



RIETI Discussion Paper Series 17-J-047

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

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

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*

播磨谷浩三（立命館大学）

尾崎泰文（釧路公立大学）

要 旨

地方創生に関して、地域金融機関の役割に様々な期待が寄せられている。他方、地域金融機関は、2000年代半ばから地域密着型金融（リレバン）の機能強化を推進しており、地域経済の活性化を目指した様々な取り組みが進められている。しかしながら、地域経済の衰退に歯止めがかかっているとは言い難く、一部の大都市を除き、廃業数が開業数を超過する状況が長期的に続いているのが実情である。また、地域金融機関の中には、地方中核都市への新規出店の増加で店舗網が広域化している先も多く、都市部における競争度の高まりとは対照的に、地元での取引先との関係は希薄化している可能性が大きい。本論では、地域金融機関の競争度が民営事業所の開業率や廃業率にどのような影響を与えているのかについて、「経済センサス」の市区町村ベースのデータを用いて検証を行った。結果、競争度が低い地域ほど、開業率は高く、廃業率は低い傾向にあることが確かめられた。同様の結果は、事業所数に代えて従業者数を用いた場合についても確かめられた。これらの本論で明らかにされた内容は、地方における地域金融機関の存在意義を示すと同時に、貸し手の競争度の高まりは決してリレバンに寄与しないことを示唆する先行研究で明らかにされている内容と整合的である。

[キーワード]

地域金融、競争度、開廃業、雇用

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におけるプロジェクト「地方創生に向けて地域金融に期待される役割—地域経済での雇用の質向上に貢献するための金融を目指して—」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

地方創生が政権の最重要政策と位置付けられ、早くも 2 年以上の時間が経過した。政策の推進に際し、政府は各地方公共団体に対して地方版の「長期ビジョン」と「総合戦略」を策定することを求め、その策定に当たっては地域金融機関の知見等を積極的に活用することとされていた。結果、これまでに多くの地域金融機関が専門部署の設置や地元自治体への人材派遣などの取り組みを行っている¹。営業地域が限定されている地域金融機関にとって、地元経済の盛衰は死活問題であり、地方創生にどのように向き合うかは避けて通れない重要な経営課題と言えよう。

他方、2000 年代半ばから、地域金融機関は地域密着型金融とも呼称されるリレーションシップバンキング（以下リレバンと略記）の機能強化を推進している。しかしながら、この間のリーマンショックに端を発する世界的な経済危機の影響などもあり、地域経済の衰退に歯止めがかかっているとは言い難い。特に、一部の大都市を除き、廃業数が開業数を超過する状況が長期的に続いており、雇用の場そのものが地方では減少しているものと考えられる。これらの疲弊する地域経済の実情を反映してか、地方圏を拠点とする地域金融機関の中には、地方中核都市への新規出店の増加により店舗網が広域化している先が少なくない。この間、地域金融機関の店舗総数は減少傾向にあり、既存の店舗の統廃合が進んでいると考えられることから、地元での取引先との関係は希薄化している可能性が大きい。近年、金融庁は地域金融機関の地元企業への積極的な支援について、あらためて重視する姿勢を打ち出しているが、その背景にはこれらの地域金融機関を取り巻く経営環境の実情があるものと推察される。

地域金融機関の貸出姿勢を含めた行動は、マクロ経済環境や行政の指針のみならず、金融機関相互の競争環境にも影響を受けると考えられる。例えば、都道府県ベースのデータを用いた式見（2012）では、地域金融市場が寡占的であるほど、情報の非対称度が高い企業には信用供与が行われ難くなり、企業の新規参入の発生が困難になっていることを示唆する結果が報告されている²。この結果は、貸し手の市場支配力の影響を否定的に捉える Market Power 仮説を支持するものであり、開業数を増やすためには競争環境の改善を促すような政策的な対応が求められることになる。しかし、Ogura（2012）をはじめ、競合する金融機関数が多く、集中度が低い地域ほど、継続的な取引関係を通じた情報の蓄積や活用が行われ難い傾向にあることを明らかにした先行研究も存在する。この結果は、リレバンの理論的な利点を貸し手と借り手との情報のやり取りの蓄積の観点から捉える Information 仮説を支持するものであり、貸し手の競争度の上昇は借り手の金融環境の改善には寄与しない

¹ 一般財団法人地域総合整備財団の「平成 27 年度 地域産業の育成・支援に関する調査研究事業報告書」（2016 年 3 月公表）では、地方公共団体と地域金融機関の連携による地域振興への取組や、金融機関による地域産業の育成・支援に向けた取組の事例がまとめられている。

² 同論では、借り手の資金調達に関する外部資金依存度の指標を定義し、それと競争度の指標との交差項を説明変数として用いている。

という解釈が導かれることになる。つまり、金融機関相互の競争環境が借りに与える影響については、先行研究において必ずしも統一的な見解が得られていないのが実情である。

本論の目的は、金融機関の競争環境が地域の企業行動にどのような影響を与えるのかについて、「経済センサス」の市区町村ベースのデータを用いて実証的に検証することにある³。特に、「質の高い」雇用の場を生み出すことを目標とする現在の政策の意図に鑑み、事業所数の変化に加えて従業者数の変化についても分析の対象とする。また、金融機関の競争環境を反映する指標を店舗数に基づいて算出する。当然ながら、企業行動に牽引される実体経済が金融機関の店舗戦略に影響を与えるという反対の因果関係が存在する可能性は否定できない⁴。しかしながら、本論では、地域経済の活性化に向けて期待される地域金融機関の役割を考察することを重視し、ひとまず、金融機関の競争環境から企業行動への因果関係についてのみ検証を行う。なお、これまでの先行研究は、その多くが都道府県ベースのデータを用いており、市区町村ベースのデータを用いた検証は極めて少ないのが実情である。岡室・小林（2005）では市区町村ベースのデータを用いて開業率の決定要因が検証されているが、廃業率に関しては都市部に限定した吉村（2000）を除き、ほとんど先行研究が存在しない⁵。

本論では、開業率（開業事業所従業者数変化率）と廃業率（廃業事業所従業者数変化率）が相互に内性変数として影響を与えることを仮定し、それぞれを被説明変数とする推定モデルを2段階最小二乗法（2SLS）にて検証する。開業に加えて廃業の問題を考察の対象とする理由は、地域経済の衰退で事業所数の減少に直面する多くの地域金融機関にとって、既存の取引先の廃業は貸出金残高の減少に結び付く深刻な問題であり、決して軽視できないと考えられるためである。なお、検証に際しては、事業所属性を資本金規模などに基づいて細分化し、分析結果の精緻化を図る。本論の構成は下記の通りである。

第2節では、金融機関の競争環境と地域経済との関連についての主要な論点を、先行研究に基づいて整理する。第3節では、本論で採用する分析手法とデータについて説明する。第4節では、分析結果をまとめ、政策的含意について考察する。第5節では、全体のまとめと課題を述べる。

2. 先行研究の展望

貸し手である金融機関の競争環境が借りにどのような影響を与えているのかについて

³ 2009年からの「経済センサス」は、それ以前の「事業所・企業統計調査」と調査方法や対象が相違しているため、数字が連続していない。

⁴ 銀行の店舗展開の決定要因について、地域経済との関連から検証した先行研究としては、Cyree et al. (2000)などが挙げられる。

⁵ 都道府県ベースのデータを用いて開業率の決定要因を検証している先行研究としては、本庄（2002）や土屋（2003）、小林（2003）、黒瀬・大塚（2007）などが挙げられる。

検証している先行研究の多くは、借り手の資金制約の問題を取り上げており、実証分析では借り手である中小企業等の財務データを用いるのが一般的である。本論の冒頭でも触れた通り、理論的な背景については、貸し手の競争度がもたらす影響を否定的に捉えるか、肯定的に捉えるかの違いにより、Market Power 仮説と Information 仮説に大別することができる。

前者の Market Power 仮説は、市場構造の競争形態が市場行動を決め、それが市場成果に結びつくとする、伝統的な SCP パラダイムの考え方に基づいており、集中度の高い金融市場の貸し手は、超過利潤の獲得とは対照的に、借り手の金融環境にマイナスの影響を与えるという理論的帰結が得られる。この仮説を支持する代表的な先行研究である Beck et al. (2004) では、集中度の高い金融市場ほど中小企業は厳しい資金制約に直面することを、先進国と途上国のいずれをも含む 74 カ国のデータに基づいて報告している。また、Degryse and Ongena (2008) では、預金と貸出金の金利差は、集中度の高さとプラスの関係にあることを報告している。同様に、Cetorelli and Strahan (2006) や、Ryan et al. (2014)、Scott and Dunkelberg (2005) では、集中度の高い金融市場ほど既存の中小企業や新規創業企業の資金制約が大きくなることを報告している。

これに対し、後者の Information 仮説は、貸し手と借り手との取引期間が短ければ、貸し手は借り手に関する私的情報について費用をかけて収集する利点なくなるため、リレバンは行われ難くなるという考え方に基づいている。この仮説を支持する代表的な先行研究は Petersen and Rajan (1995) であり、企業と銀行との関係は、貸出市場の競争度が高まれば高まるほど薄くなり、低まれば低まるほど濃くなることを報告している。ただし、Petersen and Rajan (1995) で分析対象としているのは事業リスクが高い新規創業企業であり、長期的に継続する取引関係に基づくリレバンを取り上げているわけではない。その他、Berger et al. (2007) や Fischer (2005)、Ratti et al. (2008)、Zarutskie (2003) なども、Information 仮説を支持する結果を報告している。特に、Berlin and Mester (1998) では、銀行の独占力がリレバンの必須条件であり、競争度の高まりはリレバンを妨げると論じている⁶。

本論と同様に、金融機関の競争環境の影響を、事業所数の変化から検証している先行研究も数こそ多くはないものの存在する。アメリカでは、州際業務規制の緩和による銀行間の競争度の高まりが開業の増加に結びついていることを報告している先行研究が少なくない (Black and Strahan, 2002; Cetorelli and Strahan, 2006; Kerr and Nanda 2009; Chava, et al., 2013 など)。これに対し、イタリアのデータを用いた Bonaccorsi di Patti and dell' Arriccia (2004) では、貸し手の集中度の高まりは開業の増加をもたらすが、一定の水準を超えればマイナスの影響を与えることを報告している。同様に、Rogers (2012) は、アメリカのデータを利用して銀行市場の州毎の構造の違いが起業家活動に影響することを実証的に検証しており、

⁶ 他方、Jayaratne and Wolken (1999) や Berger et al. (2005) のように、いずれの仮説も強く支持されないことを示唆する結果を報告している先行研究も存在する。なお、Boot (2000) では、リレバンを高める要因と低める要因が相違しているため、競争度が与える影響について結論付けることはできないことを報告している。

小銀行の多い州は創業が相対的に活発であり、競争が激しくなると創業には負の影響をもたらすことを報告している。

ただし、金融機関の競争度と廃業の関係については、金融機関のリスクテイキングに与える影響を通じた間接的な効果を考察しているものがほとんどであり、事業所数の減少を直接的に検証した先行研究はあまり存在しない⁷。例えば、Jiménez et al. (2007) では、スペインの銀行業を対象に、貸し手の競争度とリスクテイキングとの間の関係について検証しており、競争の激化は不良債権比率の上昇をもたらすが、集中度が一定の水準を超えると不良債権比率は低下する傾向にあることを報告している。

なお、本論では地域金融機関に着目して競争度の変数を定義するが、貸し手の規模の違いが地域経済に与える影響についても、先行研究において統一した見解が得られていない。市場支配力を持たない小規模銀行の利点を報告している先行研究としては、中小企業の資金制約の改善に寄与することを報告している Degryse and Ongena (2007) や Carbó-Valverde, et al. (2009)、コミュニティ銀行の利点について示唆する DeYoung et al. (2015) などがある。Hakenes et al. (2015) も、小規模金融機関の存在が地域経済の成長にプラスの影響を与えることを報告している。これらに対して、Beck et al. (2010) では、小規模銀行相互の合併により、異なる地域間の労働条件に影響を与えることを通じて地域間の所得格差は改善することを報告しており、大規模銀行が地域経済の成長にプラスの影響を与える可能性について示唆している。

3. 分析方法

本節では、分析に用いられるデータの詳細および分析方法について説明する。本論の主目的は金融機関の競争環境が地域企業に与える影響を測ることであるが、まず地域企業の行動を反映する指標として、民営事業所数の変化率 (offr)、同開業率 (offnew)、同廃業率 (offexit) の3つを被説明変数として定義する。これらの事業所のデータは、「平成 21 年経済センサス基礎調査」、「平成 24 年経済センサス活動調査」、「平成 26 年経済センサス基礎調査」から市区町村毎のものを総務省統計局のホームページから入手し、整理した。

事業所数の変化率については、「平成 21 年経済センサス」から「平成 24 年経済センサス」、「平成 24 年経済センサス」から「平成 26 年経済センサス」、という2つの調査時点間の変化率を市区町村別に算出した。次に、事業所の開業率と廃業率については、「平成 21 年経済センサス」から「平成 24 年経済センサス」までと「平成 24 年経済センサス」から「平成 26 年経済センサス」までの2期間における事業所新設数および廃止数を市区町村別に整理し、前者については「平成 21 年センサス」の事業所数、後者については「平成 24 年セ

⁷ 開業率から廃業率を差し引いた純開業率を用いた先行研究が少なくないことも、これらの理由として考えられる。

ンサス」の事業所数でそれぞれ除したものを開業率、廃業率⁸として定義した。なお、本論で用いた事業所データは、全事業所を対象としたものではなく、本所と単独事業所⁹を対象としたものを用いている。さらに、分析結果の頑健性を確かめるため、本所と単独事業所であつた資本金階級 1 億円未満のものを対象とした場合についても分析を試行している。これらの理由は、多くの企業では支所や支店の金融環境は本社の影響下にあると考えられることに加え、大企業ほど市場性資金による調達が可能であるためである。また、信用金庫や信用組合では、会員や組合員となる事業所の資本金の規模に制限が設けられているという事情も考慮した¹⁰。

また、事業所の数だけを見た場合、事業所の従業者規模の違いが反映されない可能性を考慮し、事業所数を対象とした分析に加え、従業者数数変化率 (*labr*)、新設事業所および廃止事業所に含まれる従業者数ベースの分析も同様に行うこととする。従業者を用いた場合の開業率 (*labnew*) は新設事業所に含まれる従業者数の全事業所従業者に対する割合、廃業率 (*labexit*) は廃止事業所に含まれる従業者数の全事業所従業者に対する割合を表している。

次に、地域事業所の開業や廃業に影響を与える金融機関の競争環境を表す指標として、伝統的な Herfindahl-Hirschman Index (HHI) の考えをもとに競争指数を作成した。銀行業の競争度に関しては、HHI 以外にも様々な指標が存在し、かつ現在も研究が盛んに行われている¹¹。Bolt and Humphrey (2015) では、アメリカの銀行業を対象に、複数の競争度の指標を比較し、貸出金利の高さとの関連性からそれぞれの指標の現実との整合性を検証している。そして、HHI が最も説明力が低いことを述べている。しかし、この結果は、経営規模が極端に相違する銀行が混在するアメリカの特異な事情が HHI に反映されたためと見ることもできる¹²。本論では、市区町村単位で作成していることに加え、日本の金融機関の場合、経営規模に関してアメリカほどの極端な格差は存在しないことから、HHI を競争度の指標として使用することに問題はないと判断した。

HHI 作成の基になる金融機関の店舗データは、「日本金融名鑑 CD-ROM」(日本金融通信社) より入手した。日本金融名鑑からは各店舗の住所データが得られるため、これを基に各金融機関の店舗数を市区町村毎に集計し、各市区町村における金融機関毎の資産量(総資産)シェアから競争指数を作成した。以下では、本論における金融機関の競争指数の作

8 「平成 24 年経済センサス活動調査」および「平成 26 年経済センサス基礎調査」から得られる事業所の新設数および廃止数は、前者が平成 21 年 7 月 2 日から平成 24 年 2 月 1 日の累積数であり、後者は平成 24 年 2 月 1 日から平成 26 年 7 月 1 日までの累積数である。

9 金融機関の事業所に対する融資を考えた場合、支店を含む全事業所を対象とするよりも、支店を除く本所と単独事業所を対象とした方が適切であり、開業率と廃業率の定義により近いと判断した。

10 信用金庫の場合、事業者で会員となる資格は、従業員 300 人以下または資本金 9 億円以下の先に限られている。同じく、信用組合の場合、事業者で組合員となる資格は、従業員 300 人以下または資本金 3 億円以下の先(卸売業は 100 人または 1 億円、小売業は 50 人または 5 千万円、サービス業は 100 人または 5 千万円)に限られている。

11 展望論文として Berger et al. (2004) や Dick and Hannan (2010) などを参照されたい。

12 Bolt and Humphrey (2015) の分析対象となっている 2644 のサンプルのうち、総資産が 10 兆ドルを超える大規模銀行が 380 含まれている。なお、総資産が 1 兆ドル未満の小銀行は、分析対象から除外されている。

成について説明する。市区町村 j に店舗を持つ金融機関 i について、 i の資産量を a_i 、全店舗数を s_i 、市区町村 j にある i の店舗数を n_{ij} とし、市区町村 j における金融機関 i の資産量を以下の様に定義する。

$$\frac{a_i n_{ij}}{s_i} \quad (1)$$

このとき、市区町村 j における全ての金融機関の資産量合計は

$$\sum_i \frac{a_i n_{ij}}{s_i} \quad (2)$$

と表すことができ、金融機関 i の市区町村 j における資産量のシェアは

$$\frac{\frac{a_i n_{ij}}{s_i}}{\sum_i \frac{a_i n_{ij}}{s_i}} \quad (3)$$

となる。HHI はシェアの二乗和で表される競争指数であるため、市区町村 j における HHI は以下で表される¹³。

$$HHI_j = \sum_i \left(\frac{\frac{a_i n_{ij}}{s_i}}{\sum_i \frac{a_i n_{ij}}{s_i}} \right)^2 \quad (4)$$

本論の分析で用いられる金融機関の店舗データは、リレバン推進の対象になっている地方銀行、第二地方銀行、信用金庫、信用組合¹⁴のものであり、都市銀行は含まれていない¹⁵。

¹³ 本論では、市区町村毎の各金融機関の資産量のシェアが入手できなかったこと、またデータ引用先において店舗毎の従業者数を公表していない金融機関があるため、従業者数を支店規模とみなしてウェイト付けする事が出来なかった。そのため、単純ではあるが、1店舗あたり資産量を「金融機関 i の全資産量÷金融機関 i の全店舗数×金融機関 i の市区町村 j における店舗数」と定義した。なお、資産量だけではなく貸出量を対象として同様に競争指数を作成して分析を行ったが、結果に大きな差は見られなかった。

¹⁴ 信用組合は地域信組のみを対象とした。ただし、民族系信組については除いている。なお、平成 24 年 3 月末時点では 158 の信用組合が存在しているが、その約 6 割の 98 が地域信組（民族系を除く）によって占められている。

¹⁵ 都市銀行を含んだ HHI についての分析も同様に実施したが、含まない場合の結果と大きな差が無かったため、本論では都市銀行を含まない場合の結果のみを採用した。なお、都市銀行を含む場合と含まない場合、シェアを資産量とした場合と貸出量とした場合の各 HHI の相関係数を補論の表 3-1 と表 3-2 にまとめ

被説明変数である「平成 24 年センサス」および「平成 26 年センサス」の事業所の新設数と廃止数の累積データとの期間重複を避けるため、金融機関の店舗データはそれぞれのセンサス調査の直前期である平成 20 年 9 月末および平成 23 年 9 月末のものを用いて HHI を作成した。一方、各金融機関の総資産データは、平成 20 年 9 月末については平成 20 年 3 月末と平成 21 年 3 月末の平算を、平成 23 年 9 月末については平成 23 年 3 月と平成 24 年 3 月の平算を、それぞれ用いている。

HHI 以外の説明変数については、社会的要因として各市区町村の人口変化率 (popr) と 65 歳以上人口変化率 (oldr) を、産業的要因として第 3 次産業従事者比率 (ind3r) と昼夜間人口比率 (dnr) を、経済的要因として課税対象所得変化率 (taxicr) および失業率 (unempr) を用いた。また、これ以外に事業への参入退出に与える影響として個人事業所比率 (offpers) を、金融機関の支店の無い市区町村にはダミー変数 (dummy) を設定した¹⁶。

本論で採用する推定方法は、以下の通りである。まず、ベースラインとして、事業所数の変化率を全ての説明変数で回帰する。次に、事業所数の変化を開業側と廃業側に分けたモデルを考える。ここでは開業率および廃業率をそれぞれ被説明変数とした推定を行うが、開業率を被説明変数とした推定式では廃業率を内生変数として、逆に廃業率を被説明変数とした推定式では開業率を内生変数として含むモデルを定義する。開業率を被説明変数とする推定式に用いる説明変数を dummy, offpers, HHI, popr, ind3r, dnr、廃業率を被説明変数とした推定式に用いる説明変数を dummy, offpers, HHI, oldr, taxicr, unempr とし、開業率と廃業率の式をそれぞれ 2 段階最小二乗法 (2SLS) で推定する¹⁷。推定に用いる各変数の記述統計量を以下の表 1 に示している。

た。

16 被説明変数との期間の重複を避けるため、説明変数に用いるデータは全てラグをとっているが、詳細は補論にまとめている。

17 この場合、開業率の推定式に対する操作変数は oldr, taxicr, unempr の 3 変数であり、廃業率の推定式に対する操作変数は popr, ind3r, dnr の 3 変数であり、推定式内のその他の変数は外生変数となる。

表1. 記述統計量

	Mean	Std. Dev.	Min	Max		Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>offr(H21-H24)</i>	-0.0390	0.0674	-0.6994	0.5000	<i>offr(H24-H26)</i>	0.0197	0.0646	-0.2600	0.7971
<i>offr(under100million)</i>	-0.0707	0.0653	-0.7222	0.3333	<i>offr(under100million)</i>	0.0254	0.0663	-0.2692	1.0000
<i>labr(H21-H24)</i>	-0.0032	0.1373	-0.6169	1.1420	<i>labr(H24-H26)</i>	-0.0122	0.1105	-0.5172	1.1684
<i>labr(under100million)</i>	-0.0310	0.1266	-0.7339	1.3599	<i>labr(under100million)</i>	0.0526	0.1871	-0.5172	4.0000
<i>offnew(H24)</i>	0.0289	0.0234	0.0000	0.5000	<i>offnew(H26)</i>	0.1129	0.0610	0.0000	0.8367
<i>offnew(under100million)</i>	0.0178	0.0169	0.0000	0.2857	<i>offnew(under100million)</i>	0.0917	0.0561	0.0000	1.0000
<i>labnew(H24)</i>	0.0231	0.0325	0.0000	0.8133	<i>labnew(H26)</i>	0.0999	0.0836	0.0000	1.5870
<i>labnew(under100million)</i>	0.0161	0.0249	0.0000	0.4684	<i>labnew(under100million)</i>	0.0915	0.0744	0.0000	1.1615
<i>offexit(H24)</i>	0.1169	0.0538	0.0000	0.6966	<i>offexit(H26)</i>	0.1102	0.0408	0.0000	0.3750
<i>offexit(under100million)</i>	0.1151	0.0537	0.0000	0.6975	<i>offexit(under100million)</i>	0.1056	0.0401	0.0000	0.3462
<i>labexit(H24)</i>	0.0799	0.0540	0.0000	0.6578	<i>labexit(H26)</i>	0.0982	0.0607	0.0000	0.5649
<i>labexit(under100million)</i>	0.0805	0.0535	0.0000	0.6575	<i>labexit(under100million)</i>	0.0945	0.0561	0.0000	0.7986
<i>dummy</i>	0.0817	0.2739	0.0000	1.0000	<i>dummy</i>	0.0830	0.2759	0.0000	1.0000
<i>offpers(H21)</i>	0.4816	0.1041	0.1249	0.8831	<i>offpers(H24)</i>	0.4653	0.1023	0.1201	0.8508
<i>HHI(H20)</i>	0.4350	0.2790	0.0000	1.0000	<i>HHI(H23)</i>	0.4367	0.2803	0.0000	1.0000
<i>ind3r(H21)</i>	0.6681	0.1247	0.2557	0.9579	<i>ind3r(H24)</i>	0.6698	0.1280	0.2252	0.9515
<i>popr(H18-H21)</i>	-0.0197	0.0335	-0.1949	0.2375	<i>popr(H20-H23)</i>	-0.0192	0.0297	-0.1213	0.1331
<i>dnr(H17)</i>	0.9835	0.5379	0.6371	20.427	<i>dnr(H22)</i>	0.9818	0.4453	0.6500	17.3880
<i>oldr(H18-H21)</i>	0.0643	0.0647	-0.3571	0.3169	<i>oldr(H20-H23)</i>	0.0321	0.0533	-0.1497	0.2612
<i>taxicr(H18-H21)</i>	-0.0285	0.0591	-0.3208	0.2552	<i>taxicr(H20-H23)</i>	-0.0889	0.0481	-0.3775	0.3008
<i>unempr(H17)</i>	5.6593	2.1582	0.0000	22.416	<i>unempr(H22)</i>	0.0633	0.0215	0.0000	0.2272

(注) *offr(H21-H24)* から *unempr(H17)* のサンプル数は1861、*offr(H24-H26)* から *unempr(H22)* のサンプル数は1880である。

4. 分析結果

本節では、まず事業所数の変化率を OLS で推定した結果について述べた後、開業率および廃業率をそれぞれ 2SLS で推定した結果を述べる。平成 21 年 7 月から平成 24 年 2 月における事業所数および従業者数の変化率を被説明変数に用いた推定結果を表 2-1 にまとめている。結果を見ると、本論で着目する金融機関の競争環境を示す HHI は、資本金階級に関わらず、事業所数と従業者数の変化率に対し正の値でかつ有意に推定されている。HHI は独占の場合に最大値 1 をとり、競争が高くなれば高くなるほど 0 に近づく指標であるため、推定結果は金融機関の競争度が低い地域ほど地域事業所の変化率が高い事を示している。この時期に関しては、表 1 において記述統計量の平均が負値であることから分かる通り、資本金階級に関わらず事業所数変化率も従業者数変化率も多くの市区町村で負値をとっている。よって、金融機関の競争度が低い地域ほど、事業所数および従業者数の減少の割合は小さいと解釈できる。

HHI 以外では、*ind3r* が資本金階級、事業所数あるいは従業者数変化率に関わらず負値で有意に推定されている。これは、第 3 次産業従事者比率が高い市区町村ほど事業所数および従業者数の変化率が低い事を示している。つまり、平成 21 年 7 月から平成 24 年 2 月にかけては、事業所数や従業者数の減少の多くは第 3 次産業で起きていたと考えられる。また、これら以外にも、推定式によっては *dnr* (昼夜間人口比率) や *unempr* (失業率) も有意に推定されているが、4 つの推定式全てに対し共通の結果とはなっていない。

表2-1. 推定結果(OLS: H21-H24)

	単独+本所 事業所 全資本金階級		単独+本所 事業所 資本金階級1億円未満	
	事業所数変化率 <i>offr(H21-H24)</i>		従業者数変化率 <i>offr(H21-H24)</i>	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
<i>const</i>	-0.0153	0.0184	0.0623 *	0.0373
<i>dummy</i>	0.0341 ***	0.0107	0.0535 **	0.0235
<i>offpers</i>	0.0545 **	0.0269	0.0498	0.0544
<i>HHI</i>	0.0232 ***	0.0074	0.0490 ***	0.0185
<i>ind3r</i>	-0.0452 ***	0.0146	-0.1597 ***	0.0349
<i>popr</i>	0.3534 ***	0.1086	0.5897 **	0.2857
<i>dnr</i>	-0.0026	0.0017	-0.0020	0.0027
<i>oldr</i>	-0.0107	0.0388	-0.0303	0.0900
<i>taxicr</i>	-0.0416	0.0547	0.0599	0.1435
<i>unempr</i>	-0.0042 ***	0.0011	0.0015	0.0021
<i>Adj-R²</i>	0.0523		0.0341	
			0.0827	
			0.0405	

(注1) ***は有意水準1% **は有意水準5% *は有意水準10%で帰無仮説を棄却する。

(注2) 標準誤差はWhiteの不均一分散修正済みのものである。

(注3) サンプル数は1861である。

次に、平成24年2月から平成26年7月における事業所数および従業者数の変化率を被説明変数に用いた推定結果を表2-2にまとめている。推定結果の傾向は表2-1の場合と同じく、HHIが資本金階級、事業所数および従業者数の変化率に関わらず、4つの推定式の全てにおいて負値で有意に推定されている。また、ind3rも資本金階級1億円未満の従業者変化率に関する推定式を除いて有意に推定されているが、表2-1とは反対の正值となっている。表1の記述統計量に示されている通り、平成24年2月から平成26年7月期においては、事業所数および資本金1億円未満の事業所の従業者数の平均が正值となっており、事業所数および従業者数が一辺倒で減少しているわけではない。このことより、金融機関の競争度の低さは、事業所数および従業者数に増加または減少抑制の影響を与えていることが分かる。同様に、第3次産業従事者比率の高さは、事業所数および従業者数に増加または減少抑制の影響を与えていることが分かる。サービス業や、卸売・小売、飲食店などの開業しやすい業種が相対的に多い地域ほど、近年の景気回復基調で開業が増え、雇用を吸収していることが推察される。いずれにしても、金融機関の競争度が地域事業所数および従業者数に正の影響を与えている点は2期間に共通した傾向である。なお、これら以外の変数については、表2-1と同じくdnrやunemprが一部の推定式で有意に効いている他、表2-1と異なる点として、poprが3つの推定式において正值で有意に推定されており、人口増加の割合が地域事業所数や従業者数に正の影響を与えていることが新たに検出された。

表2-2. 推定結果(OLS: H24-H26)

	全資本金階級						資本金階級1億円未満			
	事業所数変化率 <i>offr(H24-H26)</i>		従業者数変化率 <i>offr(H24-H26)</i>		事業所数変化率 <i>offr(H24-H26)</i>		従業者数変化率 <i>offr(H24-H26)</i>			
	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		
<i>const</i>	-0.0416 **	0.0183	-0.0739 **	0.0323	-0.0333	0.0216	-0.0374	0.0837		
<i>dummy</i>	0.0483 ***	0.0094	0.0356 **	0.0157	0.0395 ***	0.0107	0.0955 ***	0.0367		
<i>offpers</i>	-0.0158	0.0298	-0.0655	0.0426	0.0308	0.0363	0.0986	0.1223		
<i>HHI</i>	0.0394 ***	0.0087	0.0487 ***	0.0142	0.0358 ***	0.0086	0.0679 ***	0.0227		
<i>ind3r</i>	0.0522 ***	0.0133	0.0742 ***	0.0288	0.0430 ***	0.0166	0.0310	0.0765		
<i>popr</i>	0.4765 ***	0.1033	0.3073	0.2107	0.3860 ***	0.0999	0.6744 **	0.3221		
<i>dnr</i>	0.0022	0.0022	0.0114 ***	0.0042	-0.0012	0.0017	0.0128	0.0105		
<i>oldr</i>	-0.0502	0.0478	-0.0154	0.0886	-0.0418	0.0469	-0.0729	0.1271		
<i>taxicr</i>	0.0246	0.0598	-0.0169	0.0867	0.0472	0.0605	0.0422	0.1402		
<i>unempr</i>	0.3680 ***	0.0998	0.1875	0.1483	0.1709	0.1177	-0.1233	0.3771		
<i>Adj-R²</i>	0.0659		0.0281		0.0346		0.0119			

(注1) ***は有意水準1% **は有意水準5% *は有意水準10%で帰無仮説を棄却する

(注2) 標準誤差はWhiteの不均一分散修正済みのものである。

(注3) サンプル数は1880である。

次に、事業所数や従業者数の変化率をさらに開業要因と廃業要因に分けたモデルを推定する。このとき、開業率は同時期の廃業率から、廃業率は同時期の開業率からそれぞれ内生的に影響を受けることを仮定する。つまり、開業率および廃業率の各式について、操作変数を用いた2SLSで推定する¹⁸。

まず、平成24年の単独および本所事業所の開業率および廃業率の推定結果を表2-3にまとめた。ここでも、事業所そのものの開業率および廃業率に加え、開業した事業所の従業者の比率および廃業した事業所の従業者の比率についても同様に推定している。表2-3の上段は全資本金階級の事業所を対象とした結果を、下段は資本金階級1億円未満の事業所を対象とした結果をまとめている。表より、事業所および従業者、開業率および廃業率に関わらず、金融機関の競争度HHIは有意に推定されている。HHIは開業率に対し正值で、廃業率に対しては負値をとっている。これは、金融機関の競争環境が低い地域ほど開業率が高まり、廃業率が低くなることを示している。少なくとも開業率への影響に関しては、貸し手の競争度の高まりが開業を促すことを報告しているBlack and Strahan (2002)をはじめとするアメリカの多くの先行研究と反対の結果となっている。他方、廃業率への影響に関しては、仮に廃業の抑制がリレバンの成果を反映しているのであれば、リレバンの必須条件として銀行の独占力を肯定的に評価するBerlin and Mester (1998)の主張と整合的である。

HHI以外の要因については、開業率の式において*offexit*と*offpers*が、廃業率の式において*offnew*と*offpers*がそれぞれ正值で有意に推定されている。廃業率の高い地域は開業率が高く、開業率の高い地域は廃業率が高いことより、前者はスクラップアンドビルドが活発

¹⁸ 本論における操作変数法による推定は全て単一方程式の推定であり、開業率と廃業率の各式の同時推定は行っていない。なお、開業率と廃業率との関係をSURなどの方法で同時推定から検証している先行研究としては、Shapiro and Khemani (1987) や Love (1996) が挙げられる。

な地域とそうでない地域の差がはっきりとしており、後者は開業率の高い地域ほど事業所間の競争が激しく退出も多いことが考えられる。個人事業所比率が開業率に対し正值、廃業率に対し負値で推定されていることは、個人事業主は相対的に開業することが容易で、逆に一旦開業すると退出し難いという傾向が読み取れる。その他の変数として、開業率の推定式では *ind3r* と *popr* が正值で有意に、廃業率の式では *unempr* が正值で有意に推定されている。つまり、第3次産業従事者比率と人口増加率が高い地域ほど開業率が高く、失業率が高い地域ほど廃業率が高いという結果となった¹⁹。

表2-3. 推定結果(2SLS: H24)

単独+本所 事業所 全資本金階級										
	開業率(事業所) <i>offnew(H24)</i>			廃業率(事業所) <i>offexit(H24)</i>			開業率(従業者) <i>labnew(H24)</i>		廃業率(従業者) <i>labexit(H24)</i>	
	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
<i>const</i>	-0.0352 ***	0.0060		0.1188 ***	0.0088		-0.0393 ***	0.0096	0.0865 ***	0.0112
<i>dummy</i>	0.0121 ***	0.0024		-0.0181 ***	0.0062		0.0077 **	0.0038	-0.0114	0.0077
<i>offexit</i>	0.0827 **	0.0409					0.3236 ***	0.0941		
<i>offnew</i>				1.2926 ***	0.2420				1.4925 ***	0.4793
<i>offpers</i>	0.0541 ***	0.0062		-0.1184 ***	0.0181		0.0446 ***	0.0101	-0.0881 ***	0.0227
<i>HHI</i>	0.0114 ***	0.0025		-0.0263 ***	0.0059		0.0162 ***	0.0039	-0.0265 ***	0.0090
<i>ind3r</i>	0.0350 ***	0.0054					0.0123	0.0090		
<i>popr</i>	0.1349 ***	0.0221					0.0768 **	0.0321		
<i>dnr</i>	0.0016	0.0010					0.0007	0.0015		
<i>oldr</i>				0.0246	0.0301				0.0119	0.0427
<i>taxicr</i>				0.0234	0.0284				-0.0384	0.0344
<i>unempr</i>				0.0053 ***	0.0006				0.0021 **	0.0010
<i>Adj-R²</i>	0.0862			0.0926			0.0108		0.0160	
<i>Weak Instrument</i>	41.871 ***			34.768 ***			17.213 ***		6.6004 ***	
<i>Over Identified</i>	0.8633			1.8722			0.1907		0.5908	
単独+本所 事業所 資本金1億未満										
	開業率(事業所) <i>offnew(24)</i>			廃業率(事業所) <i>offexit(H24)</i>			開業率(従業者) <i>labnew(H24)</i>		廃業率(従業者) <i>labexit(H24)</i>	
	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
<i>const</i>	-0.0180 ***	0.0044		0.1019 ***	0.0098		-0.0268 ***	0.0069	0.0803 ***	0.0105
<i>dummy</i>	0.0071 ***	0.0018		-0.0186 ***	0.0066		0.0043	0.2482	-0.0089	0.0071
<i>offexit</i>	0.0802 ***	0.0296					0.2288 ***	0.0671		
<i>offnew</i>				2.4021 ***	0.4620				1.8973 ***	0.4855
<i>offpers</i>	0.0201 ***	0.0045		-0.0917 ***	0.0167		0.0202 ***	0.0076	-0.0733 ***	0.0183
<i>HHI</i>	0.0088 ***	0.0019		-0.0310 ***	0.0066		0.0100 ***	0.0029	-0.0241 ***	0.0077
<i>ind3r</i>	0.0182 ***	0.0039					0.0140 **	0.0066		
<i>popr</i>	0.0511 ***	0.0162					-0.0251	0.0248		
<i>dnr</i>	0.0013 *	0.0007					0.0002	0.0012		
<i>oldr</i>				0.0551 *	0.0299				0.0634 *	0.0331
<i>taxicr</i>				0.0059	0.0315				-0.0003	0.0322
<i>unempr</i>				0.0046 ***	0.0007				0.0021 **	0.0009
<i>Adj-R²</i>	0.0591			0.0979			0.0194		0.0351	
<i>Weak Instrument</i>	43.371 ***			19.721 ***			19.537 ***		9.9994 ***	
<i>Over Identified</i>	0.6179			0.9197			0.5618		0.8215	

(注1) ***は有意水準1% **は有意水準5% *は有意水準10%で帰無仮説を棄却する。

(注2) サンプル数は1861である。

¹⁹ 事業所数と従業者数の変化率を OLS で推定した場合も、*ind3r*, *popr*, *unempr* は比較的有意に推定されており、2SLS の推定結果と OLS の推定結果は整合的であると考えられる。

開業率および廃業率の推定では 2SLS を用いているため、採用した操作変数が適切かどうかについても検証している。表 2-3 における **Weak Instruments** は操作変数が内生変数に対し強い説明力を持つかどうかを検定したものであり、2SLS の 1 段階目における内生変数を操作変数と外生変数で回帰した場合の F 統計量を検定したものである。このとき推定によって得られた F 値は、おおむね 10 を超えていることが望ましいとされる (Staiger and Stock, 1997)。結果を見ると、表 2-3 の廃業率（従業者）において 10 を下回るものの、その他の推定では 10 に近いあるいは 10 を大きく超えている。次に、表中の **Over Identified** についてであるが、これは過剰識別制約検定である Hansen の J 統計量を示している。2SLS で用いる操作変数は、推定式の誤差項と無相関でなくてはならないため、推定残差を操作変数および外生変数で回帰し、全ての係数が 0 という帰無仮説を検定している。よって、**Over Identified** については、帰無仮説を棄却されない方が好ましい。結果を見ると、いずれの推定式も帰無仮説を棄却できないことが示されている。

次に、平成 26 年の単独および本所事業所の開業率および廃業率の推定結果を表 2-4 にまとめた。表 2-4 の上段に全資本金階級の事業所を対象とした結果を、下段に資本金階級 1 億円未満の事業所を対象とした結果をそれぞれまとめている。推定結果は HHI が開業率に対し正值で、廃業率に対し負値で有意に推定されている。また、廃業率が開業率に対し正值で、開業率が廃業率に対し正值で有意に推定されており、これらの結果は平成 24 年の開業率と廃業率の推定結果と同じ傾向である。ただし、個人事業所比率が有意に推定されない式が増えていること、ind3r や popr は H24 の場合と同様に有意であるが unempr が有意に推定されていないこと、代わりに taxicr が有意に推定されていることなどが H24 年の開業率と廃業率に対する推定結果との差異である。課税対象所得の変化率である taxicr は負値で推定されており、課税対象所得の伸びが高い地域で廃業率が低いという結果が得られた。金融機関店舗の無い市区町村に設定されるダミー変数である dummy は平成 24 年、平成 26 年の推定に関わらず HHI と同符号でかつ HHI よりも大きい値で推定されているので、そうした地域における効果は dummy 項にて吸収できていると考えられる。

一方、操作変数の妥当性について結果を見ると、**Weak Instrument** については全ての推定式で 10 を上回る結果となっているが、**Over Identified** については表 2-4 の開業率（事業所）と廃業率（事業所）で帰無仮説を棄却している。よって、この 2 つ推定式における操作変数については妥当性に疑問が残る結果となった。

表2-4. 推定結果(2SLS: H26)

単独+本所 事業所 全資本金階級									
	開業率(事業所) <i>offnew(H26)</i>		廃業率(事業所) <i>offexit(H26)</i>		開業率(従業者) <i>labnew(H26)</i>		廃業率(従業者) <i>labexit(H26)</i>		
	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	
<i>const</i>	-0.0366 *	0.0205	0.0543 ***	0.0104	-0.0663 **	0.0279	0.0621 ***	0.0129	
<i>dummy</i>	0.0418 ***	0.0068	-0.0303 ***	0.0049	0.0340 ***	0.0089	-0.0175 ***	0.0059	
<i>offexit</i>	1.0111 ***	0.2075			1.0284 ***	0.1976			
<i>offnew</i>			0.6852 ***	0.0643			0.4691 ***	0.0670	
<i>offers</i>	0.0354 *	0.0185	-0.0216	0.0131	-0.0051	0.0264	-0.0312 *	0.0185	
<i>HHI</i>	0.0381 ***	0.0070	-0.0271 ***	0.0046	0.0340 ***	0.0089	-0.0185 ***	0.0057	
<i>ind3r</i>	0.0066	0.0209			0.0623 ***	0.0173			
<i>popr</i>	0.2917 ***	0.0709			0.1382	0.0955			
<i>dnr</i>	0.0027	0.0034			0.1110 **	0.0044			
<i>oldr</i>			0.0323	0.0267			0.0973 ***	0.0323	
<i>taxicr</i>			-0.0723 ***	0.0227			-0.0782 ***	0.0273	
<i>unempr</i>			-0.0715	0.0573			0.0496	0.0681	
<i>Adj-R²</i>	0.1699		0.1986		0.2020		0.2197		
<i>Weak Instrument</i>	20.893 ***		49.395 ***		16.612 ***		36.7118 ***		
<i>Over Identified</i>	6.0099 *		6.3962 **		2.0832		0.2063		
単独+本所 事業所 資本金1億未満									
	開業率(事業所) <i>offnew(H26)</i>		廃業率(事業所) <i>offexit(H26)</i>		開業率(従業者) <i>labnew(H26)</i>		廃業率(従業者) <i>labexit(H26)</i>		
	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	
<i>const</i>	-0.0084	0.0188	0.0535 ***	0.0125	-0.0406	0.0252	0.0601 ***	0.0129	
<i>dummy</i>	0.0336 ***	0.0065	-0.0346 ***	0.0057	0.0332 ***	0.0084	-0.0225 ***	0.0060	
<i>offexit</i>	0.4726 **	0.1825			0.7718 ***	0.2282			
<i>offnew</i>			0.8603 ***	0.1013			0.5637 ***	0.0805	
<i>offers</i>	0.0305 *	0.0176	-0.0450 ***	0.0148	0.0123	0.0239	-0.0373 **	0.0172	
<i>HHI</i>	0.0305 ***	0.0065	-0.0309 ***	0.0054	0.0363 ***	0.0086	-0.0255 ***	0.0058	
<i>ind3r</i>	0.0319 *	0.0179			0.0475 **	0.0188			
<i>popr</i>	0.2823 ***	0.0616			0.2690 ***	0.0805			
<i>dnr</i>	0.0039	0.0031			0.0083 *	0.0043			
<i>oldr</i>			0.0394	0.0309			0.0375	0.0329	
<i>taxicr</i>			-0.0900 ***	0.0269			-0.0680 **	0.0282	
<i>unempr</i>			0.0183	0.0635			0.0926	0.0677	
<i>Adj-R²</i>	0.1055		0.1312		0.1422		0.1520		
<i>Weak Instrument</i>	23.871 ***		29.807 ***		11.614 ***		32.032 ***		
<i>Over Identified</i>	2.7763		4.4422		1.0985		0.6688		

(注1) ***は有意水準1% **は有意水準5% *は有意水準10%で帰無仮説を棄却する

(注2) サンプル数は1880である。

5. まとめと課題

本論で得られた分析結果から、一部の推定式で操作変数の選択が不適切である可能性はあるものの、全体の傾向として、金融機関の競争度が低い地域ほど事業所数の変化率および開業率には正の影響を、廃業率には負の影響を及ぼしていることが明らかとなった。また、内生変数について見ると、廃業率は開業率に、廃業率は開業率に正の影響を与えていることが確かめられた。その他の変数については、第3次産業従事者比率、人口変化率、個人事業所比率、失業率などが比較的有意に推定されているが、全ての推定式に共通な結果とはなっていない。

これらの結果は、都市部における活発なスクラップアンドビルド、つまり事業所の新規参入の多い地域は同様に退出も多い事を示す一方で、地域における金融機関の高い競争度は開業促進や廃業抑制に寄与していない可能性を示している。地方圏を拠点とする地域金融機関の中核都市への新規出店の増加や、産業の活発な地域への越境進出が増える中、競争の激しい都市部より独占や寡占に近い環境の地方圏において地域金融機関のリレバンが機能していると考えれば、本論の結果は間接的にはあるが高い競争度の影響を否定的に捉える先行研究と整合的であるといえる。また、地域金融機関の目利き力の向上や、事業性融資の拡大を求める昨今の金融行政の流れとも整合的である。なお、市区町村における金融機関の独占または寡占という問題に目を向けると、平成20年9月末時点においてHHIが1の地域、つまり金融機関の店舗が独占の地域は1861サンプル中253サンプル、同0.5以上の地域は460サンプルである。同じく、平成23年9月末時点においてHHIが1の地域は259サンプル、同0.5以上の地域は472サンプルである。こうした地域の多くでは、信用金庫や信用組合のみが店舗を構えている。協同組織金融機関である信用金庫や信用組合は、特にHHIの高い地方圏において地域と密接につながっており、たとえ収益機会が期待できる他の地域があるとしても、経営体力に余裕が無い限り容易に進出することができず、かつ既存店舗の統廃合を容易に進めることができない。したがって、地方圏における信用金庫や信用組合ほど、それぞれの営業地域において新規創業や廃業抑制に力を入れていると考えられる。地方圏では都市部ほど新規創業が見込めないことから、廃業抑制により雇用の受け皿の確保に寄与しているとも見ることができる。

他方、本論では十分に検証されていない課題も残されている。まず、本論で用いた被説明変数は事業所数や従業者数に基づく指標であり、雇用の受け皿の程度を反映するものの、経済的な成果については必ずしも把握できていない。地方創生の意味合いを考えると、データの引用先から入手可能な各事業所が生み出す所得や付加価値等についても分析を加えていく必要がある。また、本論では分析の対象を市区町村ベースのデータとしたが、近年に増加傾向にある金融機関の本店所在地以外への店舗の進出や越境的な金融取引の実情を考慮に入れる場合は、都道府県や市区町村ベースのデータの区切りではなく、地域の区分をより広域的な経済圏から捉えることも考えなくてはならない。さらに、貸し手と借り手とのリレーションの質的な違いを見るため、店舗の属性を、現存する地域金融機関のものか、破綻した地域金融機関から譲受されたものか等に区別して検証するなどの試みも検討の余地がある。また、データそのものについても、本論で用いたようなクロス・セクション・データではなく、複数年のセンサスデータを手に入れた段階で階差をとった変数を用いるなどさらなる発展の方向性があると考えられる。推定手法やアプローチについても、操作変数を用いた連立推定を行うことで本論の結果との整合性を検証することや、地域特性を考慮して地域毎に分析を行うことなどが今後の課題である。

補論 1. HHI 間の相関係数について

本論で用いた HHI は、地銀、第二地銀、信用金庫、地域信用組合の各金融機関の資産量をベースに計算を行った。これ以外にも、都市銀行を含む場合や、貸出量をベースにしたものも計算して同様の分析を行ったが、脚注において言及した通り、推定結果に大きな差は見られなかった。ここでは、本論で用いた HHI および他の代替的な HHI の相関係数を以下の表 3-1、表 3-2 で示す。表を見ると、平成 20 年および平成 23 年のいずれの期の HHI も、都市銀行を含んだ場合、除いた場合、資産量ベースの場合、貸出量ベースの場合の全てについて 0.95 を上回る高い相関を示しており、いずれの HHI を用いても結果に大きな差が見られないことと整合的である。

表3-1. H20 HHI 相互の相関係数

		都銀除く		都銀含む	
		HHI (資産量)	HHI (貸出高)	HHI (資産量)	HHI (貸出高)
都銀除く	HHI (資産量)	1.0000	0.9951	0.9736	0.9742
	HHI (貸出高)		1.0000	0.9676	0.9767
都銀含む	HHI (資産量)			1.0000	0.9938
	HHI (貸出高)				1.0000

(注) サンプル数は1861である。

表3-2. H23 HHI 相互の相関係数

		都銀除く		都銀含む	
		HHI (資産量)	HHI (貸出高)	HHI (資産量)	HHI (貸出高)
都銀除く	HHI (資産量)	1.0000	0.9937	0.9749	0.9751
	HHI (貸出高)		1.0000	0.9675	0.9792
都銀含む	HHI (資産量)			1.0000	0.9912
	HHI (貸出高)				1.0000

(注) サンプル数は1880である。

補論 2. 推定に用いるデータの詳細について

本論で推定に用いたデータは、「経済センサス」(総務省統計局)、「日本金融名鑑」(日本金融通信社)、「国勢調査」(総務省統計局)、「民力」(朝日新聞出版)から入手した。HHI および事業所関連のデータの詳細は本文で述べているので、補論 2 では、それ以外のデータについて詳細を述べる。

まず、国勢調査ベースのデータは、*dnr* (昼夜間人口比率) と *unempr* (失業率) である。「平成 24 年センサス」に基づく事業所数および従業者変化率 (*offr*, *labr*)、開業率 (*offnew*, *labnew*)、廃業率 (*offexit*, *labexit*) は、いずれも平成 21 年 7 月から平成 24 年 2 月についてのものであり、「平成 26 年センサス」に基づく *offr*, *labr*, *offnew*, *labnew*, *offexit*, *labexit* は平成 24 年 2 月から平成 26 年 7 月のものである。本論では、同じデータを用いることを避けるため、*dnr*, *unempra* については、それぞれの分析対象期間に応じて「平成 17 年国勢調査」および

「平成 22 年国勢調査」のデータを用いて計算した。dnr は各市区町村の昼間人口を人口で割ったものであり、unempr は各市区町村の完全失業者を労働者人口で割ったものである。

次に、人口変化率 (popr)、65 歳以上人口変化率 (oldr)、課税対象所得変化率 (taxicr) は「民力」から住民基本台帳ベースのデータを入手し、変化率を計算した。これらも事業所関連データとの期間の重複を避けるため、平成 18 年 3 月から平成 21 年 3 月および平成 20 年 3 月から平成 23 年 3 月の変化率をそれぞれ計算した。最後に、第 3 次産業従事者比率 (ind3r) については、平成 21 年および平成 24 年経済のセンサスに掲載されている第 3 次産業事業所の従業者数を全従業者数で割ることで比率を計算した。

補論 3. 協同組織金融機関のみの競争度を用いた場合の推定結果

ここでは信用金庫と信用組合のみを用いた場合の HHI の影響について追加で検証する。協同組織金融機関の場合、規模の大きい事業所より規模の小さい事業所向け貸出が中心であると考えられる。よって、事業所の資本金階級を 5000 万円未満と以上に分けることで、協同組織金融機関が事業所の開業や廃業に与える影響をより詳細に検証できると考えられる。実際、本論でも述べた通り、信用金庫と信用組合のいずれとも、会員や組合員となる事業所の資本金の規模に制限が設けられている。

まず、表 3-3 の平成 24 年の結果について見ると、資本金階級 5000 万円未満の事業所および従業者を対象とした場合、開業率と廃業率は互いに内生関係であり、HHI は開業率には正の、廃業率には負の影響を与えているという、本論 4 節と同じ結果が確かめられた。一方、資本金階級 5000 万円以上を対象とした場合、開業率と廃業率は内生関係とはなっておらず、HHI についても開業率と廃業率に影響を与えていないという結果が示された。また、操作変数の選択についても Weak Instruments に関する F 検定の値が小さいものが多く、過剰識別制約検定で棄却されるモデルがあるなど、推定式や操作変数の選択そのものに疑問の残る結果となった。

表3-3. 推定結果 (2SLS: H24)

単独+本所 事業所 資本金5000万円未満												
	開業率(事業所) <i>offnew(H24)</i>			廃業率(事業所) <i>offexit(H24)</i>			開業率(従業者) <i>labnew(H24)</i>			廃業率(従業者) <i>labexit(H24)</i>		
	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	
<i>const</i>	-0.013 ***	0.004		0.092 ***	0.011		-0.022 ***	0.006		0.073 ***	0.010	
<i>dummy</i>	0.007 ***	0.002		-0.022 ***	0.007		0.009 ***	0.003		-0.021 ***	0.007	
<i>offexit</i>	0.061 **	0.029					0.230 ***	0.059				
<i>offnew</i>				2.602 ***	0.508					1.743 ***	0.434	
<i>offpers</i>	0.015 ***	0.005		-0.083 ***	0.017		0.008	0.007		-0.050 ***	0.017	
<i>HHI</i>	0.004 **	0.002		-0.018 ***	0.006		0.006 **	0.003		-0.016 **	0.006	
<i>ind3r</i>	0.018 ***	0.004					0.014 **	0.006				
<i>popr</i>	0.040 **	0.016					-0.053 **	0.023				
<i>dnr</i>	0.001 *	0.001					0.000	0.001				
<i>oldr</i>				0.068 **	0.030					0.070 **	0.030	
<i>taxicr</i>				0.011	0.033					0.028	0.029	
<i>unempr</i>				0.005 ***	0.001					0.003 ***	0.001	
<i>Adj-R²</i>	0.0581			0.0895			0.0247			0.0479		
<i>Weak Instrument</i>	45.5786 ***			17.3109 ***			23.0538 ***			12.2609 ***		
<i>Over Identified</i>	0.8859			0.9062			0.4956			2.4228		
単独+本所 事業所 資本金5000万円以上												
	開業率(事業所) <i>offnew(H24)</i>			廃業率(事業所) <i>offexit(H24)</i>			開業率(従業者) <i>labnew(H24)</i>			廃業率(従業者) <i>labexit(H24)</i>		
	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	
<i>const</i>	-0.506 ***	0.139		0.212 ***	0.047		-0.652 ***	0.204		0.183 *	0.105	
<i>dummy</i>	0.048	0.067		-0.019	0.024		0.068	0.109		-0.005	0.035	
<i>offexit</i>	2.536	1.776					0.891	2.630				
<i>offnew</i>				0.329 ***	0.092					0.308	0.197	
<i>offpers</i>	1.052 ***	0.193		-0.357 ***	0.124		1.056 ***	0.276		-0.329	0.227	
<i>HHI</i>	0.050	0.064		-0.015	0.023		0.125	0.111		-0.017	0.041	
<i>ind3r</i>	0.030	0.388					0.203	0.334				
<i>popr</i>	2.026 ***	0.651					0.779	1.168				
<i>dnr</i>	-0.026	0.028					0.007	0.041				
<i>oldr</i>				-0.297 *	0.159					0.018	0.157	
<i>taxicr</i>				-0.084	0.120					-0.275	0.189	
<i>unempr</i>				0.003	0.003					0.003	0.004	
<i>Adj-R²</i>	0.0041			-0.0015			0.0861			0.0447		
<i>Weak Instrument</i>	1.5622			9.7150 ***			1.6317			0.9337		
<i>Over Identified</i>	1.0392			1.2465			0.4381			0.1993		

(注1) ***は有意水準1% **は有意水準5% *は有意水準10%で帰無仮説を棄却する。

(注2) サンプル数は資本金5000万円未満の場合1861で、資本金5000万円以上の場合1742である

次に、表3-4の平成26年の結果について見ると、資本金階級5000万円未満の場合、平成24年の結果と比較して、廃業率に対しては開業率が有意に推定されているものの、開業率に対し廃業率が有意ではなく、廃業率の高い地域で開業率が高いという関係は示されていない。その一方、HHIについては競争度の低さが事業所、従業者ともに開業促進、廃業抑制の効果が有意に推定されている。資本金5000万円以上については、平成24年の結果と同じくHHIは有意に推定されておらず、また推定式や操作変数の選択に疑問の残る結果となった。

表3-4. 推定結果 (2SLS: H26)

単独+本所 事業所 資本金5000万円未満										
	開業率(事業所) <i>offnew(H26)</i>		廃業率(事業所) <i>offexit(H26)</i>		開業率(従業者) <i>labnew(H26)</i>		廃業率(従業者) <i>labexit(H26)</i>			
	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	推定値	標準誤差
<i>const</i>	0.018	0.022	0.049 ***	0.015	-0.002	0.019	0.030 **	0.014		
<i>dummy</i>	0.026 ***	0.007	-0.033 ***	0.007	0.024 ***	0.007	-0.023 ***	0.006		
<i>offexit</i>	0.033	0.206			0.478 ***	0.175				
<i>offnew</i>			0.885 ***	0.122			0.746 ***	0.094		
<i>offers</i>	0.021	0.021	-0.061 ***	0.018	-0.011	0.021	-0.020	0.018		
<i>HHI</i>	0.013 *	0.007	-0.021 ***	0.006	0.015 **	0.007	-0.016 ***	0.006		
<i>ind3r</i>	0.073 ***	0.021			0.054 ***	0.018				
<i>popr</i>	0.341 ***	0.076			0.213 ***	0.074				
<i>dnr</i>	0.000 *	0.000			0.000 **	0.000				
<i>oldr</i>			0.050	0.037			0.069 **	0.033		
<i>taxicr</i>			-0.123 ***	0.034			-0.099 ***	0.029		
<i>unempr</i>			0.143 **	0.073			0.083	0.070		
<i>Adj-R²</i>	0.0511		0.0912		0.1411		0.1491			
<i>Weak Instrument</i>	27.2709 ***		20.1992 ***		23.2056 ***		26.7011 ***			
<i>Over Identified</i>	0.5646		2.0025		1.2335		0.4065			
単独+本所 事業所 資本金5000万円以上										
	開業率(事業所) <i>offnew(H26)</i>		廃業率(事業所) <i>offexit(H26)</i>		開業率(従業者) <i>labnew(H26)</i>		廃業率(従業者) <i>labexit(H26)</i>			
	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	推定値	標準誤差
<i>const</i>	0.392 **	0.178	0.211 ***	0.039	-0.102	0.253	0.359 **	0.143		
<i>dummy</i>	0.054	0.043	-0.044 ***	0.015	0.090 **	0.048	0.070	0.071		
<i>offexit</i>	-0.427	0.852			0.858	0.823				
<i>offnew</i>			0.125	0.081			-0.497	0.599		
<i>offers</i>	-0.092	0.114	-0.074 *	0.044	-0.064	0.200	-0.413 *	0.221		
<i>HHI</i>	-0.029	0.043	-0.035 **	0.014	0.054	0.042	0.025	0.049		
<i>ind3r</i>	0.284 ***	0.079			0.219 *	0.116				
<i>popr</i>	1.296 ***	0.360			-0.087	0.436				
<i>dnr</i>	0.000	0.000			0.000	0.000				
<i>oldr</i>			-0.204 **	0.089			-0.266	0.226		
<i>taxicr</i>			0.178 **	0.073			-0.022	0.204		
<i>unempr</i>			-0.081	0.227			0.780	0.885		
<i>Adj-R²</i>	0.0041		0.0063		0.2666		0.0603			
<i>Weak Instrument</i>	3.0395 **		9.3419 ***		1.0554		0.9045			
<i>Over Identified</i>	7.5970 **		0.0841		1.6528		0.4935			

(注1) ***は有意水準1% **は有意水準5% *は有意水準10%で帰無仮説を棄却する。

(注2) サンプル数は資本金5000万円未満の場合1880で、資本金5000万円以上の場合は1819である

このように、資本金階級を5000万円未満と以上で分けたことで、協同組織金融機関相互の競争度の低さは、小規模事業所の開業促進や廃業抑制に影響を与えているが、資本金規模の大きい事業所に対しては影響を与えていないことが明らかとなった。本論第4節で全資本金階級や資本金階級1億円未満の事業所に対し、銀行や第二地銀を含むHHIが本補論と同じ結果を示していたことと合わせると、地域銀行と協同組織金融機関はある程度競争関係にある一方で、小規模事業所に対しては協同組織金融機関の影響力がより大きくなることが推察される。

【参考文献】

- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, A., and V. Maksimovic (2004) Bank competition and access to finance: international evidence. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, pp. 627–648.
- Beck, T., Levine, R., and A. Levkov (2010) Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States. *Journal of Finance*, 65, pp. 1637–1667.
- Berger, A. N., N. H. Miller, M. A. Petersen, R. G. Rajan, and J. C. Stein (2005) Does function follow organizational form? Evidence from the lending practices of large and small banks. *Journal of Financial Economics*, 76, pp. 237–269.
- Berger, A. N., Rosen, R.J., and G. F. Udell (2007) Does market size structure affect competition? The case of small business lending. *Journal of Banking and Finance*, 31, pp. 11-33.
- Berger, A., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., and J. G. Haubrich (2004) Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, pp. 433-451.
- Berlin, M. and L. J. Mester (1998) On the profitability and cost of relationship lending. *Journal of Banking and Finance*, 22, pp. 873-897.
- Black, S. E. and P. E. Strahan (2002) Entrepreneurship and bank credit availability. *Journal of Finance*, 57, pp. 2807-2833.
- Bolt, W. and D. Humphrey (2015) Assessing bank competition for consumer loans. *Journal of Banking and Finance*, 61, pp. 127-141.
- Bonaccorsi Di Patti, E. and G. Dell’Ariccia (2004) Bank competition and firm creation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, pp. 225–251.
- Boot, A.W.A. (2000) Relationship banking : What do we know ? *Journal of Financial Intermediation*, 9, pp.7-25.
- Carbo’-Valverde, S., Rodri’guez-Ferna’ndez, F., and Udell, G. F. (2009) Bank market power and SME financing constraints. *Review of Finance*, 13, pp. 309–340.
- Cetorelli, N. and P. Strahan (2006) Finance as a barrier to entry: Bank competition and industry structure in local U.S. markets. *Journal of Finance*, 61, pp. 437-461.
- Chava, S, Oettl, A, Subramanian, A and K. V. Subramanjan (2013) Banking deregulation and innovation. *Journal of Financial Economics*, 109, pp. 759-774.
- Cyree, K.B., Wansley, J., and Boehm, T. (2000) Determinants of bank growth choice. *Journal of Financial Economics*, 24, pp.709-734.
- Degryse, H. and Ongena, S. (2007) The impact of competition on bank orientation, *Journal of Financial Intermediation*, 16, pp. 399–424.
- Degryse H. and S. Ongena (2008) “Competition and Regulation in the Banking Sector: A Review of the Empirical Evidence on the sources of bank rents,” in A. Thakor and A. Boot (eds.),

- Handbook of Financial Intermediation and Banking*, Elsevier, 483-542.
- DeYoung, R., Gron, A., Torna, G., and A. Winton (2015) Risk overhang and loan portfolio decisions: small business loan supply before and during the financial crisis. *Journal of Finance*, pp. 2451–2488.
- Dick, A., and T. Hannan (2010) Competition and antitrust policy in banking. In: Berger, Molyneux, Wilson (Eds.), *The Oxford Handbook of Banking*. Oxford University Press, U.K..
- Fischer, K.H. (2005). Acquisition of information in loan markets and bank market power: An empirical investigation. Proceedings of the 2005 Annual Conference on Bank Structure and Competition, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Hakenes, H., I. Hasan, P. Molyneux, and R. Xie (2015) Small Banks and Local Economic Development. *Review of Finance*, 19, pp. 653-683.
- Jayaratne, J. and J. D. Wolken (1999) How important are small banks to small business lending? New evidence from a survey to small businesses. *Journal of Banking and Finance*, 23, pp. 427-458.
- Jiménez G, Lopez J. A. and J. Saurina (2013) How does competition impact bank risk-taking? *Journal of Financial Stability*, 9, pp. 185-195.
- Kerr, W. and R. Nanda (2009) Democratizing entry: Banking deregulation, financing constraints, and entrepreneurship. *Journal of Financial Economics*, 94, pp. 124-149.
- Love, J.H. (1996) Entry and exit: A county-level analysis. *Applied Economics*, 28, pp. 441-451.
- Ogura, Y (2012) Lending competition and credit availability for new firms: Empirical study with the price cost margin in regional loan markets. *Journal of Banking and Finance*, 36, pp. 1822-1838.
- Petersen, M.A. and R.G. Rajan (1995) The effect of credit market competition on lending relationships. *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 407-443.
- Ratti, R.A., Lee, S., Seol, Y. (2008) Bank concentration and financial constraints on firm-level investment in Europe. *Journal of Banking and Finance*, 32, pp. 2684-2694.
- Rice, T. and P. E. Strahan (2010) Does credit competition affect small-firm finance? *Journal of Finance*, 65, pp. 861-889.
- Rogers, T. (2012) Bank market structure and entrepreneurship. *Small Business Economics*, 39, pp. 909-920.
- Ryan, R. M., O’Toole, C. M. and McCann, F. (2014) Does bank market power affect SME financing constraints. *Journal of Banking & Finance*, 49, pp. 495-505.
- Scott, J. A. and W. C. Dunkelberg (2005) Bank mergers and small firm financing. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, pp. 999-1017.
- Shapiro, D. and R.S. Khemani (1987) The determinants of entry and exit reconsidered. *International Journal of Industrial Organization*, 5, pp. 15-26.
- Staiger, D. and Stock, J. H. (1997) Instrumental variables regression with weak instruments.

Econometrica, 65, pp. 557-86.

Zarutskie, R. (2003) Does bank competition affect how much firms can borrow? New evidence from the U.S., presented at Corporate Governance: Implications for Financial Services Firms, 39th Annual Conference on Bank Structure and Competition, Chicago, May 7-9, 2003.

岡室博之・小林伸生 (2005)「地域データによる開業率の決定要因分析」経済産業研究所
RIETI Discussion Paper Series 05-J-014。

黒瀬誠・大塚章弘 (2007)「産業別の開業率に対する地域要因の影響—47都道府県データによる製造業とサービス業との比較分析—」『地域経済研究』（広島大学）、第18巻、pp.19-33。

小林伸生 (2003)「地域における開業率規定要因に関する一考察」『経済学論究』（関西学院大学）、第57巻、pp.59-86。

式見雅代 (2012)「企業の創出、規模と銀行間競争」『地域経済研究』第23号、pp. 43-60。

土屋大二郎 (2003)「開業率低下と事業所数減少の要因に関する統計的考察: クロス・セクション・データ (県別統計) による分析」『産業経済研究所紀要』（中部大学）、第13巻、pp.133-158。

本庄裕司 (2002)「新規参入と退出の計量分析」『日本経済研究』第44号、pp.106-121。

吉村弘 (2000)「都市規模と事業所の開業率・廃業率」『地域経済研究』（広島大学地域経済研究センター）第11号、pp.45-61。