



RIETI Discussion Paper Series 19-J-070

**地域金融機関の再編が地域経済に与える影響
—市区町村レベルの地域銀行の店舗データを用いた検証—**

播磨谷 浩三
立命館大学

尾崎 泰文
釧路公立大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

地域金融機関の再編が地域経済に与える影響

—市区町村レベルの地域銀行の店舗データを用いた検証—*

播磨谷 浩三（立命館大学）

尾崎 泰文（釧路公立大学）

要旨

マイナス金利政策による厳しい収益環境を反映し、地域金融機関の再編が加速する傾向にある。近く、10年間の時限措置を設けて独占禁止法の適用除外を認める特例法の制定も予定されており、さらに地域銀行の再編が集中的に進むことも予想される。他方、地域金融機関の再編が地域経済にどのような影響を与えているのかについては、必ずしも明らかにされているわけではない。本論では、2005年度から2015年度までの市区町村レベルのデータを用いて、再編を経た地域銀行の店舗が存在したか否かで、景況指標の変化が相違するのにかつて **Difference-in-differences (DID)** の手法を用いて検証を行った。また、再編の形態を、合併による場合と金融持株会社の設立による場合とに分け、それぞれの推定結果の比較を行った。再編のタイミングが同じではないことから、本論では2005年度と2015年度の2期間のパネルデータを分析対象とし、再編からの経過年数を政策変数として考慮した。

分析の結果、合併について政策変数はほとんど有意な影響を与えていなかったのに対し、金融持株会社の設立については課税対象所得、地方税歳入額、開業率、製造品出荷額等に対して有意な影響を与えていることが確かめられた。特に、再編を経た地元銀行の店舗が存在した地域ほど景況指標は悪化するが、再編からの経過年数が長いほど改善することが明らかにされた。なお、東京都区部と政令指定都市を除いて同じ分析を行ったところ、整合的な結果が得られることが確かめられた。

このように、合併による効果は認められず、金融持株会社による効果は認められるという対照的な結果は、急激な経営組織の変化を伴わずにグループとしての統一的な経営戦略を推進できるという金融持株会社による再編の利点を反映しているといえる。

キーワード：地域経済、地域銀行、再編効果、再編形態、Difference-in-differences (DID)

JEL classification: G21、G34、R11

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本論は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「地域経済と地域連携の核としての地域金融機関の役割」の成果の一部である。本論の原案に対して、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1. はじめに

2016年2月に導入されたマイナス金利政策による影響で、地域金融機関を取り巻く収益環境が厳しさを増している。海外業務を含めた収益基盤の多様化が進むメガバンクとは異なり、大部分の地域金融機関は地理的に限定された範囲で伝統的な金融仲介業務に依存しており、預貸利鞘の減少は収益の悪化に直結する。また、成長が期待されている Fintech に象徴される新しい金融サービスへの取り組みについても、経営体力の違いなどを反映し、メガバンクとの差が広がっている。

これらの事情を反映してか、地域金融機関の再編が再び増える傾向にある。地域金融機関の再編は、不良債権問題を契機とした経営破綻が続出した 1990 年代後半に増加したが、その後 2000 年代半ばにかけては落ち着きを見せていた。近年の特色は、金融持株会社を通じた広域的な地域銀行の経営統合が進んでいる点である。象徴的な地域は九州であり、圏内に本店を有する地域銀行の多くが、3つの金融グループのいずれかに属している。現在、金融庁は厳しい収益環境下でも持続可能なビジネスモデルを構築することを地域銀行に求めているが、収益基盤に関して非金利収入の増加などの顕著な変化はほとんど見られず、過当競争からのジリ貧の回避を目的に再編を選択する先はこれからも増えるものと予想される¹。事実、金融庁の有識者会議がまとめた報告書では、1行単独であっても不採算の都道府県が 23 もあることが示されている²。

他方、金融仲介機関の再編がどのような影響を及ぼすのかについては、必ずしも統一的な見解が得られているわけではない。経済学的な観点に立てば、再編により財の供給主体の価格支配力が上昇することから、直感的には需要主体は不利益を被ると理解できる。金融仲介機関を対象とした先行研究においても、金利や貸出量などの変化から、再編のマイナス面を明らかにしたものが少なくない (Berger et al., 1998; Prager and Hannan, 1998; Strahan and Weston, 1998; Garmaise and Moskowitz, 2006; Park and Pennacchi, 2009)。特に、合併する金融機関のタイプの違いを考慮した Peek and Rosengren (1998) では、吸収する側が大きく、中小企業向け貸出への特化の度合いが小さいと、中小企業向け貸出が減少することを明らかにしている。これらとは反対に、再編による貸し手の効率性の改善が借り手を含む利用者の金融環境にプラスの影響をもたらすことを明らかにした先行研究も存在する (Sapienza, 2002; Bonaccorsi di Patti and Gobbi, 2007; Degryse et al., 2011; Focarelli and Panetta, 2003; Panetta, Schivardi, and Shum, 2009; Erel, 2011)。興味深いのは、Avery and Samolyk (2004) において、経営規模が小さいコミュニティ銀行の再編が地域の中小企業向け貸出にプラスの影響を与えていることを明らかにしている点である。これらの先行研究

¹ 金融庁の地域銀行の経営環境に関する評価については、「平成 29 事務年度 金融行政方針」(2017 年 11 月 10 日公表)や「平成 29 事務年度 地域銀行モニタリング結果とりまとめ」(2018 年 7 月 13 日公表)などを参照されたい。

² 金融仲介の改善に向けた検討会議「地域金融の課題と競争のあり方」(2018 年 4 月 11 日公表)より引用。

はいずれも欧米を対象としたものであり、日本を対象としたものは、北九州地域における再編を取り上げた宮崎・阿萬（2013）などを除き、ほとんど存在しないのが実情である。

本論の目的は、地域金融機関の再編が地域経済にどのような影響を与えているのかについて、市区町村レベルのデータを用いて明らかにすることにある。具体的には、再編を経た地域銀行の店舗が存在した市区町村の景況の変化が、それ以外の市区町村と比較して異なるのか否かについて検証する。本論の特色は、再編の形態を合併の場合と金融持株会社の設立による場合とに分け、それぞれの影響の違いを比較する点である。合併の場合、たとえ対等合併であっても存続銀行と消滅銀行が生じることから、特に後者の店舗が存在した地域ほど取引先に与える影響が大きいと考えられ、景況にも反映されるものと推察される。他方、金融持株会社の設立の場合は、既存の銀行がそのまま存続することから、取引先に与える影響は小さいと考えられる。景況への反応も、合併と比べて大きくないと推察される。

なお、情報を独占することで強い交渉力を持った貸し手が借り手の超過収益（レント）を奪うというホールドアップ仮説に従えば、再編の形態の違いに関わらず、貸し手の競争度の低下は借り手の金融環境にマイナスの影響を与えると考えられる。しかし、Ogura and Yamori (2010) では、日本の貸出市場における高い競争環境は、リレバンの関係構築には寄与しないことが明らかにされている。また、尾島（2017）では、地域金融機関の競争環境の激化は、銀行経営の安定性を低下させることを明らかにしている。これらの日本の先行研究で明らかにされた内容に従えば、地元銀行が再編を経た地域ほど、競争度の緩和が景況に対してプラスの影響を及ぼすと考えられる。

本論では、分析方法として、政策効果の検証で一般的な **Difference-in-differences (DID)** 推定を採用する。DID 推定は3期間以上の長さのパネルデータを対象に行われることが少なくないが、地域銀行の再編が異なる年度で発生していることを考慮し、本論では異時点の2期間のパネルデータを対象に分析を進める。また、多くの地域金融の現場において協同組織金融機関、特に信用金庫の存在は無視できないが、全国のほぼすべての地域で信用金庫の合併が発生しており、DID 推定において **treatment** の対象となる市区町村の数が多くなり過ぎるため、本論では地域銀行の再編だけを取り上げた³。本論の構成は以下の通りである。

第2章では、地域銀行の再編形態について、近年の独占禁止法の適用のあり方に関する議論を交えながら整理する。第3章では、2000年代以降の地域銀行の再編の動向を、合併の場合と金融持株会社の設立による場合とに分けて整理する。第4章では、本論で採用する分析方法とデータについて説明を行う。第5章では、分析結果をまとめ、政策的な含意について考察を行う。最後に、第6章において、まとめと課題を述べる。

³ 2000年度以降、当該地域に本店を構える信用金庫の数に変化していない都道府県数は8つ（福島県、埼玉県、神奈川県、奈良県、鳥取県、高知県、佐賀県、熊本県）のみである。

2. 地域銀行の再編形態

経営破綻に伴う事業譲渡を除き、これまでの地域銀行の再編形態は、合併と金融持株会社傘下でのグループ化に大別することができる⁴。金融持株会社とは、金融関連の事業を営む子会社を傘下に抱える会社であり、1997年12月の独占禁止法の改正によって設立が解禁された。金融システム改革の早期実現を図るといふ時代背景にも促され、銀行持株会社についてのみ、設立を容易にするための特例法まで制定されたという経緯がある。2000年9月のみずほホールディングスの設立を端緒に、都市銀行が再編を通じてメガバンク化する過程で数社の金融持株会社が設立され、今日に至っている。地域銀行で最初に設立された金融持株会社は、北洋銀行と札幌銀行によって2001年4月に設立された札幌北洋ホールディングスであり、それ以降も地域銀行の再編形態として積極的に活用されている。

地域銀行の再編に関して、合併と金融持株会社のいずれが望ましいかについては必ずしも明らかではないが、近年の再編の多くは後者によるのが実状である。その理由は、合併と比べて各種の調整に要する時間や費用が少なく、既存銀行の知名度などを活かしながらスムーズなグループ経営を推進することへの期待が大きいためと考えられる。しかしながら、星（2014）によると、2000年以降に設立された地域銀行の金融グループでは、統合からの5年間の経費率や業容面での変化に関して、必ずしも共通した改善傾向は認められないことが示されている⁵。他方、Yamori et al. (2003) では、効率性の変化から再編の効果を検証しており、金融持株会社傘下の地域銀行はそれ以外の地域銀行と比べて費用効率性は低い、反対に利潤効率性は高いことを明らかにしている⁶。

実務的には、業態の違いを問わず、銀行が金融持株会社を設立する場合、金融庁から銀行法に基づく認可を取得する必要がある。また、合併の場合と同じく、金融持株会社の設立の場合も、事前に公正取引委員会に届出を行う必要がある⁷。既存の金融持株会社が追加的に新しい銀行を傘下に収める場合も同様である。届出会社からの届出の受理後、公正取引委員会では、その企業結合が独占禁止取引上問題ないかどうかの審査を30日以内に行う。これが第1次審査と呼ばれているものであり、企業結合により市場シェアの急激な上昇が予想されるなどのさらに詳細な審査が必要と考えられる場合には、第2次審査へと進むことになる。近年の地域銀行に関連した統合案件では、第四銀行と北越銀行（いずれも本店所在地は新潟県）による共同株式移転と、ふくおかフィナンシャルグループによる十八銀行（本店

⁴ 件数は多くないものの、親銀行の子会社化という再編形態も存在する。ただし、過去の事例では、その後親銀行との合併や、親銀行を核とする金融持株会社傘下に入るのがほとんどである。

⁵ 星（2014）では、地域銀行を3つのカテゴリーに分類し、それぞれのカテゴリーに応じた複数の再編形態の効果、課題について検証を行っている。

⁶ 欧米の銀行業を対象とした先行研究では、金融持株会社による再編は費用効率性の改善に結びつくことを報告しているものが少なくない（Newman and Shrieves, 1993; Vander Venet, 2002）。

⁷ 一定の規模を超えない企業結合については公正取引委員会への事前届出は不要とされているが、過去の地域銀行の再編に関しては、合併、金融持株会社の設立のいずれの形態とも、届出がなされている。

所在地は長崎県)の株式取得の2件において、第1次審査では結論が出ず、第2次審査が開催された。第2次審査では、届出受理の日から120日を経過した日、あるいは1次審査の報告等を受理した日から90日を経過した日、そのいずれか遅い日までの期間内に、何らかの通知を行うこととされている。

上記の第2次審査まで進んだ2件のうち、第四銀行と北越銀行の事例については、第2次審査の開始から約5ヶ月後に排除措置命令を行わない旨の通知が発表され、審査が終了している⁸。他方、ふくおかフィナンシャルグループの事例については、2016年6月の届出の受理から2018年8月の審査終了までに異例の2年以上もの時間を要した。この最大の理由は、十八銀行が同グループ傘下となった場合、先にグループ傘下となっている親和銀行と合わせた長崎県における貸出金のシェアが過度に高まることを公正取引委員会が懸念したためである。最終的に、両行が他の金融機関に1000億円弱の貸出債権を譲渡することなどを条件に競争を維持できると判断され、排除措置命令を行わない旨の決定がなされたが、省庁間の政策判断の違いについてどのように調整を図るのかという問題が明るみにされた事案となった。

第1章でも触れた金融庁の報告書では、行政区画内における貸出金のシェアのみに基づいて金融機関の市場支配力の有無を判断することは困難であるとの説明が含まれており、ふくおかフィナンシャルグループの事案に関する企業結合審査で示された公正取引委員会の懸念との相違は明らかである。公正取引委員会は、従来から市場シェアは競争の実質的制限の判断要素の1つであるとの見解を表明しているが、今回のふくおかフィナンシャルグループの事案では、隣接市場の競争事業者からの競争圧力は限定的であり、債権譲渡により人工的に競争圧力を作り出さない限り、借り手に与えるマイナスの影響の懸念が払拭できないとの立場を貫徹したと見ることができる。他方、公正取引委員会は、「需要が減少するなど一定の取引分野における市場規模が十分に大きくなり、複数の事業者による競争を維持することが困難な場合には、統合により1社となったとしても、競争を実質的に制限することとはならない」との指摘も合わせて行っており、人口減少などで資金需要の先細りが予想される地域銀行の将来的な再編の促進について、柔軟な姿勢で対応する可能性を示唆している。政府も、地方のインフラ維持を図る観点から、地域銀行と乗り合いバスを対象に、10年間の時限措置を設けて独占禁止法の除外を認める特例法を2020年の通常国会に提出することを表明している⁹。この特例法が予定通りに施行されれば、従来の基準では実現が困難であった、地域内でのシェアの上昇がもたらされる地域銀行の再編が集中的に進むことも予想される。

⁸ 第2次審査の開始が2017年7月19日、同審査の終了が2017年12月15日であるが、届出の受理と同時に開始された第1次審査が2017年6月20日からであることから、120日以内に終了している。

⁹ これらの政府の対応の変化などを踏まえ、公正取引委員会では、従来の企業結合審査における独占禁止法の適用の考え方を示す「企業結合審査に関する独占禁止法の運用指針」と、企業結合計画に係る審査の手続を明らかにする「企業結合審査の手続に関する対応方針」の改定案を作成し、2019年10月4日に公表している。

3. 地域銀行の再編の概要

3.1 合併による再編

地域銀行の数は、1990年代後半を通じて大きく減少したが、そのほとんどが不良債権問題を原因とする第二地方銀行の経営破綻によるものである。合併による減少が目立つようになるのは、2000年代に入ってからである。表1は、2000年度以降の地域銀行の13件の合併事例をまとめたものである¹⁰。

表1. 地域銀行の合併の概要

再編年度	場所	存続銀行	上段：存続銀行	総資産（100万円）		国内店舗数		
		（現在の名称）	下段：消滅銀行	合併前年度末	2017年度末	合併前年度末	2017年度末	
2000	大阪府	近畿大阪銀行	大阪銀行	1,652,792	3,543,625	73	118	
			近畿銀行	2,438,661		107		
2003	茨城県	関東つくば銀行	関東銀行	915,240	2,421,863	65	148	
			つくば銀行	354,586		35		
	長崎県	親和銀行	親和銀行	1,686,287	2,693,982	111	88	
2004	福岡県	西日本シティ銀行	九州銀行	1,027,680	9,682,635	72	183	
			関西アーバン銀行	関西銀行		1,281,274		62
			関西さわやか銀行	778,280		60		
2004	広島県	もみじ銀行	西日本銀行	3,858,914	3,168,986	157	112	
			福岡シティ銀行	2,670,438		125		
2006	和歌山県	紀陽銀行	広島総合銀行	1,941,721	4,661,861	105	111	
			せとうち銀行	749,164		62		
			紀陽銀行	2,847,703		94		
2007	山形県	きらやか銀行	和歌山銀行	390,957	1,422,844	31	116	
			殖産銀行	599,785		55		
2008	北海道	北洋銀行	山形しあわせ銀行	606,895	9,475,544	62	171	
			北洋銀行	6,477,726		168		
			札幌銀行	950,611		65		
2009	茨城県	筑波銀行	筑波銀行	1,278,911	2,421,863	85	148	
			茨城銀行	758,198		62		
			関西アーバン銀行	関西アーバン銀行		3,424,892		4,696,485
2010	大阪府	池田泉州銀行	びわこ銀行	1,103,977	5,518,286	65	141	
			池田銀行	2,674,747		76		
			泉州銀行	2,292,266		64		
2012	岐阜県	十六銀行	十六銀行	4,764,683	6,039,751	147	161	
			岐阜銀行	680,613		49		

注) 国内店舗数は全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」の各年度版からの引用であり、バーチャル店舗も含まれる。

この件数の多寡に関する判断はともかく、事例の大部分が地域銀行の数が多かった地域

¹⁰ 2018年5月、八千代銀行を存続行として東京都民銀行、新銀行東京と合併し、きらぼし銀行が誕生した。いずれも合併前の本店所在地は東京都である。また、2019年4月には、いずれも大阪府に本店を構える近畿大阪銀行と関西アーバン銀行が合併し、関西みらい銀行が誕生した。

という点で共通している。例えば、2000年4月に大阪銀行と近畿銀行が合併して近畿大阪銀行が誕生した前年度の1999年度末時点における大阪府下の地域銀行の数は6であった。1990年代後半に経営破綻が相次ぐまで大阪府下には地域銀行が9行も存在しており、それと比べれば減少しているものの、他地域と比較して突出して多い。2000年代前半の茨城県、長崎県、福岡県も同様であり、合併直前まで4ないし5の地域銀行が存在していた。その他の事例は、滋賀県と和歌山県を除き、すべて合併直前の地域銀行の数は3であった¹¹。つまり、2000年代以降の地域銀行の合併のほぼすべてが、競争度が相対的に高いと考えられる地元の地域銀行が多い地域で発生しており、過当競争の回避が多くの合併の動機であったことが推察される。さらに、2009年度の関西アーバン銀行とびわこ銀行との合併を除き、すべて同一県内での合併である点も特色として指摘できる。

次に、合併の当事者間の経営規模の違いについて見て行くこととする。表1には、13件の合併事例それぞれについて、合併前年度における存続銀行と消滅銀行の総資産を2017年度末における存続銀行の数字とともに示している。このうち、存続銀行の方が消滅銀行よりも合併前年度の総資産が小さい事例は、2000年度の近畿大阪銀行と2007年度のきらやか銀行の2件のみである。特に、後者の事例における総資産の差は約70億円であり、ほぼ同じ規模の銀行間の合併であったことが理解できる。それ以外の11件は、2010年度の池田泉州銀行を除き、いずれも5000億円以上の乖離が存在しており、大規模行が小規模行を吸収合併している構図が見て取れる。

このように、これまでの地域銀行の合併の大部分は、営業地域が重なる競合行間において吸収合併に近い形態で生じていることが確かめられた。営業地域が重なるということは店舗網も重複しており、合併前から調整等の取り組みに着手していない限り、合併後の店舗の統廃合は不可避と考えられる。そこで、合併前年度における存続銀行と消滅銀行の国内店舗数の合計が、合併後にどのように変化したのかについて検証を行うこととする。上記の通り、合併後の店舗数は、統廃合を反映して減少していると考えるのが自然である。しかし、2017年度末における存続銀行の店舗数と比べると、変化の仕方が必ずしも統一的ではないことが確かめられた。複数回の合併を経た関東つくば銀行（現在の筑波銀行）と関西アーバン銀行の2003年度の初回の事例を除く11件のうち、筑波銀行と池田泉州銀行の2件の事例では、わずか1つとは言え、2017年度末における店舗数の方が合併前年度よりも増加している。また、残りの9件のうち、きらやか銀行の事例では減少した数はわずか1つである。2003年度の関西アーバン銀行についても、減少した数こそ13あるが、合併前年度の存続銀行と消滅銀行の合計との相対比では7.7%である。合併から10年以上も経過している紀陽銀行についても、減少した数は14で、合併前年度との相対比は11.2%である。対照的に、関東つくば銀行と関西アーバン銀行を除く4件については、合併前年度との減少数の相対比はいずれも30%を超えている。

これらの異なる変化をもたらす背景として考えられるのは、合併の当事者間の経営規模

¹¹ 1996年11月に阪和銀行が経営破綻するまで、和歌山県下の地域銀行の数は3であった。

の違いである。2006年度以降の7件の事例を比べると、合併直前の総資産の乖離が小さいものから順に並べて、きらやか銀行、池田泉州銀行、筑波銀行のいずれもが、店舗数の微増減先として完全に一致している。反対に、合併直前の総資産の乖離が最も大きい北洋銀行の事例において、店舗の減少数は62と最も多くなっている。合併直前の総資産の乖離が大きければ大きいほど、平均的な店舗の規模も比例して消滅銀行の方が小さいと考えられることから、統廃合の決断もスムーズに運ぶことが想像に難くない。事実、最近時の十六銀行の事例では、消滅した岐阜銀行の岐阜県内すべての店舗が十六銀行の近隣支店に継承されて廃店となり、他県にあった9店舗のみが存続している。では、総資産の乖離が大きい消滅銀行の店舗だけが統廃合により消滅しているかということ、事実は異なる。きらやか銀行と筑波銀行ではそれぞれ3店舗、池田泉州銀行では5店舗が、合併以後に新設されている。いずれも減少した店舗数よりも多い。紀陽銀行にいたっては、相対的に合併からの経過年数が長い点に留意する必要があるものの、13店舗も新設されている。紀陽銀行の店舗の減少数は14であり、27もの店舗が統廃合によって消滅していることになる。つまり、程度の差こそあれ、合併による既存店舗の統廃合は共通した現象であると理解できる。

3.2 金融持株会社設立による再編

次に、金融持株会社の設立による再編の概要について見ていくこととする。表2は、金融持株会社の設立年次が2015年度以前で、先の合併の事例と重複せず、かつ現存する先についてまとめたものである。第2章で述べた通り、地域銀行で最初に設立された金融持株会社は、北洋銀行と札幌銀行によって2001年4月に設立された札幌北洋ホールディングスであるが、2008年10月に子会社である札幌銀行が北洋銀行に吸収合併され、2012年10月には解散している。ほくほくフィナンシャルグループはそれに次ぐ歴史を有しており、隣接しない遠隔地同士の地域銀行が設立した金融持株会社であるという点が大きな特色である。2006年10月に設立された山口フィナンシャルグループは、隣接する県同士の地域銀行が設立した金融持株会社であり、2011年10月に山口銀行の九州内の支店を譲受して誕生した北九州銀行を抱えたことで、現在の傘下銀行の本店所在地は3県にまたがっている。2007年4月に設立されたふくおかフィナンシャルグループ、2010年4月に設立されたトモニホールディングスも同様であり、傘下銀行の本店所在地が広範囲に分散している。ただし、大正銀行がトモニホールディングスの傘下に入ったのは2016年4月である¹²。

大部分の金融持株会社の本社所在地は、経営規模が大きい傘下銀行の本店所在地と一致している。ただし、2009年10月に設立されたフィデアホールディングスについては、荘内銀行の本店のある鶴岡市や北都銀行の本店のある秋田市のどちらでもない、他県の仙台市に置かれている。また、2012年10月に設立されたじもとホールディングスについては、経

¹² トモニホールディングス傘下の大正銀行と徳島銀行は、2019年度内に合併することが予定されている。

営規模が小さい仙台銀行の本店所在地と一致している。これら2つの事例については、同じ東北内で相対的に貸出需要が大きい仙台市に本部機能を構えることで、グループとしての機動力を高めているものと推察される。

表2. 地域銀行の金融持株会社設立による再編の概要

再編年度	名称	傘下銀行	場所	総資産(100万円)		国内店舗数	
				再編前年度末	2017年度末	再編前年度末	2017年度末
2003	ほくほくフィナンシャルグループ	北陸銀行	富山県	5,645,377	7,732,938	189	187
		北海道銀行	北海道	3,448,459	5,220,060	133	142
2006	山口フィナンシャルグループ	山口銀行	山口県	4,768,082	5,876,871	153	132
		もみじ銀行	広島県	2,677,600	3,168,986	130	114
2007	ふくおかフィナンシャルグループ	北九州銀行	福岡県	832,890	1,318,245	28	37
		福岡銀行	福岡県	7,984,001	16,096,182	167	170
		熊本銀行	熊本県	1,316,455	1,922,922	78	70
		親和銀行	長崎県	2,371,599	2,693,982	137	88
2009	フィデアホールディングス	荘内銀行	山形県	919,904	1,437,236	79	87
		北都銀行	秋田県	1,082,008	1,340,922	80	83
2010	トモニホールディングス	徳島銀行	徳島県	1,222,218	1,651,854	74	81
		香川銀行	香川県	1,248,595	1,667,259	83	88
		大正銀行	大阪府	478,237	511,133	27	27
		仙台銀行	宮城県	927,733	1,098,786	72	72
		きらやか銀行	山形県	1,269,586	1,422,844	117	116

注) 国内店舗数は全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」の各年度版からの引用であり、バーチャル店舗も含まれる。

また、それぞれの再編前後における店舗数の変化は、合併の場合と大きく異なっている。金融持株会社の設立後に追加で傘下に含まれた北九州銀行と大正銀行を除き、それぞれの傘下銀行の店舗数の合計の変化を比較すると、山口フィナンシャルグループとふくおかフィナンシャルグループについては、大きく減少していることが見て取れる。特に、ふくおかフィナンシャルグループについては、傘下の親和銀行において3割以上の減少となっている。しかし、ほくほくフィナンシャルグループ、フィデアホールディングス、トモニホールディングスについては、再編前と比べて増加している。増加こそしていないものの、じもとホールディングスの減少はわずか1である。

これらの店舗数の変化に関する顕著な違いは、再編前の各行の店舗展開の重複や隣接の程度の違いを反映しているものと考えられる。つまり、店舗数が激減していない一群は、傘下銀行の既存店舗の統廃合の調整が必要でなく、それぞれの営業基盤や大都市圏において積極的な店舗の新設が行われているものと推察される¹³。他方、各グループの中核銀行の影響力の違いも無視できないと考えられる。6つのグループのうち、山口フィナンシャルグループとふくおかフィナンシャルグループの中核銀行である山口銀行と福岡銀行の経営規模は突出しており、グループ全体の経営戦略の策定、推進に関して主導的な役割を果たし、店

¹³ トモニホールディングスの場合、金融持株会社の設立後に新設された傘下銀行の店舗のほとんどが、東京都や大阪府、兵庫県内にある。徳島銀行の場合は7店舗中5店舗、香川銀行の場合は5店舗中4店舗がそのようになっている。

舗の統廃合も進めやすいものと推察される。対照的に、店舗数がそれほど変化していない一群は、傘下銀行の経営規模に大きき開きがないことから、反対の状況が生じている可能性が否定できない。

4. 分析手法とデータ

4.1 分析手法

本論では、再編を経た地域銀行の支店が存在する市区町村の景況がそれ以外の市区町村と比べて有意に相違しているのか否かについて DID 推定を用いて検証する。地域銀行の再編のタイミングが異なることから、本論では 2005 年度と 2015 年度の 2 期間のパネルデータを分析対象とし、固定効果モデルの推定を行う。2000 年度ではなく 2005 年度を始点としたのは、複数回の合併を経ている筑波銀行と関西アーバン銀行について、直近の合併とそれ以前の合併との影響を分離することが難しいためである。以下、合併効果を検証する推定モデルを前提に、本論で採用する分析手法について説明を行う。

被説明変数には後述する複数の景況指標を使用し、それぞれの推定結果の比較を行う。地域の地域銀行の合併の効果を反映する政策変数は、2005 年度から 2015 年度の間に合併を経た地域銀行の店舗がある市区町村で 1 をとる合併ダミー変数と、合併後の経過年数を表す合併トレンド変数である。被説明変数を y_{it} とすると、推定式は以下のように示される。

$$y_{it} = \alpha_D D_i \tau_t + \alpha_T TR_{it} + \sum_{j=1} \alpha_j x_{j,it} + T_t + G_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

ここで、 D_i は 2005 年度の時点で 2015 年度までの間に合併した地域銀行の店舗が存在した市区町村で 1 を、それ以外の市区町村で 0 をとるダミー変数である。本論では、分析対象として該当する地域銀行の本店所在地の都道府県における市区町村のみを考慮する¹⁴。同じく、 τ_t は 2015 年度のすべての市区町村で 1 を、2005 年度のすべての市区町村で 0 をとるダミー変数である。つまり、それぞれの交差項である $D_i \tau_t$ は合併ダミー変数を表している。 TR_{it} は合併トレンド変数である。例えば、2006 年度に合併を経た紀陽銀行の店舗が存在する和歌山県内の市町村の場合、2015 年度の TR_{it} は 9 の値をとる。 $x_{j,it}$ はコントロール変数であり、人口などの各市町村の社会構造の違いを反映する指標をいくつか使用する。 T_t は時間効果であり、2 期間モデルゆえに τ_t と定義は同じである。 G_i は固定効果、 ε_{it} は通常の iid の仮定を

¹⁴ 過去の再編の経緯などを反映し、本店所在地の都道府県以外にも店舗を相対的に多く転換している地域銀行は存在する。しかし、2005 年度以降の消滅銀行については特筆すべき程度ではないことから、存続銀行の本店所在地の都道府県下における市区町村に着目するためにこのような対応をした。ただし、唯一の越境合併の事例である関西アーバン銀行については、関西アーバン銀行、びわこ銀行それぞれの大阪府及び滋賀県下の店舗があるすべての市区町村に 1 を付けた。

満たす誤差項である。

なお、3 期間以上のパネルデータに基づいて計測される一般的な DID 推定量とは異なり、2 期間のパネルデータによる固定効果モデルの分析では、合併ダミー変数と合併トレンド変数が DID 推定量となる¹⁵。

4.2 データ

前段に述べた通り、本論では 2005 年度と 2015 年度の 2 期間の市区町村ベースのパネルデータを分析対象とする。ただし、2005 年度の時点において政令指定都市ではない 8 つの市（さいたま市、相模原市、新潟市、静岡市、浜松市、堺市、岡山市、熊本市）については、2005 年度の区別のデータが一部で入手できないことから、市としての合算した数値を使用する。また、東日本大震災による影響で 2015 年度のデータが一部で入手できない福島県内の 6 町村（富岡町、大熊町、双葉町、浪江町、葛尾村、飯舘村）については、分析対象から除外する。結果、単年度のサンプル数は 1851 である。

被説明変数となる市区町村の景況指標として、課税対象所得、地方税歳入額、開業率、廃業率、製造品出荷額等、卸売業年間商品販売額、小売業年間商品販売額を使用する。このうち、開業率と廃業率については、原データの調査方法や対象が途中で変更になっているため、数字が連続していない点に留意する必要がある¹⁶。また、製造品出荷額等、卸売業年間商品販売額、小売業年間商品販売額については、数値が公開されていない、または 0 値の市区町村をそれぞれの分析対象から除外する。

コントロール変数として考慮する説明変数としては、代表的な社会構造変数である人口を用いる。また、人口構成の違いをコントロールするため、65 歳以上人口比率、15 歳未満人口比率を用いる。さらに、経済活動の特徴を考慮して、第 2 次産業従事者比率、第 3 次産業従事者比率、昼間人口比率、完全失業率を用いる。最後に、貸し手の競争度を反映する指標として、都道府県レベルで最大の貸出シェアを有する地元の地域銀行の各市区町村における店舗数シェアを用いる¹⁷。

表 3 は、上記の各変数の記述統計量を年度別にまとめたものである。被説明変数となる 7 つの指標のうち、開業率と廃業率を除く 5 つについては、人口 1 人当たりの値として定義している。また、製造品出荷額等、卸売業年間商品販売額、小売業年間商品販売額のサンプル数が異なっているのは、上記の通り、0 値などの一部の市区町村を除外しているためであ

¹⁵ これが成立するためには、個体がグループ間を移動しないことや、第 2 期において treatment の対象となる市区町村とならない市区町村とで誤差項が同じという仮定を充足することが前提となる。詳細については、本論と同じ分析アプローチで市町村合併の効果を検証した宮崎（2005）を参照されたい。

¹⁶ 2005 年度は「平成 18 年事業所・企業統計調査」から、2015 年度は「平成 28 年経済センサス」からそれぞれ引用した。

¹⁷ 鳥取県のみ、島根県に本店を構える山陰合同銀行の方が地元の鳥取銀行よりも貸出シェアが高いため、同行の店舗数に基づいてシェアを計算した。

る¹⁸。人口から昼間人口比率までの各社会構造変数は、2005年と2015年の「国勢調査」（総務省統計局）に基づいている。製造品出荷額等は「工業統計調査」（経済産業省）、卸売業年間商品販売額と小売業年間商品販売額は「商業統計調査」（経済産業省）からそれぞれ引用した。また、都道府県レベルでの貸出シェアの確認は、「金融マップ」（日本金融通信社）の各年度版から行った。各市区町村における個々の地域銀行の店舗数の詳細は、「日本金融名鑑」（日本金融通信社）に基づいている。なお、これらの店舗には出張所を含むが、空港や港湾などに位置する両替業務を主とするものは除外している。また、バーチャル店舗についても除外している。

表 3. 記述統計量

	サンプル数	2005年				2015年			
		平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
課税対象所得（百万円）	1,851	1.165	0.332	0.291	4.721	1.193	0.387	0.540	8.777
地方税歳入額（百万円）	1,851	0.122	0.067	0.028	1.028	0.138	0.088	0.047	1.754
開業率(%)	1,851	9.517	4.848	0.000	100.000	8.457	4.018	0.000	77.778
廃業率(%)	1,851	15.250	4.003	0.000	65.652	13.005	4.067	0.000	85.015
製造品出荷額等（百万円）	1,746	2.461	4.261	0.009	75.270	2.818	5.796	0.018	144.522
卸売販売額（百万円）	1,676	2.199	25.972	0.002	970.188	1.865	22.362	0.001	869.703
小売販売額（百万円）	1,706	0.903	0.690	0.038	20.045	0.865	0.689	0.048	15.547
人口（千人）	1,851	72.167	192.349	0.214	7054.382	68.663	109.651	0.178	1263.979
15歳未満人口比率(%)	1,851	13.437	2.125	5.189	22.709	11.875	2.349	0.308	21.070
65歳以上人口比率(%)	1,851	24.618	7.017	8.520	53.431	31.250	7.240	12.674	60.485
第2次産業従事者比率(%)	1,851	27.479	8.284	1.261	53.619	25.501	8.190	1.539	69.892
第3次産業従事者比率(%)	1,851	60.781	11.340	20.563	93.029	64.038	10.549	19.798	93.404
昼間人口比率(%)	1,851	98.575	54.306	63.870	2047.310	98.463	38.562	68.599	1460.583
完全失業率(%)	1,851	5.661	2.164	0.000	22.416	4.045	1.355	0.000	13.750
地域銀行店舗数シェア(%)	1,851	24.360	22.542	0.000	100.000	25.323	23.620	0.000	100.000

注) 課税対象所得、地方税歳入額、製造品出荷額等、卸売販売額、小売販売額は、人口1人当たりの値に基づいている。

5. 分析結果

5.1 全サンプルに基づく結果

表4は、合併効果の推定モデルの結果をまとめたものである。単年度当たりで合併ダミー変数が1を取る数、つまり合併を経た地域銀行の支店が存在した市区町村の数は271である。対象となる合併は、表1に示されている2006年度の紀陽銀行から2012年度の十六銀行までの7件である。Hausman testの結果に示されている通り、廃業率を被説明変数とする

¹⁸ これらの3つの被説明変数を使用する分析では、2005年度と2015年度の両方でデータが入手可能な市区町村をサンプル対象としている。

モデルについてのみ、変量効果モデルが採択されている。しかし、残りはすべて固定効果モデルであり、以下ではすべて固定効果モデルの推定結果に基づいて分析を行うことを優先する。

表 4. 推定結果（合併効果）

	被説明変数							
	課税対象所得		地方税歳入額		開業率		廃業率	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	2.2891 ***	0.4614	0.4505 **	0.2056	-2.4035	9.2900	8.7798	8.1975
合併ダミー変数	0.0281	0.0355	-0.0008	0.0084	0.1915	0.6937	-0.6515	0.6709
合併トレンド変数	-0.0053	0.0061	-0.0008	0.0013	-0.1816 *	0.1076	-0.0862	0.1048
時間ダミー	0.1583 ***	0.0611	0.0357 **	0.0148	-1.8340 **	0.8147	-1.5829 ***	0.5897
人口	0.0991 **	0.0503	0.0072	0.0093	0.2458	0.4341	-0.0212	0.2819
昼間人口比率	0.0026	0.0025	0.0007	0.0005	0.0343 **	0.0173	0.0149 *	0.0079
65歳以上人口比率	-0.0266 ***	0.0095	-0.0042 **	0.0020	-0.0451	0.0951	-0.0172	0.0688
15歳未満人口比率	-0.0514 *	0.0263	-0.0084	0.0054	-0.6117 ***	0.2291	0.0429	0.1104
完全失業率	-0.0137 ***	0.0046	-0.0015	0.0011	0.0613	0.1126	0.3310 ***	0.1165
第3次産業従事者比率	-0.0086	0.0053	-0.0026	0.0023	0.2115 **	0.0962	0.0673	0.0806
第2次産業従事者比率	0.0159	0.0129	-0.0007	0.0035	0.1664	0.1392	-0.0182	0.1009
最大地銀店舗シェア	-0.0005 **	0.0002	-0.0002 *	0.0001	-0.0108	0.0109	-0.0239 *	0.0142
F test	5.39 ***		5.91 ***		1.38 ***		1.16 ***	
Hausman test	488.85 ***		95.46 ***		108.29 ***		17.10	
R-squared	0.3236		0.1593		0.0925		0.2098	
サンプル数	3,702		3,702		3,702		3,702	

	被説明変数					
	製造品出荷額等		卸売業年間商品販売額		小売業年間商品販売額	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	-2.0526	4.6390	-3.5445	13.7258	-0.0571	0.8424
合併ダミー変数	0.3398	0.3343	0.3668	1.0647	0.0192	0.0788
合併トレンド変数	-0.0724	0.0502	-0.0296	0.0825	-0.0020	0.0086
時間ダミー	1.0673 ***	0.3039	0.8691	1.1029	-0.0096	0.0497
人口	-0.3428 ***	0.1240	0.2976	2.7565	0.2736 **	0.1281
昼間人口比率	0.0097	0.0067	0.1233	0.0960	0.0015	0.0061
65歳以上人口比率	-0.0314	0.0246	-0.1994	0.1551	-0.0119 **	0.0057
15歳未満人口比率	0.0748	0.0622	-0.3706 ***	0.1346	-0.0249 ***	0.0094
完全失業率	0.0481 *	0.0283	0.2483 **	0.1118	0.0136 *	0.0080
第3次産業従事者比率	-0.0018	0.0453	0.0070	0.1060	0.0105 *	0.0056
第2次産業従事者比率	0.1356 **	0.0599	0.0239	0.1305	0.0076	0.0053
最大地銀店舗シェア	-0.0047	0.0044	0.0130 **	0.0065	0.0028 **	0.0013
F test	8.96 ***		9.01 ***		2.75 ***	
Hausman test	50.02 ***		1521.88 ***		430.97 ***	
R-squared	0.0318		0.1088		0.0566	
サンプル数	3,492		3,352		3,412	

注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示し、標準誤差は White の分散不均一性に対応した一致推定量。F 検定の帰無仮説は、固定効果の係数がすべて 0。

事前の予測とは異なり、政策変数である合併ダミーと合併トレンド変数の係数は、開業率を被説明変数とするケースで合併トレンド変数が 10%水準で有意となっていることを除き、

すべて有意ではない。また、それぞれの符号についても、合併トレンド変数はマイナスで一致しているものの、合併ダミーは課税対象所得と地方税歳入額で反対となるなど、総合的ではない。つまり、これらの結果は、合併を経た地域銀行の支店が存在した市区町村とそれ以外の市区町村との間に、景況指標の変化に関して有意な差はほぼ認められないということを示している。

その他のコントロール変数については、時間ダミーの推定値は、卸売業年間商品販売額と小売業年間商品販売額を除き、すべて有意に計測されている。2005年度と比べて2015年度の方が景況感は改善していることを考えれば、開業率を除き、有意に計測されている推定値の符号は整合的である。昼間人口比率と65歳以上人口比率については、有意でないものが散見されるものの、計測されている符号はすべて一致している。完全失業率については、課税対象所得と廃業率で直感と整合的な符号が有意に計測されている。第2次産業従事者比率と第3次産業従事者比率は、有意に計測されているものは極めて少ない。最大地銀店舗シェアについては、課税対象所得と地方税歳入額で、競争度が低いほど景況指標が悪いことを示唆するマイナスの推定値が有意に計測されている。廃業率でもマイナスの符号が有意に計測されており、店舗数に基づくハーフィンダール指数を用いて民営事業所の開廃業への影響を検証した播磨谷・尾崎（2017）の結果と整合的である。ただし、卸売業年間商品販売額と小売業年間商品販売額ではプラスの符号が有意に計測されており、どの景況指標を被説明変数に採用するかによって相違している。

次に、表5は、金融持株会社の設立による再編効果の推定モデルの結果をまとめたものである。ここでの単年度当たりで再編ダミー変数が1を取る数、つまり金融持株会社に関連した再編を経た地域銀行の支店が存在した市区町村の数は320である。対象となる金融持株会社は、表2に示されている2006年度の山口フィナンシャルグループから2012年度のじもとホールディングスまでの5件である。また、対象となる地域銀行は、それぞれの傘下にある13行である。表4とは異なり、Hausman testの結果、ここではすべて固定効果モデルが採択されている。

合併の影響を検証した表4の結果とは大きく異なり、政策変数である再編ダミーと再編トレンド変数の係数は、課税対象所得、地方税歳入額、開業率、製造品出荷額等を被説明変数とするケースで有意となっている。廃業率を被説明変数とするケースでも、再編トレンド変数は1%水準で有意となっている。再編ダミー変数の推定値は、課税対象所得、地方税歳入額、製造品出荷額等を被説明変数とするケースで、再編を経た地域銀行の店舗が存在した市区町村ほど景況が悪いことを意味するマイナスの符号が計測されている。他方、同じケースで、再編トレンド変数の推定値の符号はプラスとなっており、再編の効果が現れるには一定程度の時間が必要であることが推察される。つまり、合併のケースとは大きく異なり、金融持株会社に伴う再編を経た地域銀行の支店が存在した市区町村の景況指標の変化は、それ以外の市区町村との間に有意な違いが存在するというを示している。

その他のコントロール変数については、表4と比較して大きな違いは認められない。昼間

人口比率と65歳以上人口比率は、ここでも計測されている符号はすべて一致している。第2次産業従事者比率と第3次産業従事者比率の推定値は、有意に計測されているものは極めて少ない。最大地銀店舗シェアの推定値は、課税対象所得と地方税歳入額、廃業率を被説明変数とするケースでマイナスの符号が有意に計測されているのに対し、ここでも卸売業年間商品販売額と小売業年間商品販売額を被説明変数とするケースでプラスの符号が有意に計測されている。

表5. 推定結果（金融持株会社設立の再編効果）

	被説明変数							
	課税対象所得		地方税歳入額		開業率		廃業率	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	2.2788 ***	0.4512	0.4404 **	0.2020	-3.6096	9.1938	6.9176	8.1625
再編ダミー変数	-0.0563 *	0.0333	-0.0154 **	0.0067	1.9691 *	1.0627	0.6785	0.4997
再編トレンド変数	0.0051 *	0.0029	0.0011 *	0.0006	-0.2608 **	0.1141	-0.2053 ***	0.0567
時間ダミー	0.1636 **	0.0642	0.0372 **	0.0153	-1.9968 **	0.8361	-1.5370 **	0.6072
人口	0.0973 *	0.0497	0.0068	0.0092	0.3273	0.4431	-0.0161	0.2797
昼間人口比率	0.0026	0.0025	0.0007	0.0005	0.0354 **	0.0181	0.0162 *	0.0087
65歳以上人口比率	-0.0269 ***	0.0096	-0.0043 **	0.0021	-0.0371	0.0965	-0.0141	0.0700
15歳未満人口比率	-0.0511 **	0.0260	-0.0083	0.0053	-0.5949 ***	0.2308	0.0784	0.1118
完全失業率	-0.0137 ***	0.0046	-0.0015	0.0011	0.0828	0.1110	0.3510 ***	0.1155
第3次産業従事者比率	-0.0085	0.0052	-0.0025	0.0023	0.2205 **	0.0954	0.0777	0.0797
第2次産業従事者比率	0.0162	0.0131	-0.0005	0.0035	0.1648	0.1378	-0.0014	0.1013
最大地銀店舗シェア	-0.0006 **	0.0002	-0.0002 *	0.0001	-0.0135	0.0110	-0.0252 *	0.0148
F test	5.41 ***		5.90 ***		1.38 ***		1.16 ***	
Hausman test	481.85 ***		102.99 ***		111.15 ***		18.68 *	
R-squared	0.3251		0.1605		0.0916		0.2096	
サンプル数	3,702		3,702		3,702		3,702	

	被説明変数					
	製造品出荷額等		卸売業年間商品販売額		小売業年間商品販売額	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	-2.2620	4.6824	-3.0418	14.0691	-0.0366	0.8269
再編ダミー変数	-0.5070 **	0.2280	-0.1451	0.4428	0.0230	0.0391
再編トレンド変数	0.0537 **	0.0217	0.0312	0.0555	-0.0028	0.0051
時間ダミー	1.1027 ***	0.3183	0.8747	1.1149	-0.0105	0.0493
人口	-0.3527 ***	0.1236	0.2927	2.7602	0.2736 **	0.1271
昼間人口比率	0.0098	0.0067	0.1231	0.0964	0.0015	0.0061
65歳以上人口比率	-0.0363	0.0253	-0.2003	0.1584	-0.0116 **	0.0058
15歳未満人口比率	0.0768	0.0629	-0.3760 ***	0.1374	-0.0247 ***	0.0094
完全失業率	0.0508 *	0.0281	0.2447 **	0.1229	0.0135	0.0084
第3次産業従事者比率	0.0018	0.0454	0.0033	0.1013	0.0102 *	0.0053
第2次産業従事者比率	0.1385 **	0.0613	0.0190	0.1277	0.0073	0.0053
最大地銀店舗シェア	-0.0054	0.0043	0.0132 **	0.0055	0.0028 **	0.0012
F test	8.94 ***		9.01 ***		2.75 ***	
Hausman test	53.40 ***		1516.66 ***		437.58 ***	
R-squared	0.0320		0.1088		0.0566	
サンプル数	3,492		3,352		3,412	

注) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示し、標準誤差はWhiteの分散不均一性に対応した一致推定量。F検定の帰無仮説は、固定効果の係数がすべて0。

5.2 頑健性の確認（サブサンプルに基づく結果）

このように、地域金融機関の再編効果は、合併の場合と金融持株会社の設立による場合とで大きく異なることが確かめられた¹⁹。第3章で述べた通り、既存店舗の統廃合は再編形態の違いに関わらず共通した現象であり、取引先との接点が減少するという意味では同質的である。しかし、本論で明らかにされたのは、経営組織の急激な変化を伴わない金融持株会社による再編だけが景況指標に有意な影響を与えているという内容であった。これらの違いの背景として考えられるのは、少なくとも中期的には、既存組織を活かしながらグループとしての統一的な経営戦略を推進するという金融持株会社による再編の効果が、合併の効果よりも大きいという点である。このことは、表5において、課税対象所得、地方税歳入額、製造品出荷額等を被説明変数とするケースで、再編トレンド変数の推定値の符号がプラスとなっていることに示されている。

他方、この間の景況指標の変化を考える際、大都市圏と地方圏の差の問題は軽視できない。そこで、東京都区部と政令指定都市を除外した場合に、推計結果がどのように影響を受けるのかを確かめることとする。除外する対象には、2005年度以降に政令指定都市となった8つの市も含めている。サンプル数は、フルサンプルの場合と比べて316（単年度当たり158）減少する。2015年度の時点において、これら除外する大都市圏に存在する地域銀行の店舗総数は1623であり、全体の19.5%を占める。

表6は、合併効果の推定モデルの結果をまとめたものである。表4のフルサンプルの場合とは異なり、Hausman testの結果、ここではすべて固定効果モデルが採択されている。しかし、政策変数については、卸売業年間商品販売額を被説明変数とするケースを除き、合併ダミーと合併トレンド変数の推定値はすべて有意ではなく、表4からの特筆すべき変化は認められない。つまり、地方圏に限定したとしても、合併を経た地域銀行の支店が存在した市町村とそれ以外の市町村との間に、景況指標の変化に関して有意な差はほぼ認められないということが理解できる²⁰。

その他のコントロール変数の推定値についても、表4との顕著な違いは認められない。ここでも、第2次産業従事者比率と第3次産業従事者比率の推定値は、有意に計測されているものは極めて少ない。ただ、昼間人口比率の推定値が有意となるケースが増えているのとは対照的に、最大地銀店舗シェアは有意となるケースが減っている。

¹⁹ 合併と金融持株会社の設立、それぞれに該当する市区町村を同時に treatment の対象として考慮して推定を試みたが、双方に重複するサンプルの影響などもあり、推定結果はいずれも被説明変数とするモデルとも改善されなかった。

²⁰ 人口20万人以上の市区町村を除外するなどの異なるサブサンプルの定義もいくつか試行したが、推定結果に大きな変化は認められなかった。

表 6. 推定結果（合併効果 除く 東京都区部及び政令指定都市）

	被説明変数							
	課税対象所得		地方税歳入額		開業率		廃業率	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	0.2100	0.5517	0.0197	0.2182	-16.9656 *	9.3511	8.6619	8.7432
合併ダミー変数	0.0249	0.0252	-0.0015	0.0064	-0.3645	0.6792	-1.0364	0.6915
合併トレンド変数	-0.0015	0.0035	0.0000	0.0008	-0.1161	0.1024	-0.0617	0.1072
時間ダミー	0.1292 ***	0.0245	0.0313 ***	0.0112	-1.8344 **	0.8230	-1.2738 **	0.6409
人口	0.1007 ***	0.0356	0.0049	0.0119	-1.2517	1.1134	-1.1554	0.7426
昼間人口比率	0.0228 ***	0.0065	0.0051 ***	0.0012	0.2000 ***	0.0259	0.0345	0.0293
65歳以上人口比率	-0.0259 ***	0.0036	-0.0040 ***	0.0010	-0.0043	0.0841	-0.0104	0.0736
15歳未満人口比率	-0.0317 ***	0.0063	-0.0033 *	0.0020	-0.3851 *	0.2006	0.1072	0.1268
完全失業率	-0.0099 ***	0.0026	-0.0014	0.0011	0.1276	0.1299	0.3868 ***	0.1363
第3次産業従事者比率	-0.0047 *	0.0025	-0.0021	0.0022	0.1910 *	0.0991	0.0311	0.0844
第2次産業従事者比率	0.0032	0.0030	-0.0038	0.0025	0.0578	0.1267	-0.0285	0.1074
最大地銀店舗シェア	-0.0005	0.0003	-0.0002 ***	0.0001	-0.0091	0.0112	-0.0241 *	0.0145
F test	7.58 ***		5.07 ***		1.38 ***		1.10 **	
Hausman test	1822.92 ***		134.92 ***		137.61 ***		21.30 **	
R-squared	0.6414		0.3315		0.1042		0.1883	
サンプル数	3,386		3,386		3,386		3,386	

	被説明変数					
	製造品出荷額等		卸売業年間商品販売額		小売業年間商品販売額	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	-8.0086	7.6636	-0.6912	1.1095	-0.2980	0.5526
合併ダミー変数	0.2094	0.2953	-0.2347 **	0.0923	-0.0071	0.0470
合併トレンド変数	-0.0483	0.0431	0.0261 *	0.0141	0.0026	0.0068
時間ダミー	1.1478 ***	0.3320	0.0388	0.0815	-0.0174	0.0304
人口	-1.2214 ***	0.3510	-0.5023 ***	0.1923	-0.0663	0.0448
昼間人口比率	0.0913	0.0665	0.0166 *	0.0090	0.0128 ***	0.0041
65歳以上人口比率	-0.0422	0.0388	-0.0147 **	0.0070	-0.0082 **	0.0038
15歳未満人口比率	0.2074 **	0.0926	0.0005	0.0236	-0.0001	0.0069
完全失業率	0.0527	0.0341	0.0162 *	0.0096	0.0005	0.0050
第3次産業従事者比率	-0.0045	0.0489	0.0106	0.0081	0.0057	0.0038
第2次産業従事者比率	0.0453	0.0404	-0.0039	0.0080	-0.0073 *	0.0043
最大地銀店舗シェア	-0.0049	0.0046	0.0021	0.0020	0.0017	0.0012
F test	7.76 ***		8.11 ***		7.01 ***	
Hausman test	100.65 ***		55.60 ***		63.17 ***	
R-squared	0.0557		0.0286		0.0600	
サンプル数	3,176		3,036		3,096	

注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示し、標準誤差は White の分散不均一性に対応した一致推定量。F 検定の帰無仮説は、固定効果の係数がすべて 0。

表 7 は、金融持株会社の設立による再編効果の推定モデルの結果をまとめたものである。表 5 のフルサンプルの場合とは異なり、廃業率を被説明変数とするモデルについてのみ変量効果モデルが採択されている。

他方、政策変数である再編ダミーと再編トレンド変数の係数は、卸売業年間商品販売額と小売業年間商品販売額を被説明変数とするケースを除き、すべて有意となっている。推定値の符号についても表 5 と整合的であり、大都市圏を除いても、再編の効果が現れるには一定

程度の時間が必要であることが理解できる。また、表 5 では有意ではなかった廃業率を被説明変数とするケースにおける再編ダミー変数の推定値が 10%水準で有意となっているだけでなく、表 5 と比べて有意水準が全般的に高くなっている。つまり、金融持株会社に伴う再編を経た地域銀行の支店が存在した市町村とそれ以外の市町村との景況指標の変化に関する有意な違いは、地方圏に限定した場合でも強く認められることが理解できる。

表 7. 推定結果（金融持株会社設立の再編効果 除く東京都区部及び政令指定都市）

	被説明変数							
	課税対象所得		地方税歳入額		開業率		廃業率	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	0.2374	0.5448	0.0175	0.2142	-18.8727 **	9.2464	6.3409	8.7207
再編ダミー変数	-0.0446 **	0.0182	-0.0138 ***	0.0041	2.1848 **	1.1027	0.8972 *	0.5305
再編トレンド変数	0.0058 ***	0.0022	0.0012 ***	0.0005	-0.2690 **	0.1195	-0.2275 ***	0.0614
時間ダミー	0.1335 ***	0.0253	0.0325 ***	0.0113	-2.1203 **	0.8351	-1.3650 **	0.6547
人口	0.0926 ***	0.0344	0.0044	0.0113	-0.6821	1.1291	-0.6759	0.7683
昼間人口比率	0.0227 ***	0.0065	0.0051 ***	0.0012	0.2052 ***	0.0259	0.0381	0.0298
65歳以上人口比率	-0.0261 ***	0.0037	-0.0041 ***	0.0010	0.0014	0.0848	-0.0123	0.0749
15歳未満人口比率	-0.0317 ***	0.0063	-0.0033	0.0020	-0.3821 *	0.2014	0.1284	0.1280
完全失業率	-0.0098 ***	0.0026	-0.0015	0.0011	0.1282	0.1306	0.3706 ***	0.1363
第3次産業従事者比率	-0.0049 **	0.0025	-0.0021	0.0022	0.2080 **	0.0978	0.0515	0.0832
第2次産業従事者比率	0.0032	0.0029	-0.0037	0.0025	0.0525	0.1242	-0.0175	0.1077
最大地銀店舗シェア	-0.0004	0.0003	-0.0002 ***	0.0001	-0.0130	0.0114	-0.0274 *	0.0151
F test	7.55 ***		5.05 ***		1.38 ***		1.10 **	
Hausman test	1827.26 ***		147.70 ***		139.10 ***		16.35	
R-squared	0.6418		0.3327		0.1029		0.1857	
サンプル数	3,386		3,386		3,386		3,386	

	被説明変数					
	製造品出荷額等		卸売業年間商品販売額		小売業年間商品販売額	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	-8.2373	7.6431	-0.9491	1.1072	-0.2742	0.5471
再編ダミー変数	-0.5435 **	0.2436	-0.0275	0.0862	0.0026	0.0327
再編トレンド変数	0.0630 **	0.0258	-0.0009	0.0130	0.0002	0.0042
時間ダミー	1.1724 ***	0.3418	0.0344	0.0772	-0.0166	0.0302
人口	-1.2084 ***	0.3394	-0.4761 **	0.1869	-0.0697	0.0445
昼間人口比率	0.0918	0.0665	0.0172 *	0.0091	0.0127 ***	0.0041
65歳以上人口比率	-0.0474	0.0396	-0.0158 **	0.0072	-0.0081 **	0.0038
15歳未満人口比率	0.2085 **	0.0933	0.0003	0.0230	-0.0002	0.0069
完全失業率	0.0521	0.0332	0.0146	0.0095	0.0006	0.0050
第3次産業従事者比率	-0.0002	0.0492	0.0132 *	0.0077	0.0055	0.0037
第2次産業従事者比率	0.0471	0.0409	-0.0017	0.0082	-0.0074 *	0.0043
最大地銀店舗シェア	-0.0056	0.0045	0.0019	0.0020	0.0018	0.0012
F test	7.76 ***		8.08 ***		7.01 ***	
Hausman test	98.25 ***		61.03 ***		74.86 ***	
R-squared	0.0562		0.0267		0.0597	
サンプル数	3,176		3,036		3,096	

注) ***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意であることを示し、標準誤差は White の分散不均一性に対応した一致推定量。F 検定の帰無仮説は、固定効果の係数がすべて 0。

その他のコントロール変数の推定値については、ここでも昼間人口比率が有意となっているケースが増え、最大地銀店舗シェアが有意となるケースが減っていることを除けば、表5のフルサンプルの場合との大きな違いは認められない。

6. まとめと課題

本論では、2005年度から2015年度までの全国の市区町村レベルのデータを用いて、地元の地域銀行が再編を経たか否かで景況指標の変化が相違するのかどうかについて、DIDの手法を適用して検証を行った。本論で明らかにされた内容は、以下のように要約することができる。

再編効果を該当期間に7件の事例がある合併に限定した場合、政策変数である合併ダミーと合併トレンド変数の推定値は、ほぼすべてのケースにおいて有意ではなかった。対照的に、該当期間に13件の事例がある金融持株会社の設立に限定した場合、政策変数の推定値はほとんどのケースで有意であった。特に、課税対象所得、地方税歳入額、製造品出荷額等を被説明変数とするケースにおいて、再編ダミー変数の推定値は、再編を経た地域銀行の店舗が存在した市区町村ほど景況が悪いことを意味するマイナスの符号が計測された。他方、同じケースにおいて、再編トレンド変数の推定値は、再編から一定期間の経過後に景況が改善することを意味するプラスの符号が計測された。同様の推定結果は、東京都区部と政令指定都市を除外した場合についても得られることが確かめられた。

このように、合併による効果は認められず、金融持株会社による効果は認められるという本論で明らかにされた対照的な結果は、急激な経営組織の変化を伴わずにグループとしての統一的な経営戦略を推進できるという金融持株会社による再編の利点を反映していると見ることができよう。事実、近年の地域銀行の再編を振り返っても、金融持株会社の設立を経ずに直接的に当事者が合併する事例は、2012年9月の十六銀行による岐阜銀行の吸収合併を最後に生じていない。また、合併を選択する場合であっても、金融持株会社の傘下に入った後に行う事例が多く、各種の調整を行う期間を得るために金融持株会社を活用していることが推察される²¹。もちろん、合併事例として取り上げた7件の中にも、金融持株会社の設立を経て合併に至った先が含まれており、合併の効果に関する推定結果にそれらが影響している可能性は否定できない。ただ、今後の地域銀行の再編は広域的に進んでいくと予想され、近年の九州や関東における事例に象徴されるように、金融持株会社による方式がより一般化すると考えられる。少なくとも、本論で明らかにされた内容は、時間の経過が必要であるにせよ、金融持株会社による地域銀行の再編は地域経済にプラスの影響をもたらすことを示唆しており、これからの予想される変化について肯定的に評価できると見ること

²¹ 2018年5月のきらぼし銀行、2019年4月の関西みらい銀行のいずれとも、事前に設立された金融持株会社傘下の銀行が合併して誕生したものである。

もできよう。

他方、本論では十分に検証できていない課題が多く残されている。本論では、再編対象の地域銀行の店舗の有無で市区町村を同列視しており、店舗の規模や開設以後の長さの違いなどについて考慮できていない。また、貸し手の競争環境の違いについても、都市銀行や信用金庫を含めて検討するなどの余地が残されている。地域の景況指標についても、より地域銀行の行動が直接的に反映されるものを再考する必要がある。いずれもデータの入手可能性から対応が容易でないのは事実であるが、引き続きこれらの課題に留意しながら追加の検証を進めていきたい。

【参考文献】

- 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, No.17-J-9.
- 播磨谷浩三・尾崎泰文（2017）「地域金融機関の競争環境が事業所の開廃業に与える影響」RIETI Discussion Paper Series 17-J-047.
- 星貴子（2014）「地域銀行の経営と再編の方向性」『JRI レビュー』Vol.7, No.17, 62-82.
- 宮崎浩伸・阿萬弘行（2013）「地域金融機関の再編が取引先企業のパフォーマンスに及ぼす影響の実証分析」『産研論集（関西学院大学）』第40号, 23-30.
- 宮崎毅（2005）「市町村合併には歳出削減効果があるのか」『Hi-Stat Discussion Paper Series』 No. 128.
- Avery, R.B., and K.A. Samolyk. 2004. Bank consolidation and small business lending: The role of community banks. *Journal of Financial Services Research*, 25, 291–325.
- Berger, A. N., A. Saunders, J. M. Scalise, and G. F. Udell. 1998. The effects of bank mergers and acquisitions on small business lending. *Journal of Financial Economics*, 50, 187-229.
- Bonaccorsi Di Patti, E. and G. Gobbi. 2007. Winners or losers? The effects of banking consolidation on corporate borrowers. *The Journal of Finance*, 62, 669-695.
- Degryse, H., N. Masschelein, and J. Mitchell. 2011. Staying, dropping, or switching: The impacts of bank mergers on small firms. *Review of Financial Studies*, 24, 1102-1140.
- Erel, I., 2011. The effect of bank mergers on loan prices: Evidence from the United States. *The Review of Financial Studies*, 24, 1068-1101.
- Focarelli, D. and F. Panetta, 2003. Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the Italian market for bank deposits. *American Economic Review*, 93, 1152–1172.
- Garmaise, M.J., and T.J. Moskowitz, 2006. Bank mergers and crime: The real and social effects of credit market competition. *The Journal of Finance*, 61, 495-538.

- Newman, A.J., and R.J. Shrieves, 1993. The multibank holding company effect on cost efficiency in banking. *Journal of Banking and Finance*, 17, 709–732.
- Ogura, Y., and Yamori, N., 2010. Lending competition and relationship banking: Evidence from Japan. *International Journal of Business*, 15, 377-393
- Park, K. and G.G. Pennacchi, 2009. Harming depositors and helping borrowers: The disparate impact of bank consolidation. *Review of Financial Studies*, 22, 1-40.
- Panetta, F., F. Schivardi, and M. Shum, 2009. Do mergers improve information? Evidence from the loan market. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41, 673-709.
- Peek, J. and E.S. Rosengren, 1998. Bank consolidation and small business lending: It's not just bank size that matters. *Journal of Banking and Finance*, 22, 799-819.
- Prager, R. A., and T.H. Hannan., 1998. Do substantial horizontal mergers generate significant price effects? Evidence from the banking industry. *The Journal of Industrial Economics*, 46, 433-452.
- Sapienza, P., 2002. The effects of banking mergers on loan contracts. *Journal of Finance*, 57, 329-367.
- Strahan, P.E., and J.P. Weston, 1998. Small business lending and the changing structure of the banking industry. *Journal of Banking and Finance*, 22, 821-845.
- Yamori, N., K. Harimaya, and K. Kondo, 2003. Are banks affiliated with bank holding companies more efficiency than independent banks? The recent experience regarding Japanese regional BHCs. *Asia-Pacific Financial Markets*, 10, 359–376.
- Vander Venet, R., 2002. Cost and profit efficiency of financial conglomerates and universal banks in Europe. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34, 254–282.