



FSA Institute Discussion Paper Series

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

平賀 一希 真鍋 雅史 吉野 直行

DP 2016-5

2017年1月

金融庁金融研究センター
Financial Research Center (FSA Institute)
Financial Services Agency
Government of Japan

金融庁金融研究センターが刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>

本ディスカッションペーパーの内容や意見は、全て執筆者の個人的見解であり、金融庁あるいは金融研究センターの公式見解を示すものではありません。

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¹

平賀 一希²

真鍋 雅史³

吉野 直行⁴

概 要

本研究は地域金融の寡占度の上昇が貸出市場に与える影響について、貸出金利に対する反応を見ることで検証を行う。都道府県パネルデータにより、貸出供給関数と借り入れ需要関数を識別する形で推定を行い、寡占度（市場集中度）の代理変数であるハーフィンダール指数(HHI)が上昇することで貸出金利および貸出残高がどのように変化するかを分析した。結果として、寡占度が高まると、貸出金利が下がり、貸出残高が増加することが確認された。この結果より、地域金融機関の統合などによる寡占度の上昇は、規模の経済性や効率性仮説に示される金融機関の貸出供給の効率化をもたらし、貸出金利を引き下げる効果があり、寡占による価格支配力の強まりから引き起こされる貸出金利引き上げ効果よりも大きいことが計量分析からは示された。

地方経済では、高齢化等により貸出需要の低下が見られる地域が多数存在する。しかし、供給側の金融機関の数は、あまり変化がない。完全競争に近い市場では、需要が低下した場合には、効率の悪い企業は価格を低下させることが出来ず、倒産に追いやられ、効率の高い企業が存続する。しかし、貸出市場では、金融機関は預金を集めているため、預金保険の保護のもとにあり、他の業種と異なり、効率があまりよくない金融機関であっても、

¹ 本研究は、金融庁金融研究センターの研究プロジェクト「人口減少下における地域金融機関のあり方」の研究成果の一部である。ただし、いうまでも無く本研究の主張および誤りの一切の責任は筆者たち個人に帰するものであって、金融庁あるいは筆者たちの所属機関の意見を代表するものではない。

² 金融庁金融研究センター特別研究員、東海大学政治経済学部准教授

³ 金融庁金融研究センター特別研究員、嘉悦大学ビジネス創造学部准教授

⁴ 金融庁金融研究センター顧問、慶應義塾大学名誉教授、アジア開発銀行研究所所長

金融機関を閉じることは出来ない。しかし、貸出供給が過剰で、借入需要が低迷し続ければ、金融機関の利潤は低下し、経営が苦しくなる可能性がある。事実、マイナス金利政策のもとで、金融機関の収益は低下している。地域の金融機関の合併・統合により、効率化を進め、地域金融の再構築を図る必要があると考える。しかし、地域の貸出市場に独占市場を作るとは、却って、地域の金利上昇をもたらす可能性がある。金融機関の合併・併合によって、より効率的な構造となり、規模の経済性の発揮によって貸出金利を低下させ、地域経済の活性化を促すことが望まれる。

キーワード：地域金融機関、貸出市場、寡占、ハーフィンダール指数、合併

1. はじめに

わが国は、現在「アベノミクス」によって、「失われた四半世紀」ともいわれる長期停滞から脱却しようとしている。その一方で、わが国が直面する少子高齢化問題は深刻さを増しており、地域によっては、今後の人口減少を見越し、地域経済のあり方を考えなければならない。こうした地域経済の予想される変化の中で、高齢化などの変化に対応した地域金融機関の対応が必要であり、そのための一手段として地域金融機関の再編が議論されている。

しかし、地域金融機関の合併・再編は、寡占度上昇による悪影響があると考えられている。言い換えると、寡占理論に基づけば、金融機関の合併により市場集中度が高まるため、貸出市場において貸出金利が上昇することになってしまい、金融機関から借入をしている企業には、マイナスの効果をもたらしてしまう。

地域金融機関については、都道府県などの単位で地域金融市場が捉えられがちではあるが、放送対象地域が国の定めによって特定の都道府県に限られているローカル局などとは異なり、地域金融機関の貸出は、営業地域が限定されているものではなく、地域金融市場はオープンであるといえる。加えて、銀行貸出については、貸出先企業のモニタリングコスト削減などによる規模の経済性や、経営統合によって生産性の高い銀行に経営体質に移行することを通じる効率化効果により貸出金利が低下することも考えられる。

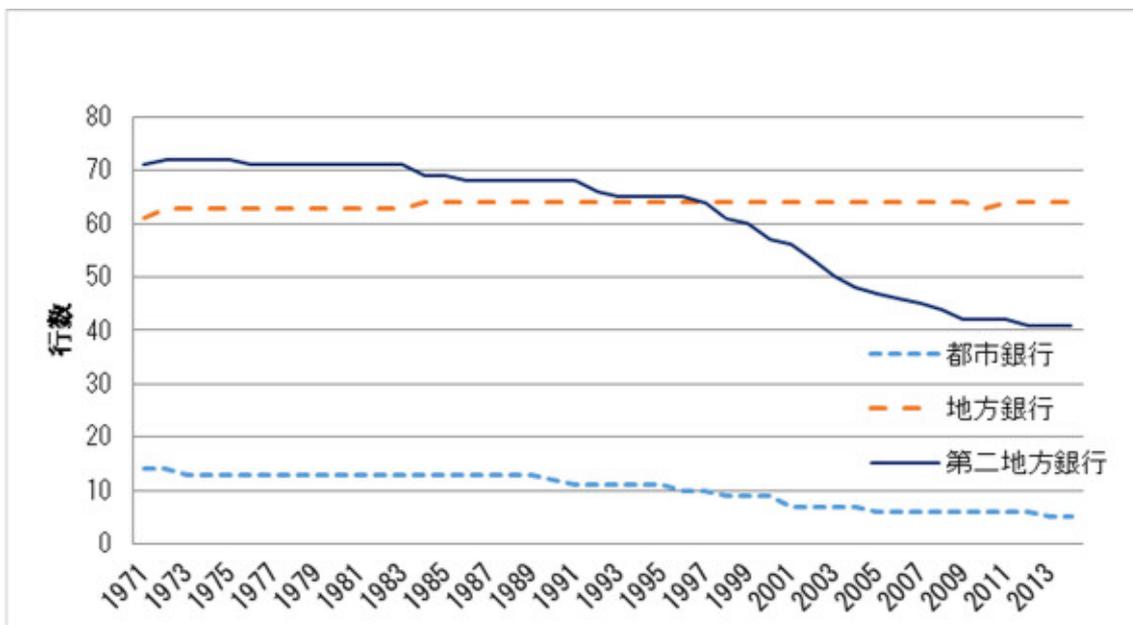
そこで本研究では、地域金融機関の寡占度の上昇が貸出市場に与える影響について、都道府県パネルデータを用いて、貸出金利や貸出額に対する影響を見ることにする、具体的には、貸出市場における均衡貸出金利がどのように決まるのかを、需要関数と供給関数から寡占度指数の影響が識別できる形で、誘導系を用いて実証分析を行う。本研究は地域金融機関に対して、学術的および政策分析の両面からの意義があると考えられる。学術面では、銀行経営統合を通じた市場集中度増加の効果を、理論と整合的な手法で検証することである。また、都道府県別データを用いることで、市場の単位を県内に集約して議論することも本研究の意義として指摘できよう。

1. 1 地域金融機関の現状

わが国の銀行の行数については、バブル崩壊以降、1990年代における北海道拓殖銀行や木津信用組合などの経営破綻による統廃合や、2000年代に入って竹中平蔵金融担当大臣（当時）を中心に作成した「金融再生プログラム」による不良債権処理の圧縮が行われる

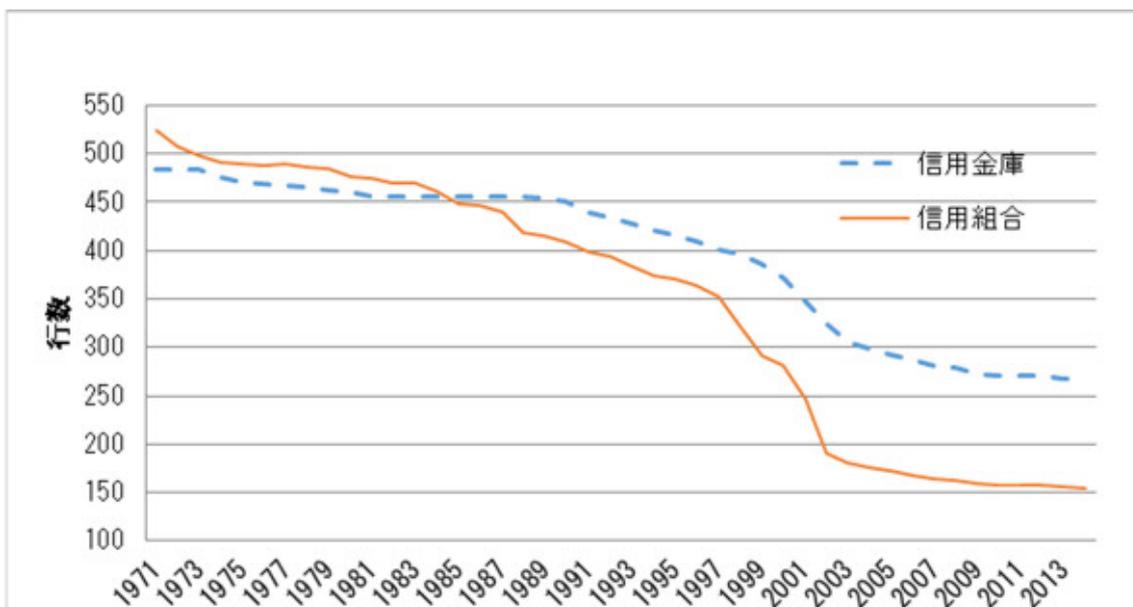
まで、金融機関の統廃合が進んだ。しかし、図1-1を見ると、地方銀行においてはそれ以降の再編はあまりなされていない。他方、図1-2より、信用金庫や信用組合については、緩やかではあるが、統廃合などによる再編が進んでいる。

図1-1 銀行の行数の推移



(出所) 預金保険機構「機構財務レポート」より著者作成

図1-2 信用金庫、信用組合の行数推移



(出所) 預金保険機構「機構財務レポート」より著者作成

1. 2 先行研究

このような金融機関の合併、統廃合は、貸出市場にどのような影響を与えるだろうか。貸出市場における寡占度（市場集中度）と貸出金利の関係については、寡占度が高くなると必ず貸出金利が上昇するという単純な関係が見られるわけではない⁵。この節では、寡占度の上昇が貸出金利に影響を与える経路について議論している先行研究を紹介したい。

寡占度上昇により貸出金利が上昇する経路について議論するのが、市場構造成果仮説 (the structure-conduct-performance hypothesis) である。市場構造成果仮説とは、金融業の産業組織を市場構造、市場行動、市場成果の3つの概念で表すものである。具体的には、ミクロ経済学における寡占理論に基づき、寡占度が高いという市場構造が、低い競争度という市場行動と、高い貸出金利と金融機関の高い利潤をもたらすというものである。米国の金融市場に関する市場構造成果仮説に関するサーベイ論文の Gilbert (1984) によると、米国においては1960年代から1980年代において数多くの実証研究が行われたが、貸出金利に関する実証結果で統一的な結果は得られなかった。例えば、Edward (1965) や Rhoades (1981) などでは市場集中度が高まると貸出金利が上昇することを示したが、Whitehead (1977) では逆に貸出金利が低下することを示した。

一方、Demsetz (1973) が提唱した効率性仮説 (Efficiency structure hypothesis) では、市場競争の原理が働く限り、効率的な企業（銀行）が勝って成長し、効率的な企業の占める規模が大きくなることで市場全体の効率性と市場集中度が高くなることを示している。具体的には、貸出先の情報収集コストが高い銀行が、情報収集コストの低い銀行に合併されることにより、全体的に貸出先の情報収集コストが低下することによる経営効率化効果が得られることである。預金市場の関係については、Focarelli and Panetta (2003) においては、金融機関の合併効果が預金金利に与える効果について、銀行合併後の短期的（合併した年から2年後）および長期的（3年後から5年後）な関係を考慮した上で検証し、長期的には効率性仮説のほうが市場構造成果仮説よりも支配的であり、預金金利が上昇することを示した。

Sapienza (2002) および Erel (2011) においては、金融機関の合併効果が貸出スプレッドに与える影響について検証しており、合併後数年においては、貸出スプレッドが減少してい

⁵ この議論については、Williamson (1968) で指摘している企業合併が効率性に与える影響として、合併後の企業が経営効率性を改善するというプラスの効果と、企業側の市場支配力が増大するというマイナスの効果の2つが存在するという議論を銀行に置き換えたものと考えてもよい。

ることを示した⁶。

わが国における先行研究としては、Mori and Tsutsui (1989)、Alley (1993) や筒井・佐竹・内田 (2006)、筒井 (2007)、植杉・内野(2013)が挙げられる。

筒井・佐竹・内田 (2006)、および植杉・内野(2013)では、都市銀行に限って分析を行っており、ここでは市場構造成果仮説が成立すると結論付けている。本研究の問題意識でもある都道府県単位を地域金融市場と捉えたものは、Mori and Tsutusi (1989)、Alley (1993) や筒井 (2007) である。Mori and Tsutusi (1989)やAlley(1993)はクロスセクション分析によって、市場構造成果仮説が成立すると結論付けている。一方、筒井 (2007) は1990年から2000年までのデータを用いてパネル推定を行っているが、寡占度を示すハーフィンダール指数は有意な結果が得られていない⁷。

従来の研究で残されている課題は、まず時系列変化を考慮した分析である。単年度のクロスセクション分析では、市場集中度が高い都道府県では貸出金利が高いという結果が得られているが、経済状況が悪くリスクが高い都道府県では貸出金利が高くなり、そういった都道府県には他地域からの参入がされにくい、という逆の因果も想定できるからである。また、筒井 (2007) では、1990年代のデータで分析を試みているが、1990年代は、特に後半は金融危機や不良債権問題などが顕在化した時期であり、特殊な状況であったと考えられる。

そこで本研究では、金融危機や不良債権問題の影響を排除した2010年代のデータを用いて、都道府県を地域金融市場と捉え、パネル推定によって、市場構造成果仮説と効率性仮説のいずれが強いかを検証してみる。

本稿は以下のように構成される。第2節では、貸出市場のモデルを提示することで、寡占度上昇の影響が市場均衡として貸出金利や貸出量に与える影響を理論的に整理する。第3節では実証分析の推定式の説明および結果とその解釈について述べる。最後に、第4節で結論をまとめる。

⁶ しかし、当該地域におけるシェアが一定水準よりも大きい場合は、貸出金利が上昇することも報告されている。

⁷ 筒井 (2007) において、信用組合についてのクロスセクション分析では、市場構造成果仮説を支持する結果が得られている。

2. 貸出市場のモデル

ここでは、推定モデルを考慮する際に、貸出市場における需要関数と供給関数がどのように定義されるかについて説明する⁸。

2. 1 貸出需要関数

貸出需要 D は以下のように求められる。理論的な導出は、地域企業の利潤極大化行動から、貸出需要を導出しており、補論(S-1)で説明されている。

$$(1) \quad D(r_{it}; E_{it}) = d_0 + d_1 r_{it} + d_2 E_{it},$$

ここで、 r_{it} は貸出金利、 E_{it} は就業者数（地域の貸出需要の規模を説明する代理変数）を表す。添え字の i は地域をあらわし、 t は時間を表す。なお、就業者数については、貸出需要に影響を及ぼすと考えられる地域企業要因の代理変数であり、貸出需要側からすると、就業者数は外生変数である⁹。ここで d_0 、 $d_1 < 0$ 、 $d_2 > 0$ はパラメータである。

2. 2 貸出供給関数

貸出供給関数 S は、金融機関の利潤極大化行動から以下のように導出される（数式による説明は、補論 S-2, Revankar and Yoshino (2008, KES) で説明されている）。

$$(2) \quad S(r_{it}; B_{it}, U_{it}, HHI_{it}) = s_0 + s_1 r_{it} + s_2 U_{it} + s_3 B_{it} + s_4 HHI_{it},$$

ここで、 U_{it} は失業者数、 B_{it} は預金残高、 HHI_{it} はハーフィンダール指数を表し、どちらも外生変数である。なお、預金残高は、銀行が預金市場からの資金調達容易さを表す代理変数であり、失業率は、銀行のモニタリングコストの要因となる、地域経済のリスク度合いを示す代理変数である。失業率が高いことは、地域経済が低迷していることを示し、借手企業の経営状況を貸し手である金融機関は注意してモニタリングしなければならない

⁸ 需要関数および供給関数の導出方法については、補論を参照されたい。

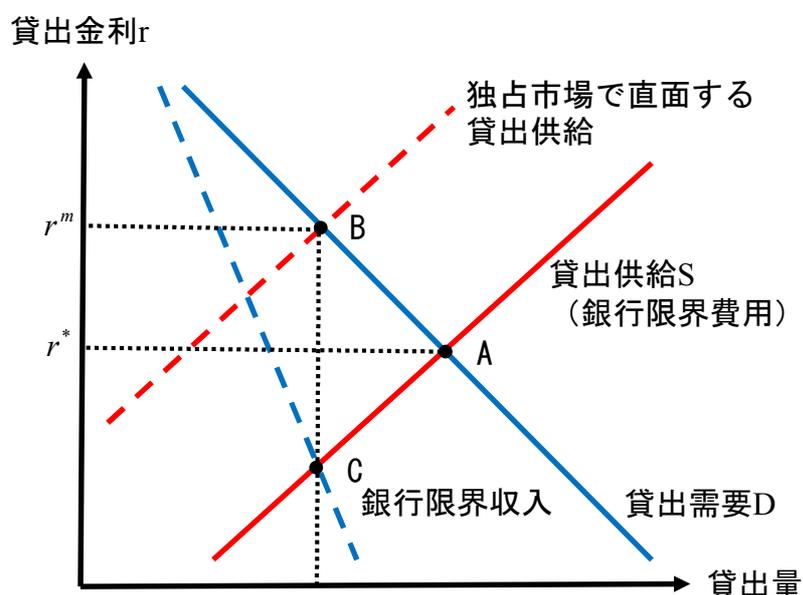
⁹ 地域企業の生産活動の変数については、動学的な企業の利潤最大化行動を考えれば、株価が望ましいが、これについて都道府県別にデータを得ることは難しい。あるいは付加価値額が望ましいと考えられ、付加価値額については都道府県別の県内総生産が利用可能であるが、足元のデータを用いることができない。そこで、本稿では地域企業の生産活動の代理変数として就業者数を用いることとした。

時期である。ここで $s_0, s_1 > 0, s_2 < 0, s_3 > 0, s_4$ はパラメータである。 s_4 の符号は確定的ではなく、市場構造成果仮説が支配的であれば負（経営統合により寡占度が進み貸出金利は上昇）であり、効率性仮説が支配的であれば、経営統合により効率性が高まり、貸出金利は低下し、符号は正となる。

2. 3 市場均衡

完全競争市場における市場均衡では、 $D = S$ が成立するように均衡金利と貸出残高が決定される。しかし、本研究で想定する市場は寡占ないし独占が生じている不完全競争市場である。もし独占市場であれば、図2-1で示されているように、完全競争で決まる金利 (r^*) (A点=市場需要と貸出供給が交わる点) よりも高い金利 (r^m) (銀行の限界収入と限界費用が等しくなる点Cで決まる貸出量=点B) となる。すなわち、市場全体の寡占度が高まることで、独占する金融機関が、より高いマークアップを取るようになり、貸出金利は均衡の金利 (点A) よりも高く設定される¹⁰。

図2-1 独占市場における貸出市場



しかし、現実には地域金融市場は開かれており、当該市場で独占状態であったとしても

¹⁰ この議論は、Monti-Klein モデルなどのように、複数の企業の相互関係などを考慮した産業組織論の議論に基づいていないため厳密ではないが、直感を説明するために敢えて単純化した。

競争可能性（Contestability）を有している。図2-2のようにI地域においては独占市場であっても、地域金融市場は開かれていれば、隣接するJ地域から、金融機関がA地域に入って貸出を行うことが出来、競争的な市場となる。かつJ地域における競争均衡金利がA地域における独占金利を下回る場合は、J地域からI地域に金融機関が進出し、貸出供給が右方にシフトすることで、金利が下落する（点E）。もちろん、I地域の企業にとってJ地域の競争均衡金利は必ずしも観察可能ではないが、それでも例えば、政府系金融機関である日本政策金融公庫の貸出金利は全国で一律であるため観察可能である。このような結果、他の財・サービスと異なり、現実の地域金融市場においては独占の効果は表れにくいと考えられる。

図2-2 独占市場と競争市場が隣接している場合

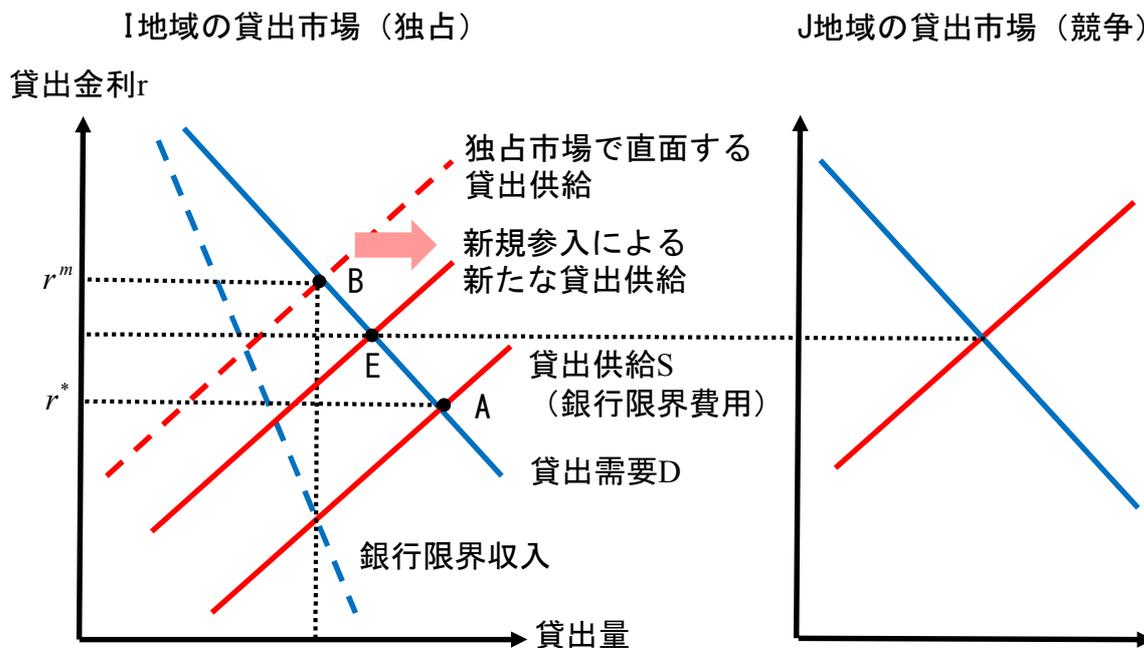
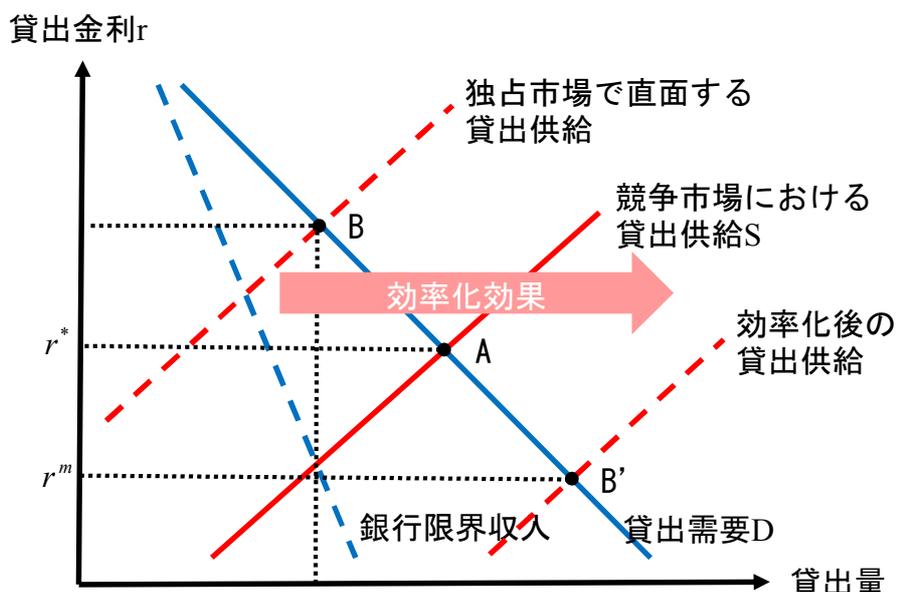


図2-3 銀行合併後の貸出市場(経営効率化効果が強い場合)



一方、銀行の統合を通じた効率化によって、図2-3で示されるように、経営統合による効率化効果が支配的になれば、銀行合併によって貸出供給曲線が下方シフト(=右方シフト)することになる。

以上の議論を踏まえて、均衡金利と均衡貸出量を分析してみよう。貸出市場の需給均衡すなわち $D = S = L$ (貸出量) を用いて(1)式及び(2)式を連立すれば、以下の2つの式が求められる。

$$(3) \quad r_{it} = \frac{d_0 - s_0}{s_1 - d_1} + \frac{d_2}{s_1 - d_1} E_{it} + \frac{-s_2}{s_1 - d_1} U_{it} + \frac{-s_3}{s_1 - d_1} B_{it} + \frac{-s_4}{s_1 - d_1} HHI_{it}$$

$$(4) \quad L_{it} = \frac{d_1 s_1 (d_0 + s_0)}{s_1 - d_1} + \frac{d_2 s_1}{s_1 - d_1} E_{it} + \frac{-d_1 s_2}{s_1 - d_1} U_{it} + \frac{-d_1 s_3}{s_1 - d_1} B_{it} + \frac{-d_1 s_4}{s_1 - d_1} HHI_{it}$$

$$\frac{\partial r_{it}}{\partial E_{it}} > 0, \quad \frac{\partial r_{it}}{\partial U_{it}} > 0, \quad \frac{\partial r_{it}}{\partial B_{it}} < 0 \text{ であり、} \quad \frac{\partial r_{it}}{\partial HHI_{it}} \text{ が正 (すなわち } s_4 < 0 \text{)、ないしは} \quad \frac{\partial L_{it}}{\partial HHI_{it}}$$

が負(すなわち $d_1 s_4 > 0$)であれば寡占の効果が支配的であり(市場構造成果仮説)、 $\frac{\partial r_{it}}{\partial HHI_{it}}$

が負（すなわち $s_4 > 0$ ）ないしは $\frac{\partial L_{it}}{\partial HHI_{it}}$ （すなわち $d_1 s_4 < 0$ ）が正であれば効率化の効果が

が支配的である（効率性仮説）と考えられる。以下の実証分析では、（3）式と（4）式の動きを実証的に導出する。

3. 実証分析

3. 1 データ

第2節で得られたモデルを推定していく。分析に用いるデータは以下のとおりである。

まず、貸出金利については、帝国データバンクによって企業の決算データから推計されている都道府県別のトリム平均金利を用いる。貸出残高については金融庁より、店舗別貸出金残高のデータの提供をうけ、それを都道府県別に集計した値を用いる。次に、就業者数については、内閣府『労働力統計』の都道府県別就業者数、失業者数については内閣府『労働力調査』の都道府県別完全失業者数を用いる。なお、就業者数および失業者数については、貸出金利の時点と同じ3月の値を用いている。預金残高は、金融庁の金融機関別都道府県別の預金残高から集計している。

寡占度を示す指標として、ハーフィンダール指数を計測し、これを用いる¹¹。ハーフィンダール指数は貸出金残高シェアで計測し、貸出金残高シェアは、金融庁の金融機関別都道府県別の貸出金残高から計測している。またハーフィンダール指数は以下の2種類について計測している。一つは、それぞれの信用金庫、信用組合も含めて計測したもので、これを HHI_A とする。もう一つは、信用金庫と信用組合で貸出残高を合算し、その合計額（シェア）を用いて計測したもので、これを HHI_B とする。このように2種類計測するのは、信用金庫や信用組合は限定された地域で営業していることも少なくないため、北海道のような面積が広い都道府県においては、多くの信用金庫、信用組合が存在し、結果として通常のハーフィンダール指数（この場合では HHI_A）が小さく計測されてしまうからである。また沖縄県のように、信用金庫、信用組合がほとんど存在しない県もあり、この場合は通常のハーフィンダール指数が大きくなってしまふ可能性がある。このため、2種類のハーフィンダール指数を用いて分析することとしている。なお、計測された2014年度末のハーフィンダール指数は図3-1、図3-2の通りである。これを見るとわかるように、都道府県間で寡占度は大きく差があるように見える。これをみると愛知県や大阪府といった都市圏で寡占度が低く、一方で秋田県といった地方部で寡占度が高い。これには、都市圏には他の地域で運営を行っている金融機関も支店を有している場合が多くあることも影

¹¹ ハーフィンダール指数は、以下のように計測される。

$$HHI = \sum_i \sigma_i^2$$

ただし、 σ_i は、第*i*番目の企業のシェアである。仮に完全独占であれば、HHIは1となる。二つの企業が、それぞれ50%ずつシェアを有していれば、HHIは、 $0.5^2+0.5^2=0.5$ となる。このように1に近づくほど寡占度が高く、0に近いほど寡占度が低い。

響している。最後に、記述統計は表3-1の通りである。

図3-1 ハーフィンダール指数（2014年度末、HHI_A）

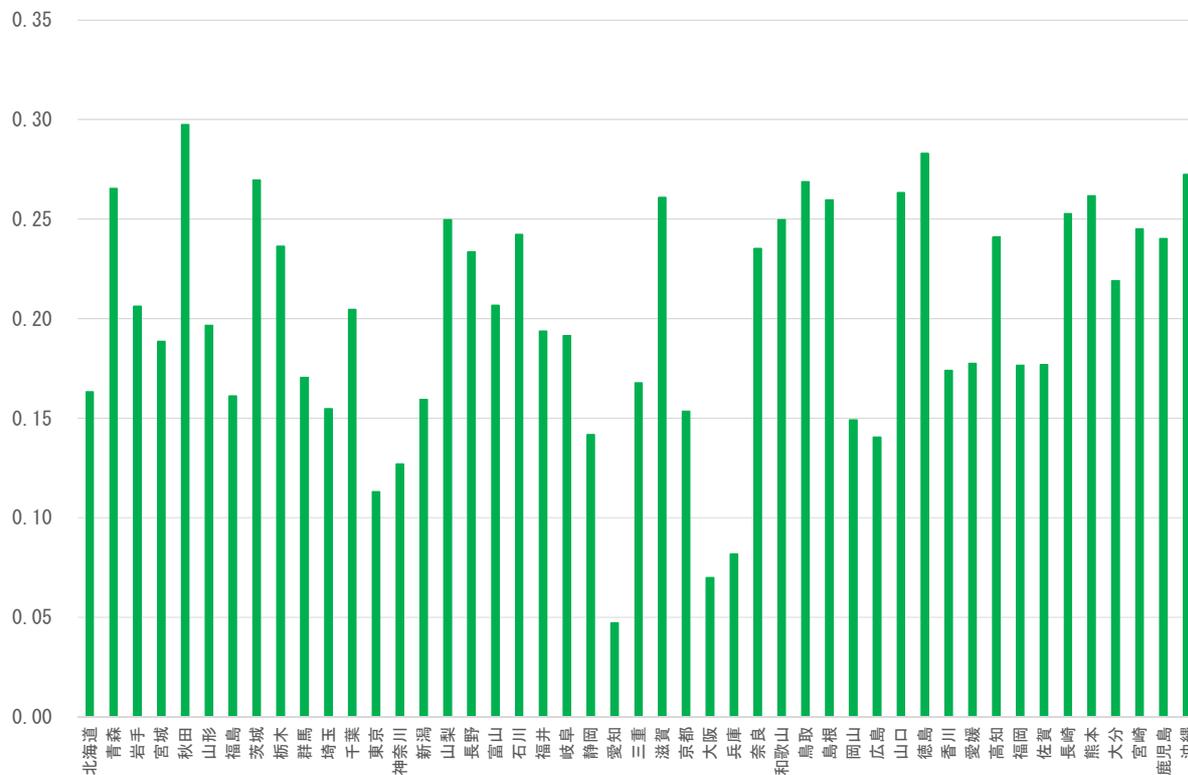


図3-2 ハーフィンダール指数（2014年度末、HHI_B）

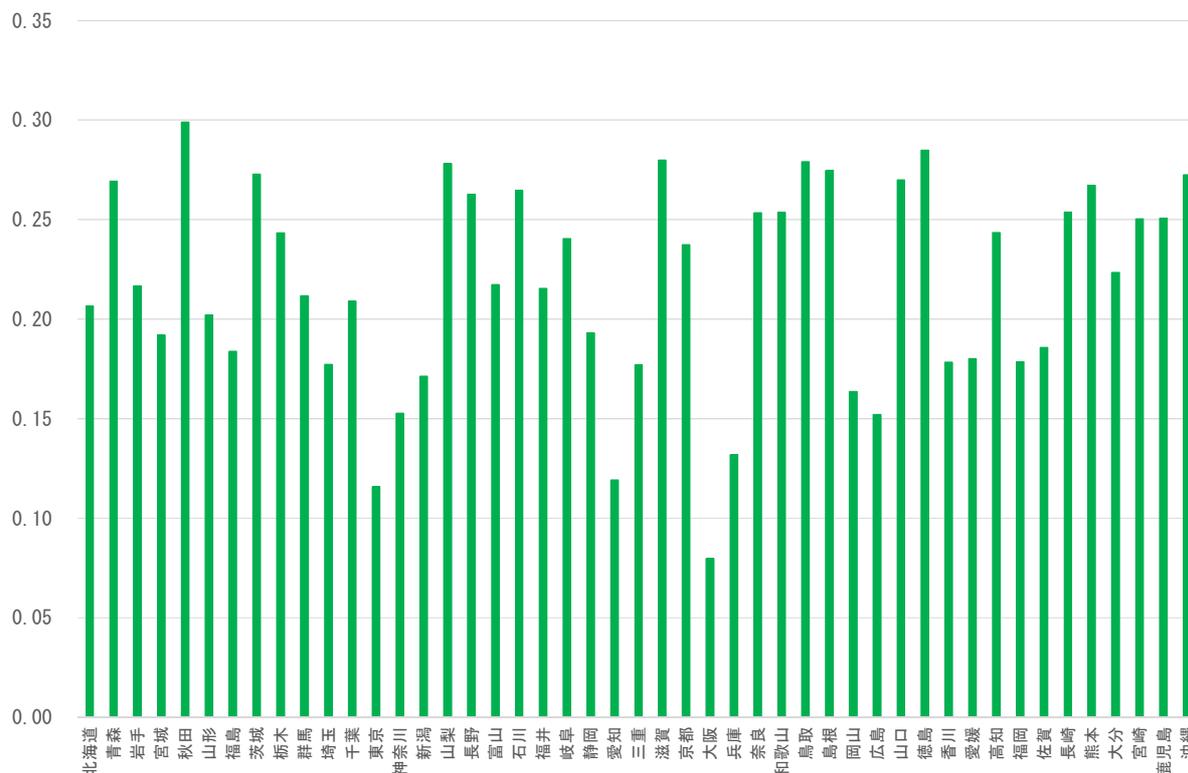


表3-1 記述統計

	貸出金利	貸出金残高	就業者数	失業者数	預金残高	HHI_A	HHI_B
単位		兆円	10万人	10万人	兆円		
平均	0.018	11.577	1.342	0.059	21.997	0.197	0.215
標準偏差	0.002	2.845	1.369	0.067	34.066	0.057	0.05
最大値	0.024	206.655	7.312	0.405	234.26	0.298	0.299
最小値	0.014	1.548	0.284	0.009	3.661	0.047	0.076

(注)サンプルサイズはすべて235(47都道府県×5年)である。

3.2 推定モデル

推定モデルは、第2節で得られたモデルを仮定する。すなわち、貸出金利関数および貸出残高関数は、

$$(5) \quad r_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 E_{it} + \beta_2 U_{it} + \beta_3 B_{it} + \beta_4 HHI_{it} + v_{it}$$

$$(6) \quad l_{it} = \gamma_{it} + \theta_1 E_{it} + \theta_2 U_{it} + \theta_3 B_{it} + \theta_4 HHI_{it} + \varepsilon_{it}$$

となる。ただし、 r_{it} は貸出金利、 l_{it} は貸出残高、 E_{it} は就業者数、 U_{it} は失業者数、 B_{it} は預金残高、 HHI_{it} はハーフィンダール指数である。また、 α_{it} は定数項、 β_j ($j=1, \dots, 4$)は係数、 v_{it} 、 ε_{it} は誤差項である。ここで貸出金利関数に関する符号条件は、 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 、 $\beta_3 < 0$ であり、 β_4 は市場構造成果仮設が成立すれば正、効率性仮説が成立すれば負となる。同様に、貸出残高関数に関する符号条件は、 $\theta_1 > 0$ 、 $\theta_2 < 0$ 、 $\theta_3 > 0$ であり、 θ_4 は市場構造成果仮設が成立すれば負、効率性仮説が成立すれば正となる。

3. 3 推定結果

上記の推定モデルをパネル推定法によって、貸出金利 (【5】式) の動きを推計する。ハーフィンダール指数A (HHI_A) を用いた推定結果は以下の表3-2、ハーフィンダール指数B (HHI_B) を用いた推定結果は以下の表3-3の通りである。パネル推定法は、固定効果モデルと変量効果モデルがあるが、ハウスマン検定の結果、以下のいずれのモデルでも変量効果モデルを採択することが出来なかったため、固定効果モデルを採択した。

就業者数については、Model 3 及び Model 6 では有意ではなく、また符号条件を満たしていない。Model 1 及び Model 4 については、いずれも正に有意である。就業者数は、当該地域における生産活動（企業活動）の指標として用いており、生産活動が活発な都道府県では、貸出金利が高くなるという傾向が捉えられている。

失業者数については、すべてのモデルで正に有意である。失業者数は当該地域における破綻リスクの代理変数として用いているが、失業者が多く発生しているような都道府県では、企業の破たんリスクも高くなるため、貸出金利が高くなっている。

預金残高については、符号条件を満たしていない Model 2 及び Model 4 を除くと、すべてのモデルで有意ではない。この原因は、推定に用いているデータの期間中のコールレートないしは預金金利がゼロ近傍（ないしはゼロ）にあり、貸出供給にあたっては預金市場ないし銀行の資金調達の影響を受けていないことが考えられる。

そして、寡占度指数であるハーフィンダール指数 (HHI) については、いずれのモデルについても負に有意であり、頑健な結果が得られている。また、係数についても-0.06 から-0.1 と概ね安定した数値が得られている。このことは、寡占度が高まることによって貸出金利が低下することが示されており、市場構造仮説（合併等により金融機関の効率化が

進みコストが低下する効果) いわゆる寡占の効果を上回っている。言い換えると、効率性仮説の効果が大きく、地域金融機関の合併・統合により、規模が大きくなった金融機関すなわち地域金融機関では、貸出金利が低くなることが示唆される。

次に、貸出残高 (【6】式) に対する反応について調べる。貸出残高に関しては、HHIが上昇すると、貸出残高が有意に増加することが読み取れる。一方、定性的には頑健ではあるが、定量的な違いがあることについては、留意する必要がある。

表3-2 貸出金利関数の推定結果 (HHI_Aを用いた場合)

	Model 1	Model 2	Model 3
定数項 (t 値)	0.0013 0.1622	0.0283 *** 9.7088	0.0480 *** 7.2490
就業者数 (t 値)	0.0200 *** 3.7557		-0.0070 -1.3489
失業者数 (t 値)	0.0886 *** 8.7636	0.0667 *** 7.8066	
預金残高 (t 値)	-0.0001 -0.9725	0.0002 ** 2.4136	0.0000 0.0347
HHI_A (t 値)	-0.0709 *** -5.3866	-0.0796 *** -5.9970	-0.1048 *** -7.0163

***で1%水準、**で5%水準、*で10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

表3-3 貸出金利関数の推定結果 (HHI_Bを用いた結果)

	Model 4	Model 5	Model 6
定数項 (t値)	-0.0008 -0.1069	0.0280 *** 8.4529	0.0476 *** 6.8974
就業者数 (t値)	0.0216 *** 3.9889		-0.0061 -1.1516
失業者数 (t値)	0.0917 *** 8.9636	0.0684 *** 7.8347	
預金残高 (t値)	-0.0001 -1.1904	0.0002 ** 2.3087	0.0000 -0.2024
HHI_B (t値)	-0.0645 *** -4.6387	-0.0724 *** -5.0607	-0.0985 *** -6.1606

***で1%水準、**で5%水準、*で10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

表3-4 貸出残高関数の推定結果 (HHI_Aを用いた場合)

	Model 1	Model 2	Model 3
定数項 (t値)	13.10 *** 14.7271	7.49 *** 14.727	-2.8 ***
就業者数 (t値)	-0.0005 *** -7.6599		0.0003 *** 5.4233
失業者数 (t値)	-0.0033 *** -24.0682	-0.0322 *** -24.9955	
預金残高 (t値)	-0.01148 -0.5837	-0.0919 *** -6.3937	-0.0063 -0.25247
HHI_A (t値)	3.89 *** 4.3139	4.1 *** 5.0056	16.3 *** 14.3027

***で1%水準、**で5%水準、*で10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

表3-5 貸出残高関数の推定結果 (HHI_Bを用いた場合)

	Model 4	Model 5	Model 6
定数項 (t値)	13.60 *** 15.3134	7.95 *** 25.2583	-2.44 *** -2.81
就業者数 (t値)	-0.0005 *** -7.9224		0.0003 *** 5.4587
失業者数 (t値)	-0.0034 *** -25.3932	-0.0324 *** -24.9955	
預金残高 (t値)	-0.0121 -0.6049	-0.0919 *** -6.3921	-0.0055 -0.2306
HHI_B (t値)	2.09 ** 2.0972	4.1 *** 5.0056	14.4 *** 16.2264

***で1%水準、**で5%水準、*で10%水準でそれぞれ有意であることを示す。

4. おわりに

本研究では、地域金融市場における寡占度と貸出金利との関係について実証分析を行い、わが国の地域金融市場では、寡占度が高まることで貸出金利が上がるという市場構造成果仮説と、寡占度が高まることで貸出金利が下がるという効率性仮説のいずれの効果が大きいかについて議論をした。

本研究で得られた主要な結論は、以下のとおりである。すなわち、寡占度指数であるハーフィンダール指数と貸出金利との関係は、負に有意であり、また頑健な結果が得られた。すなわち、市場構造成果仮説（寡占度上昇の効果）を上回って、効率性仮説の効果が大きく、貸出金利は低下するという結果となった。

わが国では、依然として極めて小規模でかつ地域を限定した金融機関が数多く存在している。近年では、合併等によって信用金庫や信用組合、第二地方銀行の行数が減少してきているものの依然として数多くあり、また地方銀行については合併などがあまり進んでいない。このことは、競争的で効率的な地域金融市場に寄与していないばかりか、逆に非効率な地域金融機関が温存されている可能性がある。メガバンクや地方銀行には営業地域の制限はない。信用金庫や信用組合には、営業地域に一定の規制があるが、認可を取得すれば、営業エリアを拡張することは可能となっている。すなわち、各地域の金融市場は開かれたものであり、地域を限定した参入障壁があるわけではない。結果として、独占や寡占の弊害は発生しにくく、むしろ規模が小さいことによる非効率性が深刻である可能性がある。あくまでそれぞれの金融機関の経営判断ではあるが、それぞれの金融機関が利潤最大化を追求する限りは、合併等による再編が、一つの解決策であると考えている。ただし、金融機関の合併が、効率化を高めるように働くことを促す必要があり、かつ、他県から合併した県への参入可能性をいつでも維持し、外の県から貸出が行える競争的な貸出市場を維持し続けることが必要である。さらに、合併や併合により、金融機関の効率化が向上しなければ、規模の経済性の効果は働かなくなってしまうため、経営効率の推進は不可欠である。

最後に今後の課題に言及したい。本稿では、都道府県別の分析を行っている。すなわち、貸出金利および貸出残高は、都道府県別に再集計されたものを用いている。より銀行行動を直接的に分析するためには、金融機関別の分析が想定できる。金融機関別でも同様の結果が得られるかの検討がなされるべきであろう。ただし、この場合は都道府県別に集計されている就業者数や失業者数あるいは寡占度指数を再集計しなければならず、そのためにはいくつかの仮定をおかなければならない。また、本稿では2010年度から2015年度のデ

ータを用いて分析しているが、より長期のデータを用いた分析も求められるであろう。解釈については、本研究の期間においては不動産投資が増加している局面であり、マクロで見た設備投資があまり増加していないため、貸出の中身についての検証が求められる。最後に、本研究では政府系金融機関については分析の対象外としている。しかし、特に地域金融市場においては、政府系金融機関は民間金融機関の競合相手である場合も少なくない。この点を考慮した分析も求められよう。これらについては、今後の研究課題として進めたい。

参考文献

- Alley, W. A. (1993), “Collusion versus Efficiency in the Japanese Regional Banking Industry,” *Economic Studies Quarterly* 44 (3), pp.206-215.
- Demsetz, H. (1973), “The Profit-Structure in Banking-Tests of Market Power and Efficient-Structure Hypothesis,” *Journal of Law and Economics* 16 (1), pp.1-9.
- Edward, F. R. (1964), “Concentration in Banking and its Effect on Business Loans,” *Review of Economics and Statistics* 46, pp. 294-300.
- Erel, I. (2011), “The Efficiency of Bank Merger on Loan Prices: Evidence from the United States,” *Review of Financial Studies* 24 (4), pp.1068-1101.
- Focarelli, D., and F. Panetta (2003), “Are Mergers Beneficial to Consumers? Evidence from the Market for Bank Deposits,” *American Economic Review* 93 (4), pp.1152-1172.
- Gilbert, R. A. (1984), “Bank Market Structure and Competition: A Survey,” *Journal of Money, Credit and Banking* 16 (4), pp.617-712.
- Mori, N., and Y., Tsutsui (1989), “Bank Market Structure and Performance: Evidence from Japan,” *Economic Studies Quarterly* 40 (4), pp.296-316.
- Rhoades, S. A. (1981), “Does Market Structure Matter in Commercial Banking?” *Antitrust Bulletin* 26 (Spring), pp.155-181.
- Sapienza, “The Effect of Banking Mergers on Loan Contracts,” *Journal of Finance* 57, pp.329-367.
- Whitehead, D. D. III. (1978), ‘An Empirical Test of the Linked Oligopoly Theory: An Analysis of Florida Holding Companies’ in Proceedings from Bank Structure and Competition Conference, sponsored by the Federal Reserve Bank of Chicago, pp. 119–140.
- Williamson, O. (1968), “Economics as an Antitrust Defense: The Welfare Trade-off,” *American Economics Review* 58, pp. 18-36.
- 植杉威一郎・内野泰助 (2013) 「メガバンク合併が企業・銀行関係と借入金利に及ぼす効果」 Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 292.
- 筒井義郎 (2007) 「地域分断と非効率性」筒井義郎・植村修一編『リレーションシップバンキングと地域金融』日本経済新聞出版社、第5章。
- 筒井義郎・佐竹光彦・内田浩史 (2006) 「効率性仮説と市場構造＝行動＝成果仮説：再訪」 RIETI Discussion Paper Series 06-J-001.

補論. 貸出需要・供給関数の導出について

S. 1. 貸出需要関数の導出

最終財を生産する企業は、資本ストック K を形成するための資金を銀行貸出によって調達する。企業は所与の生産技術 $Y = AK^\alpha N^\beta$ (A :全要素生産性、 N :労働量)利潤最大化を行うように資本ストックおよび労働量を決定する。企業の利潤関数 π は、

$$\pi = PY - wN - rK = PAK^\alpha N^\beta - wN - rK,$$

となる。なお、 P は財の価格、 w は名目賃金、 r は貸出金利を表す。

企業の利潤最大化条件より、

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = \alpha PAK^{\alpha-1} N^\beta - r = 0 \Rightarrow K = \left(\frac{\alpha P A N^\beta}{r} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}},$$

が得られる。ここで、労働量 N は就業者数の増加関数であるので、上式を一次近似すると、(1)式が求められる。

S. 2. 貸出供給関数の導出

銀行は預金 D を元手に貸出 L を行い¹²、貸出によって得た収益 $r_L L$ から預金への利払い $r_D D$ および様々な費用(モニタリングコスト C , ρ)を支払うものとする。ここで、貸出金利については、市場の寡占度が高まると金利のマークアップが引き上げようとする一方、規模の経済性や効率性効果によりモニタリングコスト C を減少する効果ももたらす。また失業率 u はモニタリングコスト ρ に影響を与えるものとして考える。このとき、銀行の利潤関数 π_L は

$$\pi_L = r_L(L, HHI)D - \rho(u)L - r_D(L)L - C(L, HHI),$$

となる。銀行は、利潤を最大にするように、貸出量(=預金量)を選ぶため、

$$\begin{aligned} \frac{\partial \pi_B}{\partial L} &= \frac{\partial r_L(L, HHI)}{\partial L} L - r_L(L, HHI) - \rho(u) - \frac{\partial r_D(L)}{\partial L} L - r_D(L) - \frac{\partial C(L, HHI)}{\partial L} = 0 \\ \Rightarrow D &= S(r_L, u, HHI), \end{aligned}$$

という関係が得られる。上式を一次近似すると、(2)式が導出される。

¹² 単純化のため、貸出量 $L = D$ と仮定する。



金融庁金融研究センター

〒100-8967 東京都千代田区霞ヶ関 3-2-1
中央合同庁舎 7号館 金融庁 15階

TEL: 03-3506-6000(内線 3293)

FAX: 03-3506-6716

URL: <http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>