山県	14.93	25.65
栃木県	14.88	16.94
山形県	14.85	27.73
北海道	14.79	30.52
秋田県	14.71	32.34

(注) 保有有価証券に占める地方債の比率は地銀で平均 26.7%、第二地銀で平均 18.6%、両方を合算すると平均 25.4%である(『金融ジャーナル』2021年5月号「全国銀行の国債保有比率」より)。塗りつぶした箇所は、平均を上回っていることを意味する。

その一方で、2016年度以降、地方債の比率が1.5倍～2倍近くに増加している。この他、社債の比率が高く、株式の比率は高くないこと、そしてその比率は2016年以降も微減傾向にあることが示されている。これは、いわゆる「5%ルール」によるものもしくは、バーゼルⅢ最終化に際して、リスクウェイトが高まったことの影響である可能性がある。

これらのことから、減少傾向にある地域銀行の預証率は、国債を日銀に売却した後も、有価証券の中では相対的にリスクの低い地方債や社債を多く保有す

る傾向が強いことがわかる。安全資産を志向する点では、地域銀行の行動は従来と大きく変わっていないと思われる。

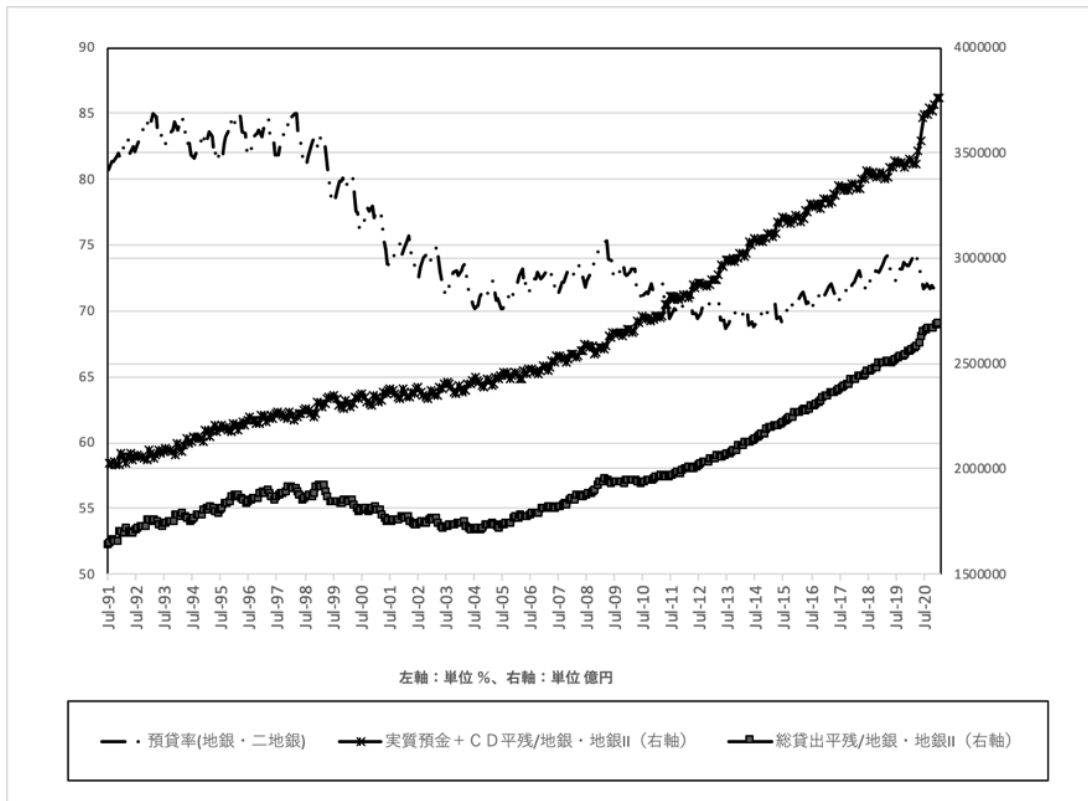
なお、地域銀行が地方債の保有を増やしている点については、地域金融機関としての行動の結果である可能性がある。図表4によれば、歳入に占める地方債の割合の高い都道府県に本店が所在する地域銀行は、保有有価証券に占める地方債の割合が平均よりも高い傾向にある。しかし全国規模で展開する大手行は、地方債の比率は低く5.8%低度であるが、国債の比率は平均64%と地域銀行より高い（ともに2020年9月期平均）。これらのことから、地方債の保有は本拠とする都道府県の地方債発行に応じた地域銀行の取り組みである可能性が高いことが示唆される。ただし詳細はこの章の分析対象から外れるため、稿を改めて論じる方針である。なお、歳入に占める地方債の割合は総務省発行の『平成29年・30年・令和元年度都道府県決算状況調』第3表（歳入内訳）3-2（都道府県別内訳）より、銀行の保有有価証券に占める地方債の割合は『金融ジャーナル』2021年の5月号「全国銀行の国債保有比率」から取得したものである。

この他、保有有価証券に占める株式の比率が近年でも上昇傾向にある銀行も存在する（例：富山第一銀行など）。このような銀行の行動について検証を進めることは、今後の地域銀行のあり方を考える上でも重要な問題ではあるが、こちらも本稿の目的から外れるため、稿を改めて述べることにしたい。

続いて1990年代以降における地域銀行の預貸率を概観する。前述のように短期的には預貸率は微増傾向にあったが、図表5にあるように、1990年代から見ると地域銀行の預貸率は低下傾向にあることがわかる。

詳細を見ると、1998年の時点では80%台の水準であったが、2010年代半ばには70%程度まで低下している。しかし同じ図表5にある地域銀行の預金・貸出の推移を見ると、どちらも増加している。しかし預金の伸びと比べて、貸出の伸びは鈍いものであり、それが預貸率の低下となってあらわれているものと考えられる。この点は、前述のように短期的な動向と類似のもので、貸出のみ、あるいは預金のみが変化したわけではないことがわかる。

図表 5 預貸率(1991年—2020年)



(出所)「日本銀行統計／預金・貸出の動向」

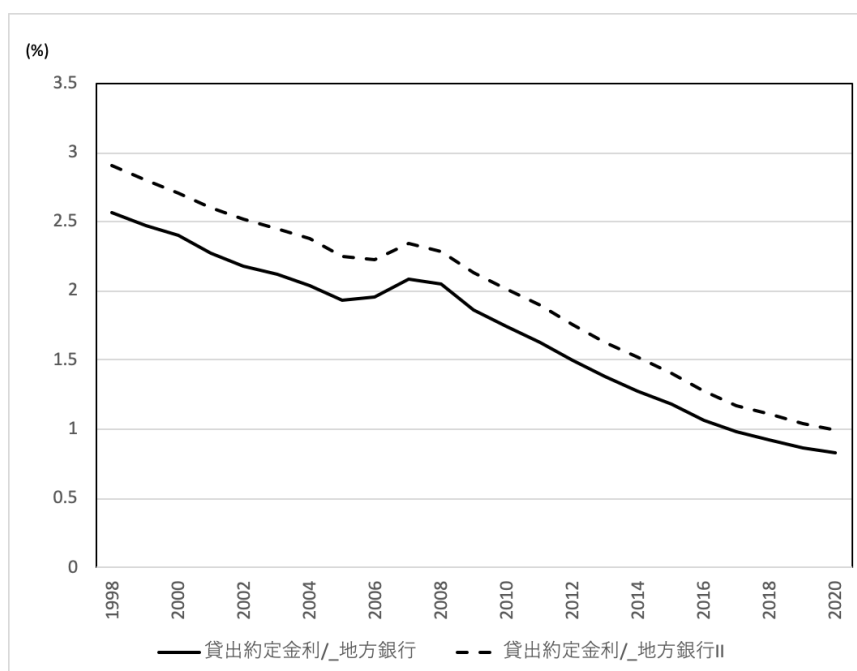
なお 1990 年代初頭まで遡ると、地方銀行・第二地方銀行の預貸率は 80% 台であり、1990 年代を通してあまり変化はない。しかし全銀行（都市銀行、地方銀行、第二地方銀行の合計）の預貸率は 90 年代初頭で 100% を越えているものの、近年では 60% 台まで落ち込んでいる。このことから、程度の差はあるものの、預貸率の落ち込みは銀行全体で見られる傾向と言える⁽¹⁾。

2.2 預貸率の変化に影響を及ぼす要素

ここでは、預貸率の低下の要因として考えられるものについて、考察を進める。まず考えられるものとして、長く続く強力な金融緩和政策が挙げられる。

⁽¹⁾信用金庫の預貸率はさらに低下しており、1998 年時点では約 70% であったものが、2015 年時点では約 50% となっている（「信用金庫統計」及び中小企業庁（2016）より）。

図表6 貸出約定金利



(出所) 日本銀行統計

この強力な金融緩和政策についてであるが、これは1999年2月にゼロ金利政策が開始されて以降、伝統的政策手段への復帰を挟みながら、断続的に続いている。このゼロ金利政策は、日本銀行の事実上の政策手段となっていた無担保コールレート翌日物を、実質的に0%に誘導するものである。そして2001年3月から2006年2月まで続いた量的緩和政策は、このゼロ金利政策に加えて実施された。これは、日銀当座預金口座の残高に目標を設け（当初5兆円、後に30~35兆円）、潤沢な資金供給を目指して実施されたものである。その後、一旦はこれら「非伝統的金融政策」は解除されたものの、日銀による株式購入開始や、J-REIT（不動産投資信託）、ETF（上場投資信託）といったリスク資産の購入開始を経て、2013年4月に量的・質的量的緩和政策が実施された。2016年1月にはより強力な手段としてマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策（いわゆるマイナス金利政策）が、2016年9月にはイールドカーブコントロール付き量的・質的金融緩和政策がとられている。

これらの一連の金融緩和政策により、金利水準は全体的に低下した。もっと

もそれ自体は景気を下支えするために必要なことであり、金融緩和政策が有効に機能すれば当然に起こるものである。しかしここで問題となる点は銀行の貸出金利が大幅に低下したことにより、銀行の収益が脅かされている点である。実際に地域銀行が直面した状況を確認してみよう。まず、図表6にある貸出約定平均金利のプロットを見てみると、1998年には地方銀行が約2.5%、第二地方銀行で約3%であったものが、2020年にはともに1%を切っている。そして図表7にある地域銀行の損益を見ると、当期純利益はさほど低下していないものの、本業（融資など銀行の本来の業務）からの収益である実質業務純益は低下しており、両収益の差が縮小していることがわかる。2020年3月期における減少率は、2005年3月比で約3割となっている。図表5にある通り、地域銀行の貸出残高は減少しているわけではないにもかかわらず、このようなことが示されていることから、銀行は貸出からの収益をあまり期待できない状況に陥ったことが示唆される。そのため銀行は貸出を預金ほど伸ばさず、結果として長期的には預貸率が減少した可能性がある⁽²⁾。

この他の預貸率低下の要因としては、銀行からの資金需要の低下が考えられる。地域銀行の場合、一部の例外を除いて、その営業エリアは本店のある都道府県に限られていることが一般的である。そして、近年は東京への一極集中が進んだことにより、少子高齢化の進展や人口減少など地方の衰退が問題となっている。これは地域銀行の主たる営業エリアの衰退を意味する。そのため地域銀行の中には、既存の営業エリアを飛び出して広域に営業店を展開するところも出てきている⁽³⁾。しかしそのような施策をとっていない場合は、必然的に貸出先が少なくなり、預貸率が低下することとなる。すなわち地域銀行の預貸率は、県内総生産や失業率、あるいは高齢化比率といったものに代表される地元

(2) これに関連して、Brunnermeier and Koby(2019)は、政策金利が一定水準以下になると、政策金利の引き下げが却って銀行貸出を縮小させたり、实体经济を落ち込ませたりすることを理論的に示している。その一定水準のことをリバーサルレート (reversal interest rate)とよんでいる。

(3) 例えば京都銀行は、京都府だけでなく滋賀県など近隣の府県にも出店を進めている。また山陰合同銀行は、本来の営業エリアである島根県・鳥取県だけでなく、より経済活動が盛んである兵庫県に出店を進めていた。

都道府県の経済状態に影響を受けている可能性が考えられる。これらの変数の預貸率に対する効果としては、当該域内の経済活動をあらかず県内総生産は正の、当該域内の雇用状況の悪化度合いをあらかず失業率は負の、そして高齢化比率は、貯蓄額（≡預金額）が多い年齢層の多さを反映することから、負の影響を持つものと想定される⁽⁴⁾。ただし寺崎（2012）によれば、高齢化の進展は貯蓄を取り崩す層の増加をあらかずるので、預金を減少させ、逆に預貸率を引き上げる効果もある、としている。

また、前述した預証率との関係も考慮する必要がある。図表7によると、与信関係費用や証券関係の損失があるため実質業務純益より低いものの、少なくとも2015年までは当期純利益は伸びており、2020年時点でも当期純利益はさほど低下していないことがわかる。当期純利益には銀行の本来の業務以外のもの、特に証券投資などから得られた収益が含まれる。このことから、銀行は預金で得られた資金を証券投資に振り分けていることが伺える⁽⁵⁾。そこで預貸率と預証率の動向をプロットした図表8を見ると、量的・質的緩和政策実施前（2012年まで）は両者の逆の動きが観察されることがわかる。よって証券投資の増加により銀行貸出が抑制され、預貸率に影響を与えた可能性がある。

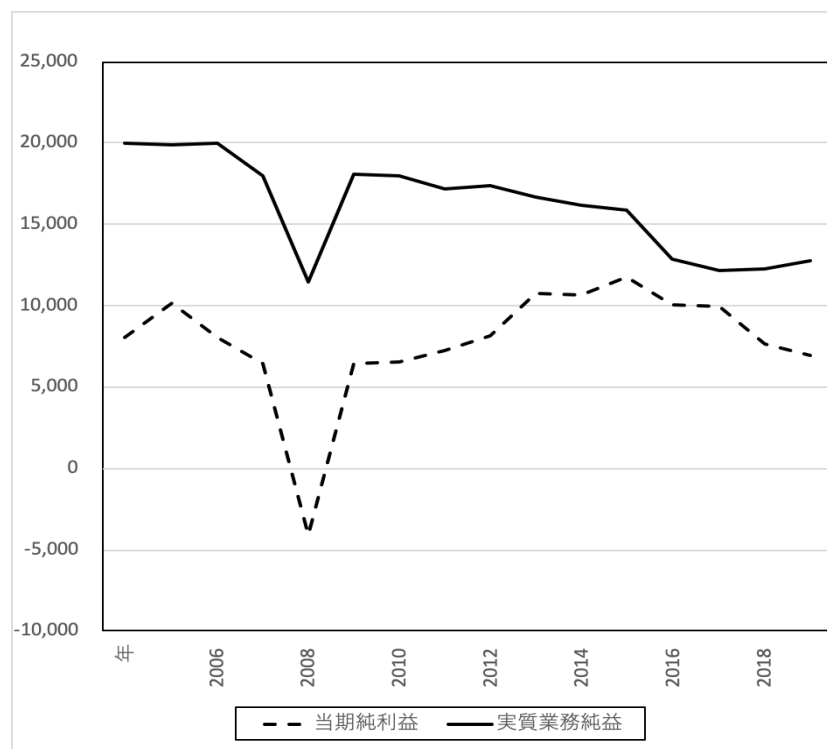
この他、地域銀行の営業エリアにおける銀行の経営統合や合併、換言すれば競争環境も預貸率に影響を及ぼす可能性がある。特に地方銀行については、2010年代に入ってから県境を越えたものも含め、銀行の提携・合併が行われている。そして2020年に発足した菅内閣は、地方銀行の再編を後押しする方針を示しており、この動きはより進むものと見込まれる⁽⁶⁾。このような動きの見られる中、銀行の経営統合や合併の預貸率への影響もまた、重要な視点と言える。

(4) 寺崎（2012）では、50歳代後半～60歳代前半が最も貯蓄を積み増している年齢層であり、高齢化比率が高い地域ではこの年齢層も多い、としている。

(5) 金融庁の統計「地域銀行の損益」（過去計数・銀行の決算の状況より）によれば、2005年から2020年にかけて、地域銀行の株式等関係損益は増加している。

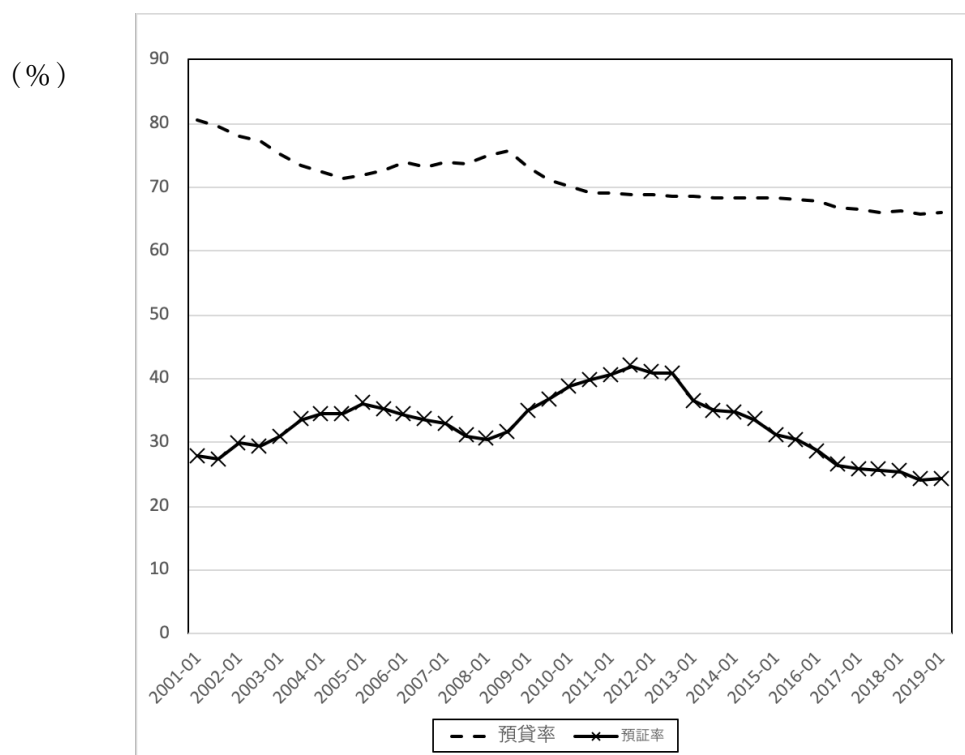
(6) 金融機関の合併や経営統合の取引先の企業への影響に関するアンケート調査を実施し、これを分析した研究として、家森他(2021)がある。

図表7 地域銀行の損益（3月期・単位 億円）



(出所) 金融庁「地域銀行の決算の概要・損益の状況」より

図表8 預貸率と預証率



(出所) 全国銀行財務諸表分析「銀行別所比率表」(全国銀行協会作成)より

以上、地域銀行の預貸率に影響を及ぼす要因について述べた。そこで次節では、これらを踏まえた実証分析を展開する。ここでは、全国銀行協会が公表している全国の銀行の財務諸表データに収録されている、2006年度から2017年度の各地域銀行の預貸率及び預証率のパネルデータを用いる。まず、上記の期間における各銀行の預貸率と預証率の間に存在する Granger の意味での因果性を検証する。その際には標本期間を2006年から2011年と、2012年から2017年（量的・質的金融緩和政策実施期を含むもの）に分けて検証する。続いて、預貸率を被説明変数とするパネルデータ分析を行い、預貸率に影響を及ぼす要素について検証する。ここでは各都道府県の総生産、失業率、高齢化比率といった経済面の要因の他に、金融面の要因である、貸出約定金利、マイナス金利政策の実施や地域銀行の再編をあらわす質的変数（ダミー変数）を考慮した実証分析を展開する。

3. 先行研究

ここでは、実証分析に先立って、これまでの預貸率に関する先行研究を紹介する。主なものとして、数阪（1996）、高橋・杜（2001）、益田（2009）、寺崎（2012）がある、数阪（1996）では、地元預貸率（預金を地元企業に貸し出す割合）を地方銀行・第二地方銀行で分析し、その格差は（1990年代後半時点で）縮小しているものの、前者における地元預貸率はより低いことを示している。これは、地方銀行が地元で集めた預金を他地域の貸し出しに使うことが多いこと一方、第二地方銀行では地元企業の銀行貸出に使うことが多いことを反映したものである。高橋・杜（2001）は、97年時点での預金額上位50都市を対象として、1960年から97年までのデータを用い、広域中心都市では預貸率が高い傾向があること、貸し出し機能は地域間の平準化が遅れている傾向があることを示している。益田（2009）では、都道府県別のクロスセクション・データ（2007年度の対2000年度比データ）を用いて分析をした結果、預金と貸出の相関が低く、これが預貸率低下の原因であること、その背景には貸出と実体経済の相関が符号条件を満たしていないことや貸出の対県内総生産

比の都道府県間の格差が預金のそれよりも大きいこと、すなわち貸出の実体経済からの乖離があることを挙げている。寺崎（2012）は、ダイナミック・パネル分析を通して、実体経済の低迷とデフレが預貸率の低下要因であるが、HHI（ハーフィンダール＝ハーシュマン・インデックス）や大手行の貸出シェアなど競争環境の影響は必ずしも強くないことを示している。そして預貸率の低下は実体経済にマイナスの影響を与えていないが、地域における金融機関の競争環境を緩和させていることも示している。

4. 実証分析

4.1 データおよび分析手法

前節で紹介した先行研究を踏まえ、本稿でもパネルデータを用いた分析を展開する。既に述べたように、まず各銀行の預貸率と預証率の関係を検証するために、この両変数の間の Panel Granger Causality を確認する。ここで用いる預貸率と預証率のデータは、全国銀行協会が公表している2006年から2017年までの全国の地域銀行（地方銀行と第二地方銀行）の財務諸表データのうち「銀行別諸比率表」に掲載されているものである⁽⁷⁾。

続いて、預貸率に影響を及ぼす経済的な要因や金融環境について検証する。ここでも対象は地方銀行と第二地方銀行であり、標本の期間は2006年から2017年である。説明変数のうち、その地域の経済的な要因については、各行が本店を置く（≡主たる営業エリアと考えられる）都道府県の、一人当たり実質総生産、高齢化比率、失業率、を考慮する。県内総生産とデフレ率は、「県民経済計算」（内閣府）から取得したものである。また人口は「都道府県推計人口」（総務省）、高齢化比率は「都道府県歳別人口」（総務省）、失業率は「労働力調査参考資料」（総務省）より取得したものである。

⁽⁷⁾ 図表5の預貸率のデータは、より長い期間（1990年台初頭からの）データを利用するために、日本銀行統計／預金・貸出の動向から取得したものである。これは、後述の実証分析で用いるデータとは異なる点に注意が必要である。

図表 9 標本期間中の地域銀行の経営統合など

都道府県	年	詳細
福岡県・熊本県・長崎県	2007年	福岡銀行、熊本銀行および親和銀行が経営統合・ふくおか FG 傘下に
北海道	2008年	札幌銀行と北洋銀行が合併
茨城県	2008年	関東つくば銀と行茨城銀行が合併・筑波銀行誕生
山形県・秋田県	2009年	荘内銀行・北都銀行の経営統合・フィデア HD 発足
大阪府・滋賀県	2010年	びわこ銀行が関西アーバン銀行（当時）に吸収合併
香川県・徳島県	2010年	香川銀行と徳島銀行の統合・トモニ HD 発足
山形県・宮城県	2012年	仙台銀行ときらやか銀行の統合（じもと HD）
岐阜県	2012年	岐阜銀行が十六銀行と合併
茨城県・栃木県・群馬県	2014年	筑波銀行・栃木銀行・東和銀行の広域連携
東京都	2014年	東京都民銀行と八千代銀行の経営統合・東京 TYFG 発足
鹿児島県・熊本県	2015年	鹿児島銀行と肥後銀行の統合（九州 FG）
茨城県・栃木県	2016年	常陽銀行と足利銀行の経営統合・めぶき FG 発足
神奈川県・東京都	2016年	横浜銀行・東日本銀行の経営統合・コンコルディア FG 発足
福岡県・長崎県	2016年	西日本シティ銀行・長崎銀行の経営統合
大阪府・徳島県・香川県	2016年	大正銀行（当時）がトモニ HD 傘下に

（参考 URL: <https://www.zenginkyo.or.jp/article/tag-h/7454/>）

この他、金融面の要因として貸出約定金利を説明変数に含める⁽⁸⁾。また、預貸率の動向には金融政策の影響もあると考えられるため、マイナス金利政策実施時（2016年以降）に1を取るダミー変数を考慮する。

そして2010年代に見られる金融環境の変化、すなわち地域銀行の経営統合・連携を反映したダミー変数を説明変数に追加する。具体的には当該地域銀行が経営統合や連携に関わった場合に後に1をとるダミー変数である。ここで考慮した経営統合の詳細は図表9にまとめているが、これは家森他（2021）の区分も参考にしている⁽⁹⁾。

なお、サンプル期間中に銀行の合併などがあるため、本稿で用いたデータは非バランスパネルデータである。

3.3 Panel Granger Causality test

まず預貸率と預証率間で Panel Granger Causality test を行い、Granger の意味での因果性を調べる。推定式は以下の通りである。

$$\begin{pmatrix} Yotai_{it} \\ Yosho_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0 + a_1 Yotai_{it-1} + a_1 Yosho_{it-1} + u_{1,it} \\ b_0 + b_1 Yotai_{it-1} + b_1 Yosho_{it-1} + u_{2,it} \end{pmatrix} \dots (1)$$

この（1）式にあるように、ラグ次数は1とする。これは、時系列方向のサンプルが不足しているためであり、検出力の面で問題が残る。よって、パネルデータであるため観測数は確保されているものの、この検定結果は簡便的な分析による結果であることを申し添えておく。

⁽⁸⁾ 貸出約定金利は日本銀行統計より取得したものであり、地方銀行、第二地方銀行それぞれに業態に該当するものを適用している。

⁽⁹⁾ 家森他（2021）では、金融機関の経営統合の取引先企業への影響に関するアンケート調査の分析を展開しているが、その中で調査対象の企業の所在地における地域銀行の経営統合の有無や銀行の競争の大きさなどをもとに、分類している。

図表 10 Granger Causality test の結果

地方銀行・2006年—2011年 (Obs=915)

Causality	$\chi^2(1)$ 統計量	p-value
預証率 → 預貸率	6.632	0.010***
預貸率 → 預証率	6.774	0.009**

第二地方銀行・2006年—2011年 (Obs=773)

Causality	$\chi^2(1)$ 統計量	p-value
預証率 → 預貸率	1.128	0.288
預貸率 → 預証率	1.756	0.185

地方銀行・2012年—2017年 (Obs=950)

Causality	$\chi^2(1)$ 統計量	p-value
預証率 → 預貸率	3.697	0.054
預貸率 → 預証率	1.858	0.173

第二地方銀行・2012年—2017年 (Obs=842)

Causality	$\chi^2(1)$ 統計量	p-value
預証率 → 預貸率	0.242	0.623
預貸率 → 預証率	0.328	0.567

(注) ***は有意水準1%で、**は有意水準5%で帰無仮説 (Grangerの意味で因果性が存在しない) を棄却、を意味する。

結果は図表 10 にまとめられているが、これによると、標本期間を 2006 年から 2011 年とした場合には、地方銀行では、預貸率から預証率、および預証率から預貸率への Granger の意味での因果性がないという帰無仮説がとも

に、棄却されている。そして 2012 年から 2017 年（量的・質的金融緩和政策実施期を含む）とした場合は、双方向の Granger の意味での因果性がないという帰無仮説が有意水準 5 % で採択されている。第二地方銀行の場合は、いずれのサンプル期間において、双方向の Granger の意味での因果性がないという帰無仮説を棄却できない、という結果が得られている（有意水準は 5 % である）。

この結果から、少なくとも地方銀行は、非伝統的金融政策がとられていない 2011 年以前は、貸出と有価証券との間の一定の関係が見られ、預貸率・預証率相互の動向が予測でき得る状況であったことがわかる。しかし、特に非伝統的金融政策を実施している時期には各種有価証券の利回りも低下したため、貸出抑制と有価証券運用の増加、という関係が見られなくなり、預貸率・預証率相互の関係から動向を予測することができなくなったことが示唆されている。そして第二地方銀行では、いずれの期間でも預貸率・預証率の間に一定の関係がなく、相互の関係から動向を予測することができないことが示されている。これら預貸率・預証率間の関係があまり強くない、という結果を踏まえ、次節で展開する預貸率の決定要因に関する分析では、預証率を説明変数に含めないこととする。

3.4 預貸率の決定要因に関するパネルデータ分析

次に、預貸率に影響を及ぼす要因についてパネルデータ分析を行う。推定式は次の（2）式である。

$$\frac{L_{it}}{D_{it}} = \beta_0 + \beta_1 Unem_{it} + \beta_2 r_{it} + \beta_3 RY_{it} + \beta_4 Aging_{it} + \gamma_1 D_{integ,it} + \gamma_2 D_{minus,it} + u_{it} \cdots (2)$$

ここで L_{it}, D_{it} はそれぞれ、第 i 銀行の t 期における貸出残高及び預金額である（よって L/D は預貸率）。 RY_{it} は、第 i 銀行が所在する都道府県の t 期の 1 人あたり実質県内総生産（対数値）、 $Unem_{it}$ は第 i 銀行が所在する都道府県の t 期の失業率、 $Aging_{it}$ は第 i 銀行が所在する都道府県の t 期の高齢化率（65 歳以上人口の割合）、 r_{it} は各行が直面する貸出約定金利である。 $D_{integ,it}$ はその

地域銀行が統合・提携を実施後に 1 を取るダミー変数（統合・連携ダミー）、 $D_{minus,it}$ はマイナス金利政策が実施されている 2016 年以降に 1 を取るダミー変数（マイナス金利ダミー）、である。なお、本稿では、地域銀行を分析対象としているが、(2) 式の推定に当たり、地方銀行と第二地方銀行に分け、比較する。

(2) 式のパネルデータ分析の結果は、図表 11 に掲載されている。

Hausman 検定 (Hausman 1978) に基づくモデル選択の結果、地方銀行・第二地方銀行ともに Hausman 検定の検定統計量が 0.05 よりも小さい p 値となっていることから、帰無仮説は棄却され、固定効果モデルを選択している。

続いて、各推定結果を確認する。なお、有意水準は 5 % で、標準誤差はすべて不均一分散を調整した robust standard error である。(2) 式の推定結果を見ると、地方銀行・第二地方銀行ともに、貸出約定金利の係数は正の値と推定されている。失業率の係数はともに負の値と推定されているが、地方銀行では有意でなく、第二地方銀行では有意である。そして実質県内総生産及の係数は、いずれも負と推定されているが、こちらについても有意性については結果が分かれ、有意であったのは第二地方銀行のみである。さらに高齢化比率の係数も正と推定されたが、こちらは有意であったのは地方銀行のみである。統合・連携ダミーの係数は地方銀行では正、第二地方銀行では負と推定されたが、ともに有意でない。また、ダミー変数の係数については、統合・連携ダミーの係数は地方銀行・第二地方銀行ともに正と推定されたがともに有意でなく、マイナス金利ダミーの係数の推定値は地方銀行・第二地方銀行ともに正で有意である。

以上のように、(2) 式の推定結果は良好なものではない。また、Hausman 検定に従い選択された固定効果モデルには、内生性の問題が残されている可能性がある。そこで更なる検証として、(2) 式を操作変数法により推定する。

(2) 式を操作変数法で推定する際には、内生性を持つ変数と操作変数を特定する必要がある。この推定では、失業率と実質県内総生産の 2 変数に内生性があり得るものとし、操作変数を貸出約定金利、失業率、高齢者比率の 1 期ラ

グ、そして総生産の成長率と県内総生産のデフレーターの変化率、の5つとした。よって、過剰識別の状態にあり、これらの操作変数で識別ができているか、バイアスが小さいか、過剰識別が成立しているか、を見ることで妥当性を判断する。推定結果は図表 12 に掲載されている。図表 12 によると、地方銀行ではここでも実質県内総生産の係数は負の値に推定されているが、有意ではない。失業率の係数も負の値に推定されているが、こちらは有意である。高齢化比率の係数は正の値に推定され、有意である。貸出約定金利の係数は正の値に推定され、有意である。そしてマイナス金利ダミーの係数、統合・提携ダミーの係数ともに正の値に推定され、有意である。第二地方銀行については、実質県内総生産の係数と失業率の係数は、ともに負の値に推定され、有意である。一方、高齢化比率の係数は正の値に推定されているが、有意でない。貸出約定金利の係数は正の値に推定され、有意である。そしてマイナス金利ダミーの係数と統合・提携ダミーの係数はともに正の値に推定され、有意である。

以上の結果から、(2) 式の推定に際して操作変数法を適用することにより、有意となった係数が増えるなど、推定結果が改善されている。また、under identification test (識別不足の LM 統計量)、Weak identification test (弱識別性の Cragg-Donald の Wald F statistic)、過剰識別性についての Sargan 検定の結果からも、操作変数やモデル選択が妥当であることが示されている⁽¹⁰⁾。

⁽¹⁰⁾ 操作変数法では、選択した操作変数が内生性を持つ変数と関連を持つか(関連性)、そして操作変数が誤差項と相関を持たないか(外生性)が重要となる。これらの検定はこの問題をチェックするものである。Under identification test の LM 統計量では、帰無仮説を「過少識別(操作変数が過小)」としており、本稿のケースでは有意水準 1% で帰無仮説を棄却している。Cragg-Donald の Weak identification test は帰無仮説を「弱識別あり(関連性が弱い)」としており、ここでは Stock and Yogo (2005) の臨界値表を参照して検定している(この場合は有意水準 5% で 13.97)。そして本稿のケースでは、少なくとも有意水準 5% で帰無仮説を棄却している。過剰識別性についての Sargan 検定は、帰無仮説が「過剰識別が成立(外生性あり)」としており、本稿のケースでは帰無仮説を採択している。

図表 11 パネルデータ分析（固定効果モデル）

（地方銀行：Obs=772）

変数	推定値	標準誤差 (Robust SE)	p 値
実質県内総生産	-2.700	(4.471)	[0.548]
貸出約定金利	974.122	(233.790)	[0.000] ***
失業率	-51.055	(29.995)	[0.093]
高齢化比率	85.096	(35.995)	[0.021] **
マイナス金利ダミー	2.719	(0.454)	[0.000] ***
—			
統合・提携ダミー	1.392	(1.253)	[0.270]
Hausman test	$\chi^2(6) = 46.69$		[0.000] ***

（第二地方銀行：Obs=507）

変数	推定値	標準誤差 (Robust SE)	p 値
実質県内総生産	-22.846	(8.236)	[0.008] ***
貸出約定金利	420.824	(184.228)	[0.027] **
失業率	-116.106	(52.047)	[0.031] **
高齢化比率	10.646	(30.914)	[0.732]
マイナス金利ダミー	2.866	(0.671)	[0.000] ***
—			
統合・提携ダミー	1.602	(1.119)	[0.159]
Hausman test	$\chi^2(6) = 13.61$		[0.034] **

（注）***は有意水準 1% で、**は有意水準 5% で帰無仮説を棄却、を意味する。

図表 12 パネルデータ分析（操作変数法）

（地方銀行：Obs=703）

変数	推定値	標準誤差	P 値
実質県内総生産	-2.959	(4.325)	[0.494]
貸出約定金利	1110.534	(141.021)	[0.000]***
失業率	-75.328	(30.265)	[0.013]**
高齢化比率	111.776	(25.848)	[0.000]***
マイナス金利ダミー	2.261	(0.437)	[0.000]***
統合・提携ダミー	1.626	(0.663)	[0.014]**
Under identification	301.973	$\chi^2(4)$	[0.000]***
Weak Identification	112.973	(5% IV bias c/v=13.97)	**
Sagan Over identification	1.912	$\chi^2(3)$	[0.591]

（第二地方銀行：Obs=457）

変数	推定値	標準誤差	P 値
実質県内総生産	-30.781	(11.136)	[0.006]***
貸出約定金利	529.167	(187.131)	[0.005]***
失業率	-207.968	(61.691)	[0.001]***
高齢化比率	27.871	(36.610)	[0.446]
マイナス金利ダミー	2.297	(0.620)	[0.000]***
統合・提携ダミー	1.502	(0.727)	[0.039]**
Under identification	129.325	$\chi^2(4)$	[0.000]***
Weak Identification	36.759	(5% IV bias c/v=13.97)	**
Sagan Over identification	3.162	$\chi^2(3)$	[0.367]

（注）***は有意水準 1% で、**は有意水準 5% で帰無仮説を棄却、を意味する。

3.5 預貸率の決定要因について：推定結果のインプリケーション

ここでは前節にて展開した(2)式、すなわち預貸率の決定要因についての推定結果をもとに、これらのインプリケーションを述べることにする。(2)式では、預貸率に影響を及ぼす要素として、実質県民総生産(1人当たり)、貸出約定金利、失業率、高齢化比率、さらにマイナス金利ダミー、統合・提携ダミーを考慮している。なお、推定結果のインプリケーションを述べるに当たり、図表12にある操作変数法によるものに従うこととする。その理由としては、操作変数法による推定では、操作変数の選択やモデル選択に問題ないこと、そして推定結果も改善されたこと、が挙げられる。

(i) 県内総生産と失業率

ここでは実質県内総生産と失業率の影響を検証する。地方銀行の場合、実質県民総生産の影響は負と推定されているものの有意ではない一方で、失業率の影響は負と推定され、有意である。失業率の上昇は域内の経済パフォーマンスの悪化を意味するので、銀行の銀行貸出が預金ほど伸びずに預貸率が押し下げるものと考えられる。しかし、県内総生産も失業率と同じく域内の経済パフォーマンスを示す変数であるものの、その係数は有意ではなく、預貸率は総生産の影響を受けていないことを示している。本稿の分析で用いた県内総生産と失業率の相関を計算したところ、約0.13であった。この数値から、両者が強く同じ動きを示しているとは言えないと判断され、預貸率への影響が異なっても問題はなく、多重共線性の問題もないものと考えられる。そして、地方銀行の預貸率は、当該都道府県の経済パフォーマンスのうち、特に失業率より負の影響を受けていると言える。また、総生産が増加したとしても、銀行貸出から収益が見込めなくなっていることから、預金と比して銀行貸出がそれほど増えず、結果として預貸率が変動しなかった可能性がある。

第二地方銀行では、失業率の影響は地方銀行のそれと同じく、有意に負と推定されている。このことから、第二地方銀行の預貸率もまた、失業率が高まる状況では低下する傾向にあり、負の影響を受けていることが示されている。しかし、地方銀行と異なり、実質県民総生産の影響は符号条件とは逆の負と推定

され、有意である。このことから、とりわけ第二地方銀行は、域内の経済成長の恩恵を受けることができていない企業が取引先に多いことから、総生産の増加や預金の増加に比して貸出が伸びなかった可能性が考えられる。

(ii) 高齢化比率

地方銀行では、高齢化比率の係数は正の値で推定され、有意である。前述のように、貯蓄を最も積み増す年齢層の人口、そして貯蓄（預金）を取り崩す年齢層の人口、を反映している。よって、預貸率への影響は正・負の両方が考えられる。寺崎（2012）における実証分析では、高齢化比率の係数は有意でない、とする結果を得ている。その原因として、最も貯蓄を積み増す年齢層

（50歳代後半～60歳代前半）の影響と、貯蓄を取り崩す高齢者層の影響が相殺されたため、としている。ただしこの寺崎（2012）の実証分析は、2000年度～2007年度をサンプル期間としており、現在ほど高齢化が進展していないが、本稿のサンプル期間は2006年度～2018年度であり、高齢化がさらに進んでいる。このことから、地方銀行の預金者の中で、貯蓄を取り崩す高齢者の割合が増加し、預金残高を抑制されたことで、預貸率を引き上げる効果を持つに至ったものと考えられる。

第二地方銀行の場合、高齢化比率の係数は正の値で推定されたが、有意でない。この結果については、寺崎（2012）の実証分析で示されたものと同様に、貯蓄（預金）を引き下げる要因と引き上げる要因が相殺された可能性がある。さらに言えば、第二地方銀行の預金者層には、最も貯蓄を積み増す年齢層と貯蓄を取り崩す高齢者層が同程度存在しているために両者の影響が相殺されたものと考えられる。

(iii) 貸出約定金利

貸出約定金利については、地方銀行・第二地方銀行ともに、その係数が正と推定され、有意である。自明であるが、金利が低下することで、銀行貸出からの利益が見込めなくなり、貸出を引き下げ、預貸率を引き下げる効果を持つことが示されている。

(iv) ダミー変数

マイナス金利ダミーについては、地方銀行・第二地方銀行ともに、その係数の推定値は有意に正であった。図表1および図表4によると、地方銀行と第二地方銀行の預貸率は、マイナス金利政策開始前の2015年以降、微増に転じており、この推定結果はこれを反映したものであろう。マイナス金利政策には、貸出の収益低下による銀行貸出抑制の効果と、日銀当座預金の一部にマイナスの付利がなされることによる銀行貸出促進の効果があるとされる。本稿の推定結果より、後者の貸出促進の効果が大きく、これにより預金残高より貸出残高の伸び率が大きくなったものと推測される。

最後に、統合・提携ダミー係数について述べる。統合・提携ダミーは「当該地域銀行が統合や提携に関わったかどうか」をあらわすものである。そして地方銀行・第二地方銀行ともに、係数の推定値が正で有意である。このことから、地域銀行は、統合・提携により、預貸率を引き上げる傾向にあることが示されている。これは、地域銀行の統合や提携は、競争環境の緩和よりも銀行業務の効率化に貢献した可能性がある。つまり、業務の効率性を高めた地域銀行は、あまり利益を得られない銀行貸出を進める余裕が生じたため、預貸率を伸ばしたのではないかと考えられる⁽¹¹⁾。

4. 結論

本稿では、預貸率に影響を及ぼす要因について、パネルデータを用いた実証分析を展開している。まず、預金の運用先の傾向をあらわす預貸率と預証率の2変数による、Panel Granger Causality testの結果から、地方銀行では量的・質的緩和政策実施前は預貸率・預証率相互のGrangerの意味での因果性がある一方で、量的・質的緩和政策を実施している時期は、地方銀行・第二地

⁽¹¹⁾ 筒井他(2005)では、都市銀行のデータを使い、組織的非効率性(規模が大きくなると小さくなる非効率性)が貸出に負の影響を、規模の不経済性が正の効果をもたらすことを示している。

方銀行ともに、はそれらが見出せないことが示されている。そして第二地方銀行では、いずれの期間でもそれらの関係が見出せていないことも示されている。よって、量的・質的緩和政策実施期には、預貸率から預証率を、あるいは預証率から預貸率の動向に成り立つ関係がなくなり、それぞれを予測することができなくなったことが示唆されている。

続いて、パネルデータを用いて預貸率の要因を検証するため、操作変数法による推定を展開している。その結果、次のような結論を得ている。

(i) 地方銀行・第二地方銀行とも、預貸率は失業率から負の影響を受けている。預貸率は失業率から負の影響を受けているが、県内総生産の影響は一定でない。特に第二地方銀行では県内総生産は預貸率に負の影響を及ぼしており、ここから取引先の企業が域内の経済成長の成果を享受できていないことが示唆される。

(ii) 貸出約定金利は銀行貸出による収益を反映するため、地域銀行の貸出への姿勢にも大きな影響を与えている。

(iii) 高齢化比率は、地方銀行の預貸率には正の影響を及ぼしているが、これは預金者の中に、高齢化が進むと貯蓄（預金）を取り崩す年齢層が多いことが背景にあるものと考えられる。一方、第二地方銀行では、高齢化比率が預貸率に影響を及ぼしていない。これは、預金者の中に貯蓄（預金）を取り崩す年齢層と最も貯蓄を積み増している年齢層が併存し、相互の影響が相殺しているためではないかと考えられる。

(iv) マイナス金利政策ダミーの係数は、有意に正であったことから、マイナス金利政策の銀行貸出促進の効果が強かった可能性が示唆されている。地域銀行の統合・連携は、地方銀行・第二地方銀行ともに、預貸率に正の影響を及ぼしていることが示されている。これは、当該地域銀行が業務効率を高めたため、貸出を増やし、預貸率を高める余地が生じた可能性を示唆している。

以上のように、預貸率を決める各要因の影響には、地方銀行と第二地方銀行で違いがあることから（具体的には高齢化比率や県内総生産）、これを踏まえた考察が重要となることが示された。そして、統合・連携は預貸率に正の影響

を及ぼす可能性が示あること、そして今後も統合・連携は進むと思われることから、地域銀行間の経営統合や提携の預貸率（または銀行貸出）への影響を注視することの重要性も示された。

なお、本稿における実証分析では、なぜ預金に資金が集まるのか、その点の検証を進めていない。基本的な問題ではあるが、預貸率の動向を考察する上では、必要な論点である。また、本稿では、Panel Granger Causality test により、預貸率から預証率への Granger の意味での因果性を検証したが、預証率の決定要因については、銀行の保有する資産ポートフォリオや直面するリスクなどの多岐にわたる資産市場の情報が必要となる。また、リスクの大きい有価証券への投資を見直す動きもあり、銀行の運用方針についても考慮する必要がある。これらは今後の課題としたい。

参考文献

- Brunnermeier, Markus K. and Yann Koby (2019) “The Reversal Interest Rate,” IMES Discussion Paper No. 2019-E-6
- Hausman, Jerry, “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, Vol46, Issue 6, pp.1251-71.
- Stock J, and Yogo M., “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”. In: Andrews DWK Identification and Inference for Econometric Models. New York: Cambridge University Press ; 2005. pp. 80-108.
- 数阪孝志（1996）「地元銀行の地元預貸率」『季刊経済研究』Vol.19, No.3, pp.47-71, 大阪市立大学
- 小塚匡文（2013）「信用金庫への貸出需要について－時系列データによる検証－」『流通科学大学論集』 21（2）135 - 150
- 高橋伸夫・杜国慶（2001）「日本における金融機能による都市成長の分析」『人文地理学研究』第 25 号, 筑波大学
- 筒井義郎・佐竹光彦・内田浩史（2005）「都市銀行における効率性仮説」

RIETI Discussion Paper No.05-J-027, 独立行政法人経済産業研究所

- 寺崎友芳（2012）「預貸率の決定要因と地域経済への影響—ダイナミック・パネル推定によるアプローチ—」『地域銀行の貸出行動—パネルデータによる分析—』（東京図書出版）第2章
- 益田安良（2009）「地方における預貸率低下の要因とその是正策—戦略的な資金還流の必要性—」『経済論集』35巻1号, 1-23 ページ, 東洋大学
- 家森信善・播磨谷浩三・小塚匡文・海野晋悟「金融機関の経営統合と地域金融—『金融機関の経営統合に関する中小企業の意識調査』の概要の報告—」経済経営研究所ディスカッションペーパーシリーズ, DP2021-J04