

TDB-CAREE ディスカッション・ペーパー・シリーズ

帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB-CAREE)

一橋大学 経済学研究科

TDB-CAREE ディスカッション・ペーパー・シリーズ、No. J-2021-03
2021年 10月

地域金融市場における集中度や金融機関合併が 企業の資金調達に及ぼす影響

植杉 威一郎
(一橋大学、TDB-CAREE)

グエン・トゥイ・リン
(一橋大学、TDB-CAREE研究補助員)

平峰 芳樹
(帝国データバンク、TDB-CAREE、九州大学)

〒186-8601 東京都国立市中 2-1

TEL: 042-580-9129

E-Mail: caree@econ.hit-u.ac.jp

URL: <http://www7.econ.hit-u.ac.jp/tdb-caree/index.html>

TDB-CAREE ディスカッション・ペーパー・シリーズは、研究成果を
学術論文の形で広く公開し、活発な議論を展開することを目的として
います。

このディスカッション・ペーパーにおける見解は著者自身の責任にお
いて表明され、著者が所属する組織や TDB-CAREE の見解を代表する
ものではないことに、ご注意ください。

地域金融市場における集中度や金融機関合併が企業の資金調達に及ぼす影響¹

植杉威一郎² ゲエン・トゥイ・リン³ 平峰芳樹⁴

2021年10月6日

概要

本稿では、金融機関店舗レベルの貸出額情報に基づいて計算される都道府県単位のハーフィンダール・ハーシュマンインデックス (HHI) に基づいて、2000年代半ばから最近に至るまでの、貸出市場における集中度と企業の借入金利との対応関係を検証する。その結果、集中度が高いと企業の借入金利が高まるという一定の傾向がみられる一方で、金融機関合併に起因する集中度の上昇は、企業の借入金利に有意な影響をもたらさない。

次に、金融機関合併が企業の資金調達環境に及ぼす影響が、同一都道府県内における合併行との取引関係の有無によって異なる可能性を検証した。2004年以降の金融機関合併を網羅してその効果を見ると、合併行と取引関係にあった企業における借入金利は平均的には高まるのではなく低下している。特に後半期の金融機関合併では、借入金比率の上昇幅が大きくなる傾向があり、合併金融機関が自らの経営基盤の強化を図るために貸出を積極的に行っている可能性を示している。

¹ 本稿は TDB-CAREE の成果物である。内部報告会においては、岡室博之先生、大山睦先生、原泰史先生、並びに参加者の方々から有益なコメントをいただいたことに感謝申し上げます。

² 一橋大学経済研究所、一橋大学経済学研究科 帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB-CAREE)

³ 一橋大学大学院経済学研究科博士課程、一橋大学経済学研究科 帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB-CAREE)

⁴ 株式会社帝国データバンク、九州大学大学院工学府博士課程、一橋大学経済学研究科 帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB-CAREE)

1. はじめに

中小企業が事業資金を得るには、金融機関から借り入れるのが通常のやり方である。その際には、企業にとって借り入れ可能な金融機関が何行あるかが重要である。借入可能な金融機関の数が多いほど、調達側である企業の交渉力は強くなり、より良い条件で資金を得ることができる。⁵ 企業は近隣に所在する金融機関店舗と取引する傾向にあるので、一定の物理的な距離の範囲内に借入できる金融機関が何行あるかが、企業の資金調達環境を左右する。

金融機関からみても、自行の周囲にいるライバル金融機関の数は、企業に対してどの程度の金利・量で貸出を提供できるかを定める重要な要素である。周囲に他の金融機関が全くいなければ市場支配力は高まり、独占的な金利を設定することができる。金融機関の数が多くても、1行が飛び抜けて大きなシェアを持っていれば高い金利を設定することができる。ライバル金融機関が多くなるほど、もしくは金融機関間のシェアが均等化するほど、金融機関が得ることのできる金利は低下する。

貸出市場で営業する金融機関の行数やシェアのばらつきは集中度と呼ばれ、ハーフィンダール・ハーシュマン指数(HHI)という指標で表されることが多い。この指標は、一定の仮定の下で金融機関が貸出市場で有する市場支配力を示しており、合併審査など金融機関に関する政策立案にも広く利用されている。

公正取引委員会が金融機関の合併や経営統合を審査する際には、統合によって見込まれるHHIの上昇程度が、合併を認めるかどうかの際しての重要な判断材料になる。公正取引委員会は、「企業結合審査に関する独占禁止法の運用指針」において、統合が競争を実質的に制限するとは通常考えられない場合の基準を、事前のシェアに基づいて計算されるHHIの上昇程度と、見込まれる事後的なHHIの水準に基づいて設定している。

例えば、ふくおかフィナンシャルグループと十八銀行との統合審査に際しては、長崎県における大企業・中堅企業向けの貸出では、両行の合計シェアが約70%、経営統合前のHHIが0.28だったものに対してHHIの増加幅は0.24なので事後のHHIは0.52に、同じく長崎県における中小企業向けの貸出では、両行の合計シェアが約75%、事前におけるHHIの0.28に対して即時的な上昇幅は0.26なので、事後HHIは0.54になると見通されていた。大企業・中堅企業、中小企業ともに、公正取引委員会が設定していた「競争を実質的に制限するおそれが小さい」条件を満たしていなかったため、追加的な材料も含めた検討が行われ

⁵ 日本では、中小企業であっても複数の金融機関から借入を行うのが普通である。企業の取引金融機関数についての海外も含めたサーベイについては Degryse, Kim, and Ongena (2009) Table 4.4 を参照のこと。

ることとなった。⁶

問題は、貸出市場や預金市場のいずれにおいても日本の地域金融市場を対象にした集中度に関する網羅的な指標が提供されてこなかったことである。公正取引委員会は合併審査対象となる市場における合併前後の HHI を算出・公表するが、それ以外の時点・地域における HHI の正確な情報が公表されておらず、地域の金融市場における集中度を把握することが難しかった。⁷

こうした中で、植杉・平賀・真鍋・吉野（2021）は、金融庁に対して金融機関店舗ごとに報告される貸出残高・預金残高のデータを用いて、日本の地域レベルではじめて正確かつ網羅的に貸出市場と預金市場の HHI を求めた。しかしながら、その分析は地域・金融機関レベルでのデータの集計方法と得られた HHI の公表、HHI の性質の描写にとどまっており、集中度が貸出市場における企業の資金調達にどのような影響を及ぼすかについての分析結果は示されていない。⁸

そこで本稿では第 1 に、地域レベルでの網羅的な貸出残高データを用いて得られた市場集中度を用いて、貸出市場における集中度と企業の借入金利との関係を分析する。その際には、集中度を変化させる外生的なイベントである金融機関の合併にも注目し、合併による集中度の上昇が企業の借入金利に及ぼす影響についても検証する。⁹

第 1 の分析では、金融機関合併は都道府県単位で計算される貸出市場の集中度を通じて企業の借入金利に影響すると考える。すなわち、都道府県内に所在する企業は同じ貸出市場におり、合併に伴う貸出 HHI 上昇の影響を等しく受けると想定している。しかしながら、この枠組みでは、合併が企業の資金調達環境に及ぼす影響を考える場合には不十分である可能性がある。企業と金融機関はあらかじめ築いてあるリレーションシップに基づいて資金をやり取りすることが多く、合併が企業の資金調達に及ぼす影響は、同一都道府県に所在する企

⁶ <https://www.iftc.go.jp/houdou/pressrelease/h30/aug/180824.html> にその審査結果が示されている。

⁷ これまでも研究者は、中田・安達(2006)、Ogura (2012)、播磨谷・尾崎(2017)、杉山(2021)にみられるように、入手可能な情報を最大限に活用して貸出市場における集中度の計測を試みてきた。しかしながらいずれも、地域別・金融機関別の貸出額・預金額の情報を十分に入手できないために、金融機関の地域ごとの貸出や総資産について、一定の仮定を置いた上で HHI を計算している。このため、大手銀行を計算から除くことによる乖離（中田・安達, 2006、播磨谷・尾崎, 2017）、金融機関の 1 店舗当たりの資産額や貸出額を一定とみなす仮定に伴う乖離（Ogura, 2012、播磨谷・尾崎, 2017）がそれぞれに存在し得る。

⁸ この点を調べた先行研究としては、平賀・真鍋・吉野（2017）がある。

⁹ ここでは、貸出市場の構造のうち集中度に特に注目してその属性を詳しくみた上で、借り手企業の資金調達に及ぼす影響について論じている。市場構造が貸し手側の金融機関の経営行動にどのように影響するかという点を論じた研究として、堀江（2015）、堀江・有岡（2021）を挙げることができる。

業の間でも取引関係の有無によって異なる可能性が高いためである。すなわち、合併は貸出市場にいる企業すべてに同様の影響を及ぼすのではなく、合併行と取引のある企業により強く影響すると考えられる。

こうした考え方にに基づき、第2の分析では、第1の分析のうちで金融機関の合併を通じた影響に焦点を当て、合併が企業と金融機関との取引関係を通じて資金調達環境に及ぼす影響を検証する。同一都道府県内であっても合併金融機関との取引関係の有無によって、合併が中小企業を中心とする企業の資金調達に及ぼす影響程度が異なると考え、その程度を明らかにする。そのために、都道府県レベルのデータではなく、都道府県ごとに合併行と取引していた企業とそれ以外の企業を区別したデータセットを作り、分析に用いる。

金融機関同士の合併は、企業の資金調達環境にとって重要というだけではなく、日本の金融機関自身の将来にとっても重要な意味を持つ課題であり、その利害得失が政策当局を巻き込んで論じられてきた。特に最近、地域における集中度が著しく高まる地方銀行同士の合併案件に対して公正取引委員会が「待った」を掛け、債権譲渡などの問題解消措置を講じることによりそれがようやく認可されるという事象が起きた。

これを機に、人口減少による需要減少や金融緩和による継続的な低金利に直面する地域金融機関の経営環境の厳しさが指摘され、地域銀行にとって金融サービスを提供し続ける手段の一つとして、合併をはじめとする経営統合を円滑に行う環境整備の必要性が論じられた。2020年11月の独占禁止法の地域銀行などに対する時限的な適用除外を定めた特例法の施行は、こうした議論に基づく政策対応の表れである。

集中度が大幅に高まる金融機関合併を認めるかどうかについての政策対応は一段落している。しかし、日本における金融機関合併により貸出市場全体の厚生が改善しているかという点についての実証的な知見が示されているわけではない。経済厚生の一部である企業など需要者側の余剰が、合併によりどのように変化するかについても分かっていないことが多い。企業の資金調達は厳しくなるのか、厳しくなる場合にはどの程度か、どのような種類の合併で資金調達に支障が生じるのかといった点については、近年まで数多くの金融機関合併が行われていたにもかかわらず、日本における実証的な知見の蓄積は限られている。

本稿で分析対象とするのは、2000年代半ば以降の市場集中度と金融機関合併である。この時期にはメガバンクによるものも含めて数多くの金融機関合併が行われてきた。近年におけるこれらの合併が企業の資金調達環境に及ぼす影響を網羅的に検証することにより、これまでの金融機関合併の効果を明らかにするのみならず、将来の合併が資金調達に及ぼす方向やその程度を議論する際の方法を提供する。

本稿は以下の構成で進める。第2節では、貸出 HHI が企業の資金調達環境に及ぼす影響を分析するとともに、金融機関の合併による HHI の上昇の影響についても検証する。第3節では、企業と金融機関の取引関係の違いによる金融機関合併の企業の資金調達への影響を調べる。第4節ではまとめを述べる。

2. 貸出 HHI が企業の資金調達環境に及ぼす影響

本節では、都道府県単位で定義される貸出市場の HHI を用いて、市場における集中度が企業の資金調達に及ぼす影響を検証する。米国では、かなり以前から HHI と預金金利、貸出金利との関係に焦点を当てた研究が存在する。Hannan (1997)、Hannan and Prager (2004)、Berger and Hannan (1989)は、預金市場における集中度が預金金利や貸出金利とどのような関係にあるかを検証した。Hannan and Berger (1991)は、市場金利が変化した時に銀行の預金金利が同じ方向に動く程度（パススルー率）に注目し、集中度が高い市場ほどパススルー率が小さいことを見出した。日本では、平賀・真鍋・吉野(2018)が本章で用いたのと同じデータから貸出 HHI を計算して、集中度と貸出金利や貸出量との関係を調べた。Uchino (2014)も、日本のデータを用いてパススルー率と預金金利との関係が市場の集中度に影響を受けることを見出している。

ここでは、平賀・真鍋・吉野と同様に都道府県レベルの貸出 HHI を用い、それに都道府県レベルで集計された所在企業の借入金利などを接合して、貸出市場における HHI が高まるほど企業の借入金利が高まるかという点を検証する。HHI と市場支配力との関係を検証するためには、本来であれば、金利だけではなく金融機関の限界費用を推定した上で、金利から限界費用を引いたプライスコストマージンを用いるべきである。¹⁰ しかしながら、金融機関ごとに求められる限界費用と、都道府県ごとに求められる企業借入金との接合が難しいこともあり、今回はプライスコストマージンではなく企業の借入金利を被説明変数に用いて推計する。

2.1 分析アプローチ

都道府県レベルのパネルデータを用いて、企業の借入金利の集計値を被説明変数とする一方で、貸出 HHI をはじめとする地域貸出市場での金利決定に影響する可能性がある要因を説明変数に用いた推計を行う。推計式は以下の通りである。

¹⁰ 日本で金融機関のプライスコストマージンを推定した研究としては、尾島(2018)がある。

$$Rate_{rt} = \alpha + \beta_1 HHI_{rt-i} + \beta_2 ROA_{rt-1} + \beta_3 Cash_{rt-1} + \beta_4 Unemployment_{rt-1} + \beta_5 LandPrice_{rt-1} + \beta_6 Growth_Population_{rt-1} + \theta_r + \mu_t + \varepsilon_{rt} \quad (1)$$

ここで、rは都道府県、tは年、iは1,2,3のいずれかである。

被説明変数は、各都道府県に所在する企業の支払金利の平均値（Rate）である。これは、TDB-CAREEの企業財務データベース（COSMOS1）に基づき、財務諸表を提出している企業の支払利息を分子に長短借入金残高を分母に用いて計算しており、実際に地域に存在する企業を高い割合でカバーする支払金利である。同じデータベースに基づき、企業の営業利益率（ROA）と現預金保有比率（Cash）を説明変数として用いる。

最も重要な説明変数は、これまでの分析で用いてきた貸出市場の都道府県別HHI（HHI）である。HHIが市場支配力と正の相関を有しているのであれば、限界費用が占める割合には変化はないという前提を置いた上で、HHIの係数は正となるはずである。もっとも、集中度が変化してから実際に企業のストックベースの借入金利が影響を受けるまでには、貸出契約の更新などが必要であり時間がかかるかもしれない。この点を考慮して、HHIには1期前の値だけでなく2期前、3期前の値も用いる。

それ以外の地域の経済活動水準を表す変数として、失業率（Unemployment）、住宅地地価の対数値（LandPrice）、人口成長率（Growth_Population）を用いる。時間を通じて変わらない都道府県特有の要素をコントロールするために、固定効果推定を行う。

注意すべきは、HHIは地域に店舗を有して貸し出す金融機関の数とこれらの金融機関による貸出量のばらつきによって決まる点である。地域に店舗を出すかどうかという判断や、店舗ごとの貸出方針・資金需要は、観測できない地域の信用リスクなど被説明変数の金利にも影響する変数によって左右される。こうした場合には、推定されるHHIの係数にバイアスが生じてしまう。

こうした各金融機関による店舗立地や営業方針に関する判断が地域の信用リスクの影響を受けるのとは異なり、金融機関同士の合併は金融機関全体の経営パフォーマンスを反映した意思決定であり、地域の信用リスクの影響は相対的に小さいと考えられる。そこで追加的な分析として、HHIそのものではなく、金融機関合併に伴って生じるHHIの予測上昇幅を説明変数として用いた推計も行う。¹¹ 植杉他(2021)では金融機関合併に伴う都道府県ごとのHHIの上昇予測幅の計測を行っており、そこで得られた情報を説明変数として用いる。

¹¹ この手法は Garmaise and Moskowitz (2006)に倣っている。しかしながら、彼らの分析単位は都道府県よりも空間的に狭い範囲（半径10マイルの円内）であり、個々の地域の要因が金融機関の合併判断に影響する程度は、ここでの分析におけるものよりも小さいと考

2.2 推計結果

(1)式の推計を行った結果を表1で示す。HHI そのものを説明変数に用いたものと合併によるその予想増加幅を用いたものそれぞれについて、異なるラグの期間に応じて3つの推計を行っている。

(表1を挿入)

HHI をそのまま説明変数に用いた推計では係数は正であり、ラグが長くなるほど係数やその有意性は高まる。貸出HHIの標準偏差である0.07程度のHHI上昇が生じた場合には、(3)列におけるHHI(3期ラグ)の係数である0.678を掛けた0.05%程度の借入金利上昇が3年後にみられることになる。これ自体はそれほど大きくはないが、現在の日本における金利水準が非常に低いことを踏まえると、ある程度の金利上昇であるといえる。

一方で、合併に伴う予想HHI上昇幅を説明変数に用いた推計では、係数はいずれの場合でも非有意である。ラグが長くなるほど係数は負から正に転じてはいるが非有意であることには変わりがない。

HHI をそのまま用いた結果と合併に伴うHHIの上昇を用いた結果の違いは、何によるのだろうか。第1の可能性は、HHIの内生性によるバイアスが合併に伴う上昇幅を利用することで小さくなったというものである。地域における観測できない経済リスクが、金融機関の退出を促してHHIを高めると同時に貸出金利を引き上げているのであれば、HHIをそのまま用いた推計では β_1 は過大推計となる。この場合、合併に伴うHHI上昇幅を用いる推計がバイアスのより小さい正確な結果ということになる。第2の可能性は、合併によるHHI上昇とそれ以外の要因によるHHI上昇では、それをもたらす金融機関の行動が異なっているというものである。合併により、貸出市場における金融機関の数が減るとともに一部の金融機関に貸出が集中するためにHHIが上昇する。これと同じHHIの上昇は、市場から金融機関が撤退して残る金融機関がその業務を分け合って引き受けても生じる。しかし、合併した金融機関がこれまでと異なった行動をとる場合、例えば、合併後のシナジーにより経営が効率化して、より低い金利でも貸出ができるようになる場合には、合併に伴ってHHIが上昇しても企業が支払う金利は高まらないかもしれない。

いずれが生じているかを明らかにするためには、地域レベルで集計されたデータを用いた検証ではなく、企業と金融機関の取引関係に関する情報を含めた企業レベルデータを用いた検証が必要となる。

えられる。

3. 金融機関合併が企業の資金調達に及ぼす影響

前節では、当時世界でも資産額で最大規模の銀行合併が借り手企業の資金調達に及ぼす影響をみた。しかし、この合併は規模が大きかったとはいえ日本で多く行われてきた金融機関合併のひとつに過ぎない。全ての金融機関合併を対象とした場合には、メガバンクで得られた結果はどのように変わるのだろうか。本節では、2004年以降最近までの金融機関合併を網羅して企業の資金調達環境がどのように変化したかを、簡便な手法で明らかにする。

3.1 検証する仮説

ここでは、合併前段階における合併行との取引関係の有無に注目する。しかしながら、扱う合併の数が多いこともあり、前節のように合併行との取引関係の数で仮説を分けることはせず、取引関係の有無のみに注目した仮説を1セット設定する。

企業にとっての資金調達環境が厳しくなる方向の変化としては、合併する2つ以上の金融機関との取引関係を有していた企業では取引金融機関数の外生的な減少に伴う交渉力の低下が生じる可能性があげられる。また、少なくとも1つの合併金融機関との取引関係がある企業では、金融機関規模の拡大や複雑化に伴い中小企業などへの貸出減少が生じる可能性がある。一方で、調達環境が良くなる方向の変化としては、金融機関での効率性改善効果が企業の資金調達条件に波及するという可能性がある。以上の2つの方向性を次のような仮説にまとめることができる。

仮説1：合併に参加する金融機関と取引関係を持っていた企業では、取引金融機関数の減少、合併金融機関の規模拡大・組織の複雑化などに伴い、資金調達環境がより厳しくなる。

仮説1'：一方で、合併する金融機関での経営効率性改善に伴い、資金調達環境が改善する。

この1組の仮説に基づき、企業レベルのパネルデータセットを集計して、網羅的に金融機関合併の効果に係る検証を行う。

3.2 期間中に行われた金融機関合併

2004年以降2018年までの金融機関の合併を分析対象とする。表2でその数を示す。持株会社の下に複数の金融機関が入るといった経営統合の形態は、合併よ

り緩やかな企業結合であり仮説で想定する事象が起こりにくいため、処置群には含めていない。

(表 2 を挿入)

3.3 分析アプローチ：DID の計算

分析に用いるデータは、TDB-CAREE の企業概要データベース (COSMOS2) 及び企業財務データベース (COSMOS1) から得た企業レベルのものである。前節では、事前における合併行と企業との取引状況を細かく分けて取引状況の決定要因を推計し、その結果を用いて処置群企業と属性の似通った対照群企業をマッチした上で (propensity-score matching, PSM)、資金調達環境などの変数の差の差 (Difference-in-differences, DID) を計算した。本節では、処置群企業に対照群企業をマッチする際には属性が似通っている程度は考慮せず、すなわち PSM は行わず資金調達環境などの変数の DID を計算する。具体的には、以下のような手順を踏む。

- ・金融機関・都道府県・年の単位で、合併金融機関と取引関係にある企業を特定し、処置群とする。これら処置群企業の支払金利、借入率、利益率、有形固定資産比率などの平均値を単位ごとに求める。その処置群が属する都道府県・年ごとに、合併金融機関以外と取引関係にあった企業を同様に特定して対照群とし、これら対照群企業の支払金利、借入率、利益率、有形固定資産比率などの平均値を求める。処置群企業と対照群企業は、合併を経験したか否かでは異なっているが、同じ都道府県に所在しているために市場における集中度が同じである。

- ・2004 年以降 2018 年末までの金融機関合併を対象とする。期間中に合併した金融機関は期間の最初から最後まで 1 つの金融機関とみなし、これらと取引関係にある企業を合併金融機関と取引関係にある企業とする。複数回合併した金融機関がある場合は、期間中に合併に参加した金融機関全てを 1 つの金融機関とみなす。

- ・合併金融機関・都道府県・年ごとに (処置群企業の統計量－対照群企業の統計量) を求める。

- ・金融機関合併の影響を、金融機関合併年を起点として i 年後まで上記の差の変化を観察することにより、すなわち DID を求めることにより明らかにする。複数回の合併を経験している金融機関グループについては、最後の合併時点を起

点とする。¹²

以上の手順を踏んで求められる DID は、下記の(1)式で表すことができる。処置群企業と対照群企業それぞれについて合併前後の変化を調べ両者を比較することで、時間を通じて不変な企業群固有の効果、企業群を通じて不変な時間効果をそれぞれ取り除いた上で、金融機関合併による企業の資金調達環境への影響を計測できる。¹³

$$DID_{r\tau+i}^b \equiv (R_{r\tau+i}^{T_b} - R_{r\tau+i}^{C_b}) - (R_{r\tau}^{T_b} - R_{r\tau}^{C_b}) \quad (2)$$

$R_{r\tau}$ は地域 r に金融機関が合併した τ 年時点でその地域に所在する企業の支払金利を表している。そのうち T_b が付されているものは、 τ 年に合併した金融機関 b から借り入れている企業（処置群企業）の支払金利を示している。データベースでは企業ごとの取引金融機関が最大 10 行分かっており、その中に合併金融機関 b が含まれていれば処置群企業とする。一方で C_b が付しているものは、同じ地域に所在するが合併金融機関 b 以外から借り入れている企業（対照群企業）の支払金利である。取引金融機関の中に合併金融機関 b が含まれていなければ対照群企業とする。対象となる変数は支払金利に限らない。借入金比率、短期借入金比率、長期借入金比率、負債比率、有形固定資産投資率を用いる。¹⁴

DID は、処置群企業にとって取引先である金融機関が合併した効果を表している。支払金利について DID が正の値をとっていれば、合併金融機関から借入れていた企業の支払金利上昇幅はそれ以外の金融機関から借入れていた企業におけるそれを上回っているということなので、合併により貸出先企業の資金調達環境は厳しくなったと言える。

ここまでで考慮していないのは、金融機関が合併した時点で取引していたがその後何らかの理由で取引関係が終わった企業の存在である。これらの企業は、合併時点では処置群企業であっても、今回の分析枠組みでは合併行との取引関係がなくなった時点から対照群に算入される。もっとも、前節のメガバンク合併の分析で述べたように、合併金融機関との取引関係が終了した企業の有無は結果に限界的な違いしかもたしていないため、ここでは、事後的に取引関係が終了した企業には特段の考慮を払わないこととする。

¹² 合併年ではなく合併前年を起点とする計算も行うが、計算結果は合併年を起点とするものと定性的に変わりはなかった。

¹³ 一方で、時間を通じて変化する企業属性がコントロールされていない点には留意が必要である。

¹⁴ 他の変数（買入債務比率、受取債権比率、現預金比率、ROA、営業利益売上高比率、有形固定資産比率）についても集計しているが、結果は後掲しない。

3.4 分析アプローチ：DID の決定要因に関する分析

まずは、DID を企業の支払金利を含めた様々な変数について計算して、合併が企業の資金調達環境や企業行動に及ぼす影響を把握する。DID は金融機関合併が生じる年など様々な要因によって異なりうる。これらの点を知るために、分位別の DID の計算結果も示す。

次に行うのは、DID の決定要因に関する推計である。DID の記述統計を単純集計や 1 変数とのクロス集計で得るだけではなく、様々な要因を同時に推計に含めることで、これらの DID への影響を調べることが目的である。推計式は次の(2)式である。

$$DID_{rt}^b = \alpha + \beta_1 MergedBankSize_{rt}^b + \beta_2 HHI_Loan_{rt} + \delta_{t-\tau} + \theta_{\tau} + \varepsilon_{rt}^b \quad (3)$$

t の範囲は 2005 年から 2019 年までであり、合併年である τ 年の 1 年後から 5 年後までを含む。 $MergedBankSize_{rt}^b$ は合併金融機関の貸出先企業数が地域の企業総数に占める割合であり、 HHI_Loan_{rt} はその地域における貸出市場の集中度である。 $\delta_{t-\tau}$ は合併からの経過年数ダミー、 θ_{τ} は合併年ダミーをそれぞれ表している。

3.5 記述統計

合併金融機関の取引先企業における様々な変数が、合併によってどの程度変わったかを表 3 の DID の単純集計でみる。借入金利についてみると、平均値は -0.03%ポイント中位値も -0.03%ポイントであり、合併金融機関と取引していた企業の方が取引していなかった企業よりも借入金利の低下程度がわずかに大きい。

借入金比率も、平均値が +0.1%ポイント中位値は +0.6%ポイントと、合併金融機関と取引していた企業で上昇幅が大きい。この借入金比率の上昇は、短期ではなく長期借入金比率の上昇幅が大きいことによってもたらされている。金利と借入比率に関する結果を踏まえると、金融機関の合併によってこれら合併行と取引している企業の資金調達環境は必ずしも悪化していない。

(表 3 を挿入)

資金調達環境が平均的には改善傾向にある一方で、設備投資率は増加しておらずむしろ合併金融機関と取引していた企業ほど減少幅が大きい（平均値で 5.7%ポイント、中位値で 4.2%ポイント設備投資率の低下幅が大きい）。

次に、DID を金融機関合併が生じる年によって分けた記述統計を示す。表 3 で

扱う変数のうち借入金利と借入金比率に注目する。表 4 で金融機関の合併年ごとの集計結果をみると、借入金利については、2004 年と 2006 年に取引金融機関が合併した企業において DID が正、すなわち合併行と取引する企業での借入金利上昇幅がそれ以外の企業における上昇幅を上回る。BTM と UFJ の合併を含む 2006 年を合併年とするサンプルについては、平均値が+0.13%ポイントと期間中で最も大きな正の値を示している。しかしその DID は、2007 年頃から負に転じることが多くなる。後半で変化幅が正になっている年は、そもそも合併数が少ないか合併規模が小さいためにサンプルサイズが小さく全体への影響は小さい。

借入金比率については、より明確に前半と後半で傾向が異なる。すなわち、前半では DID が負である一方で後半では正に転じている。

(表 4 を挿入)

3.6 推計結果

次に表 5 で示すのは、DID に影響する可能性のあるいくつかの変数を同時に説明変数に入れてその決定要因を調べる推計結果である。被説明変数には、借入金利、借入金比率、設備投資率の 3 つの DID を用いる。

1 列目で示される借入金利推計では、合併金融機関の地域内シェアと貸出市場における集中度はいずれも正の有意な係数を得ている。地域内でのシェアが高い金融機関の合併、集中度が高い地域における金融機関の合併であるほど、その金融機関と取引関係にある企業の借入金利の上昇程度が大きくなっている。ただし、地域内シェアの係数は限界的に有意であるにとどまり、その 100%の増加に対して 11bp の金利上昇をもたらすことを示しており、経済的なインパクトは限定的である。2004 年の合併を基準にしている合併年ダミーについては、BTM と UFJ の合併が生じた 2006 年の係数が正で有意である以外は、有意な係数がある年では全て符号は負になっている。

2 列目の借入金比率推計をみると、地域内シェアや集中度の係数は有意ではない。合併年の係数は有意なものは全て正であり、かつ、集計統計でみたのと同様に期間後半に正で有意になる傾向がある。

3 列目における設備投資率推計の結果をみると、HHI で測られた貸出市場の集中度の係数が有意に負である。集中度の高い地域においては貸出金利が高いことが影響しているためか、設備投資が行われにくい環境にある。合併年の係数は、BTM と UFJ の合併が生じた 2006 年の係数が正で有意である以外は、有意な係数がある年では全て符号は負になっている。

(表 5 を挿入)

3.7 2004年以降の金融機関合併が資金調達に及ぼした影響

近年の金融機関の合併を網羅して、これらが企業の資金調達環境にもたらした全体像を調べた結果、BTMとUFJの合併とはかなり異なった姿がみえる。

まず2004年から2018年までの全ての金融機関合併を対象にすると、メガバンクの合併とは異なり、合併行と取引していた企業における借入金利の低下幅は、それ以外の企業における低下幅よりも3bpとわずかではあるが大きい。借入金比率の上昇幅も、同様に合併行と取引していた企業で0.1%ポイント分大きい。全体を通してみると、合併によって企業にとっての資金調達環境はわずかではあるが改善傾向にあり、経営効率化の効果が企業の資金調達条件に反映されたとみなすことができる。

もちろん、影響の方向やその程度は、合併行がその都道府県で占めていた市場シェア、合併年によって異なる。まず、合併行が市場に占めるシェアが高いほど合併後の集中度の上昇幅が大きくなり、合併を通じた金利上昇がみられやすくなる。これは米国やイタリアでの実証分析と似た結果である。合併年によってその影響の方向が変わる点も重要である。特に借入金比率への影響が分析期間中の前半と後半とで符号が反対になっている。すなわち、合併行と取引していた企業における借入金比率の上昇幅は、期間前半の合併では他企業における比率の上昇幅を下回るが、後半になると上回る傾向にある。

4. まとめ

本稿では、金融機関店舗レベルの貸出額情報を用いて計算される都道府県単位の集中度に基づいて、企業の借入金利との対応関係を把握した。それによると、集中度が高いと企業の借入金利が高まるという一定の傾向がみられることがわかった。しかしながら、金融機関合併に起因する集中度の上昇は企業の借入金利に有意な影響をもたらさない。

そこで、金融機関合併の影響が同一都道府県内における合併行との取引関係によって異なる可能性を検証した。2004年以降近年までの金融機関合併を網羅してその効果をみると、企業の資金調達環境は平均的には改善している。分析期間の初期に行われ金利が上昇したメガバンク合併の結果は例外的なものであった。特に後半期の金融機関合併では、借入金比率の上昇幅が大きくなる傾向があり、合併金融機関が自らの経営基盤の強化を図るために貸出を積極的に行っている可能性を示している。合併行が占める市場シェアが高い場合には合併により金利上昇幅が拡大する、という結果は得られているが、経済的にはその効果の程度は小さい。

今後の課題としては、企業属性をコントロールした上での合併効果のDIDの

推定、合併による処置効果の程度が事前の取引関係（合併する金融機関の両方と取引しているのか、合併する金融機関と取引しているのか、合併される金融機関と取引しているのか）によって異なる点を考慮した DID の推定がある。引き続きこうした課題に取り組んでいきたい。

参考文献

Berger, A.N. and T.H. Hannan (1989) “The price-concentration relationship in banking,” *Review of Economics and Statistics*, 71(2), 291-299.

Degryse, H., M. Kim., and S. Ongena (2009) *Microeconometrics of Banking*, Oxford University Press.

Garmaise, M.J. and T.J. Moskowitz (2006) “Bank mergers and crime: The real and social effects of credit market competition,” *Journal of Finance*, 61(2), 495-538.

Hannan, T.H. (1997) “Market share inequality, the number of competitors, and the HHI: An examination of bank pricing,” *Review of Industrial Organization* 12 (1), pp.23-35.

Hannan, T.H. and R.A. Prager (2004) “The competitive implications of multimarket bank branching,” *Journal of Banking and Finance*, 28, 1889-1914.

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, 1822-1838.

Uchino, T. (2014) “Bank deposit interest rate pass-through and geographical segmentation in Japanese banking markets,” *Japan and the World Economy*, 30, 37-51.

植杉威一郎・平賀一希・真鍋雅史・吉野直行(2021)「日本の貸出市場・預金市場での集中度を計測する」金融庁金融研究センター, DP2020-11.

杉山敏啓(2021)『銀行業の競争度』日本評論社.

中田真佐男・安達茂弘 (2006)「貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか? ~第二地方銀行・信用金庫のパネルデータによる実証分析~」*フィナンシャル・レビュー* 2006年10月号, 161-193.

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-DP Series, 17-J-047.

平賀一希・真鍋雅史・吉野直行(2017)「地域金融市場では、寡占度が高まると貸出金利は上がるのか」金融庁金融研究センター, DP2016-5.

堀江康熙(2015)『日本の地域金融機関経営』勁草書房.

堀江康熙・有岡律子(2021)『地域金融機関の収益力』勁草書房.

表 1：貸出 HHI と企業の支払金利との関係に関する推計結果

固定効果モデル		被説明変数: 企業の支払金利					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
HHI(1期ラグ)	0.412* (0.250)						
HHI(2期ラグ)		0.584** (0.260)					
HHI(3期ラグ)			0.678** (0.265)				
合併に伴う予想HHI変化幅 (2期ラグ)				-0.333 (0.780)			
合併に伴う予想HHI変化幅 (3期ラグ)					0.0945 (0.731)		
合併に伴う予想HHI変化幅 (4期ラグ)						0.216 (0.677)	
企業のROA(1期ラグ)	0.992*** (0.302)	0.800*** (0.308)	0.592* (0.305)	0.819*** (0.310)	0.628** (0.307)	0.309 (0.303)	
企業の現預金保有比率 (1期ラグ)	-1.455*** (0.349)	-1.411*** (0.371)	-1.591*** (0.383)	-1.323*** (0.371)	-1.448*** (0.382)	-1.356*** (0.380)	
失業率 (1期ラグ)	0.0360*** (0.00983)	0.0310*** (0.0100)	0.0209** (0.0101)	0.0315*** (0.0101)	0.0222** (0.0102)	0.0302*** (0.0103)	
地価(対数値、住宅地) (1期ラグ)	0.0325 (0.0449)	0.0255 (0.0487)	0.0487 (0.0513)	0.0112 (0.0485)	0.0355 (0.0513)	0.0220 (0.0533)	
人口増加率 (1期ラグ)	0.0137 (0.0136)	0.0170 (0.0132)	0.0127 (0.0124)	0.0167 (0.0133)	0.0129 (0.0125)	0.0128 (0.0115)	
年固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
都道府県固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
観測数	658	611	564	611	564	517	
決定係数	0.962	0.963	0.962	0.962	0.962	0.956	

表 2：2004 年以降の金融機関合併の数

	合計合併件数	都市銀行	信託銀行、かつての長信銀	地方銀行	第二地方銀行	信用金庫	信用組合	
2004	19				1	2	12	4
2005	13			1			6	6
2006	10		2		2		4	2
2007	7				1		3	3
2008	9			1		1	6	1
2009	7		1				5	1
2010	8			1	2	1	2	2
2011	1						1	
2012	3			1	1		1	
2013	3		1				1	1
2014	1						1	
2015	2			1				1
2016	2						2	
2017	5			1			1	3
2018	6			1	1		2	2

(注) 異なる業態区分に属する金融機関が参加する合併については、より規模の大きな業態のところに件数を記録している。

表 3：記述統計量

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	1%点	25%点	中位値	75%点	99%点	最大値
借入金利 (%)	1144	-0.030	0.265	-1.705	-0.742	-0.157	-0.031	0.112	0.621	1.527
借入金比率	1144	0.001	0.053	-0.260	-0.141	-0.027	0.006	0.031	0.147	0.214
短期借入比率	1144	-0.001	0.024	-0.111	-0.071	-0.013	-0.001	0.010	0.078	0.124
長期借入比率	1144	0.002	0.043	-0.176	-0.115	-0.020	0.004	0.027	0.115	0.175
負債比率	1144	-0.006	0.062	-0.284	-0.180	-0.036	-0.003	0.029	0.168	0.238
設備投資率	1144	-0.057	0.233	-2.050	-0.936	-0.151	-0.042	0.049	0.535	1.395

表 4：合併年ごとの記述統計量

	観測数	借入金利 (%)			借入金比率		
		平均値	標準偏差	中位値	平均値	標準偏差	中位値
2004	170	0.0124	0.2247	0.0171	-0.010	0.045	-0.007
2005	35	-0.2282	0.4845	-0.0696	-0.009	0.040	-0.005
2006	260	0.1277	0.2714	0.1210	-0.016	0.063	-0.011
2007	39	-0.0272	0.2900	-0.0193	-0.006	0.045	-0.005
2008	40	-0.1370	0.1793	-0.1120	-0.004	0.051	0.009
2009	155	-0.0869	0.2404	-0.0611	-0.006	0.052	-0.007
2010	65	-0.0469	0.1405	-0.0405	0.007	0.059	0.005
2011	5	0.0093	0.0762	0.0051	0.007	0.019	0.000
2012	81	-0.1923	0.2774	-0.1737	0.027	0.034	0.023
2013	245	-0.0956	0.1811	-0.0905	0.021	0.046	0.023
2014	10	0.0589	0.1671	0.0739	0.032	0.051	0.023
2015	4	0.0538	0.0528	0.0698	0.024	0.006	0.025
2016	9	-0.0036	0.0926	0.0281	0.004	0.050	0.012
2017	17	-0.0223	0.3465	-0.0179	0.058	0.053	0.038
2018	9	-0.0367	0.3608	0.0547	0.011	0.030	0.007

表 5：合併前後における資金調達・投資変化幅の決定要因の推計結果

	DID_支払 金利	DID_借入 金比率	DID_設備 投資率
合併金融機関が占めるシェア	0.112* (0.0591)	0.00495 (0.0124)	0.00903 (0.0544)
合併が生じた都道府県の貸出HHI	0.264*** (0.101)	0.00754 (0.0211)	-0.205** (0.0925)
合併後2年 (1年後がベース)	0.0183 (0.0225)	0.00615 (0.00471)	-0.0151 (0.0207)
3年	-0.0269 (0.0228)	0.00257 (0.00478)	-0.0177 (0.0210)
4年	-0.0236 (0.0229)	-0.00364 (0.00481)	-0.0391* (0.0211)
5年	-0.0417* (0.0230)	0.00129 (0.00481)	-0.0207 (0.0211)
合併年が2005年 (2004年がベース)	-0.245*** (0.0452)	0.00145 (0.00948)	-0.00436 (0.0416)
2006年	0.114*** (0.0240)	-0.00603 (0.00503)	-0.113*** (0.0221)
2007年	-0.0450 (0.0433)	0.00415 (0.00906)	-0.115*** (0.0398)
2008年	-0.159*** (0.0430)	0.00540 (0.00900)	-0.0405 (0.0395)
2009年	-0.0972*** (0.0272)	0.00425 (0.00569)	-0.133*** (0.0250)
2010年	-0.0526 (0.0356)	0.0176** (0.00746)	-0.189*** (0.0327)
2011年	-0.0154 (0.111)	0.0173 (0.0232)	-0.141 (0.102)
2012年	-0.187*** (0.0334)	0.0376*** (0.00699)	-0.255*** (0.0307)
2013年	-0.109*** (0.0246)	0.0308*** (0.00516)	-0.107*** (0.0226)
2014年	0.0852 (0.0803)	0.0432** (0.0168)	-0.00450 (0.0738)
2015年	0.0734 (0.124)	0.0353 (0.0259)	0.119 (0.114)
2016年	-0.0276 (0.0836)	0.0124 (0.0175)	-0.205*** (0.0769)
2017年	-0.0245 (0.0634)	0.0674*** (0.0133)	-0.281*** (0.0583)
2018年	-0.0545 (0.0846)	0.0226 (0.0177)	-0.155** (0.0778)
定数項	-0.0360 (0.0313)	-0.0135** (0.00655)	0.109*** (0.0288)
観測数	1,144	1,144	1,144
決定係数	0.169	0.105	0.094

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1