

## 地域銀行と地域経済に関する実証分析

### The Empirical Analysis of regional banks and local economies in Japan

#### 《要旨》

1990年代と2000年代で地域銀行を取り巻く環境は大きく変化した。このため地域銀行の貸出行動もその様相が変化してきている。地域銀行の貸出行動と地域経済環境との関連についての先行研究を見ると、90年代以前を中心としたものが多く、またパネル・データの利用や2000年代を中心とした分析はまだ多くない。本稿では1995年度から2007年度までの個別銀行別パネル・データを用いて、貸出供給関数を推計して分析した。貸出に影響を与える要因としては、90年代までは貸出金利などが有意であり、地域経済環境や競争条件を示す変数はあまり有意ではなかった。2000年代を対象とした推計では、地価や貸出シェアなど地域経済環境や競争条件との関係は複雑になっていることが推察された。また、2000年代では地価の下落があるにも関わらず、貸出が伸張する面がある一方、東京を中心に地価の上昇には銀行貸出も増加する可能性が示唆された。また貸出シェアは前年から増加すると貸出額も伸びる傾向が窺われ、寡占的な貸出供給理論モデルが示唆する内容を支持するものと解釈された。これらには2000年代になって不良債権処理が一巡し、地域銀行の貸出行動が正常化してきたことが背景にあるものと考えられる。

謝辞：本稿の作成にあたっては、早稲田大学森映雄教授、早稲田大学相沢一郎氏、また本誌レフェリーの方々から非常に多くの示唆をいただいた。記して感謝申し上げたい。

(2011-1-20 ver.5)

キーワード：地域銀行、地域経済、銀行貸出、ダイナミック GMM

Keywords: regional bank; local economy; bank loan; dynamic GMM

## 目次

はじめに .....	3
地域銀行と地域経済に関する先行研究 .....	4
推計モデルの定式化 .....	7
1. 営業地盤と競争条件の影響を考慮した貸出供給モデル .....	7
2. 貸出における競争条件の影響 .....	9
3. 貸出供給関数の推計モデル .....	10
推計結果 .....	12
1. データと推計方法について .....	12
2. 経済金融動向と期間区分 .....	13
3. 90年代を対象とした推計 .....	15
4. 2000年代を対象とした推計 .....	16
まとめと今後の課題 .....	20
補論. 推計に利用したデータ .....	23

## はじめに

地域銀行(以下、地銀と略す。地銀という場合、全国地方銀行協会所属の「地方銀行」のほか第二地方銀行協会所属の「第二地銀」も含めた定義とする。両者を区別する場合はその都度説明する)は、「その多くが明治以来、各行が営業地盤を置く地域で生まれ育ち、各地方での合同を繰り返して今日の姿に至っているという歴史的背景をもっている。」(全国地方銀行協会事務局[2006])。そのような背景を持つ地銀は、その本店が所在する都道府県を営業地域としてエリア内に稠密な店舗網を展開し、地域に密着した金融サービスを提供してきた(地方銀行の店舗はその8割以上<sup>1</sup>が本店所在の都道府県内にあるという)<sup>2</sup>。このように自らの営業地域を重要な存立基盤とする地銀は、地域とともに発展することを経営理念として、地域との結びつきを深く幅広いものとしてきた。しかし、そのために地域の栄枯盛衰と無縁ではなく、地銀経営は地域経済から大きく影響されることが避けられないことも指摘されてきた。特に、地銀をとりまく環境の変化が激しかった1990年代から現在まで、地方経済の疲弊などによって、地銀はその主な業務である企業向け貸出の成長が望めなくなるという事態に直面したが、大方の地銀で新たな成長戦略を明確に描けぬまま今日に至っている。

地銀の利潤や費用に影響を及ぼす営業地盤について考える場合、上で指摘したような地域経済の状態のほか、同じ営業地域を持つ他の金融機関(都銀等の大手銀行、地銀、信用金庫・信用組合の「地域金融機関」、郵便局、農協が想定される)との競合など「競争条件」も重要な要素である。特に、90年代末期の金融危機を契機に、経営体力の劣る第二地銀を中心に合併・統合等の再編が行われるようになり、地銀の競争条件の変化は著しいものとなってきている。このような地域での競争条件の変化は、2000年代の地銀の経営環境を90年代までとは異なった様相のものにしてきている。本研究は、地銀の主たる業務である貸出供給に影響を与える要因について、2000年代以降を中心に、90年代と比較しつつ検討を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、地銀と地域経済環境に関連する先行研究を概観する。第3節では、地銀の貸出供給に「競争条件」も影響することを示し、その点を踏まえた上で地銀の貸出供給関数を検討し、

推計のためのモデルを導出する。第4節では推計モデルに基づいて推計・分析した結果を示すとともにその解釈を行う。最後に第5節では、まとめと今後の課題について展望を行う。

### ・ 地域銀行と地域経済に関する先行研究

地域経済と地域金融機関の関係については、これまで様々な角度から議論されてきた。特に地域金融機関は営業エリアが地域的であったことから、その経営パフォーマンスに地域経済からの影響が色濃く反映されるとして、地域経済の状況と貸出や収益性との関係について分析した例が多い。特にわが国を対象として地域経済と地域金融機関を対象に、近年の動向までを視野に入れた先行研究としては以下のものが挙げられる。

堀江[2001]は、地域金融機関は地域に密着した金融サービスの提供を主体としているだけに、その行動分析については当該金融機関の立地条件をチェックする必要があることを強調し、生産関数に資本・労働のほかに立地条件ないし地域的特性を導入して分析を行った。さらに堀江[2008]においても、「地域金融機関の行動を解明するには、従来ほとんど看過されてきた、そのよって立つ「経営地盤」の考察が不可欠」だとして、信用金庫や地銀の行動について多面的な分析を行っている。ここでいう「経営地盤」とは金融機関特有のものである経営体制と近隣の金融機関にも共通する営業地盤から成り立つとしている。地銀については、経営規模と利益の関係のほか、県外貸出の要因分析や小口貸出や住宅ローン、シンジケートローンといった貸出の種別ごとの分析を行い、その経営行動を解明している。

安孫子・吉岡[2003]は、地域経済と地域金融の間の長期安定性について検証している。彼らはクレジット・ビューを踏まえて地価が貸出に与えた影響を貸倒損失リスク等の観点から取り込んだ銀行貸出モデルを作り、1975～99年度の都道府県別パネル・データを用いて貸出変動要因を計測している。結果は、符号条件を満たす有意な推計結果が得られ、地域経済の成長や人口増加が重要な貸出拡大要因であること、地価等資産価格の上昇が担保価値の向上等から貸出を拡大させることなどを確認している。

一方、森・岩本・黄[2007]は、対象は信用金庫であるが、バブル崩壊以降の

時期（1990～96年）における不良債権発生要因について、地域経済や競争条件を視野に入れた検証を行っている。その結果、信用金庫が地域金融機関としての「名声」保持を背負ったことのほか、営業区域内における信用金庫と全国銀行との競争関係が、信用金庫の積極的貸出姿勢に拍車をかけて、信用金庫の過剰貸出を招いた一因となり、不良債権の増加に寄与したとしている。また、地域経済状況の悪化も貸出債権の劣化を誘発し、不良債権比率に有意な正の影響を持っていたことを示している。

都道府県を中心とする地域内での金融機関の競争条件（市場集中度）を考慮し、地域での貸出市場の分析を行う先行研究においては、貸出金利の地域間格差に着目し、その格差決定要因について分析したものが多く、たとえば、筒井・蠟山[1987]、堀内[1987・1988]、後藤[1990]、金子[1994]、加納[1998]、Kano and Tsutsui[2003]が挙げられる。筒井・蠟山[1987]は貸出市場が地域別とりわけ県別に分断されていることを検出した。また、都道府県別の市場集中度（貸出シェアでみたハーフィンダール指数）の高い県ほど高い貸出金利が実現しているという結果を得ている。堀内[1987・1988]は貸出金利の高い地域と低い地域が固定的であることを指摘し、市場集中度の高い地域ほど貸出金利が高いことを指摘する。後藤[1990]は堀内[1987・1988]の指摘する固定性を県別に分析したもので貸出市場の集中度の上昇と、地域間の金利格差が拡大し、寡占が強まっていると結論している。加納[1998]も都道府県別、業種別のクロスセクションデータを用いて貸出金利格差の分析を行い、貸出金利の決定要因及び銀行の審査機能について考察する。貸出シェアによる市場集中度は、市場規模の大きい都市部ほど低く、貸出金利も低い傾向があることを指摘している。Kano and Tsutsui[2003]は、地銀と信金のデータを用いて、各都道府県の貸出需要・供給要因が各県の金利に影響を与えるかについて検証した。結果は地銀の市場は分断されておらず、信金の市場は分断されているとの結果を得ている。以上の研究結果は、いずれも地域間の金利格差が集中度の違いと密接な関係があることを指摘するが、いずれも地域ごとに集計化された貸出金利を計算して検証したものであり、言わば地域別の平均値としての議論を行ったものとなっている。他方、金子[1994]も貸出金利の銀行間格差について分析するが、個別行のデータも用いて地域特性による部分と個別特性による部分に分けて分析を行っている。

その結果、貸出金利の銀行間格差は貸出市場の集中度という地域別特性の違いによってもたらされている面は否定できないが、もっと重要なのは貸倒リスクの違いや経営効率の違いなど個別特性による部分だと結論づけている。以上の先行研究は、いずれも 1990 年代までを対象としたものである。また金子[1994]を除いて県別に見たクロスセクション分析を行ったものが多い。

また、貸出金利の地域間格差の要因について 2000 年代を対象としてパネル・データを用いた推計では、中田・安達[2006]がある。中田・安達[2006]では第二地銀と信用金庫の 2000 年度～2004 年度のデータを用いた分析を行っている。その結果、金利が高い県では需要側の要因（産業構成や景況）に加え、市場の集中度、供給側（金融機関）の規模、競争の欠如による供給側の非効率性が主な説明要因であると結論している。

他方、銀行の各県別の市場構造と銀行のパフォーマンスに関係について分析したものとして、Mori and Tsutsui[1989]、Alley[1993]、日本銀行[2008]がある。Mori and Tsutsui[1989]は、クロスセクションデータを用いて、貸出・費用・利潤関数を同時推計し、その結果、市場集中度が高くなると独占の市場価格により近づき、技術的効率性が高くなることのほか、高い集中度は利潤に寄与する一方、銀行の費用には負の影響をもたらすことを検出している。Alley[1993]は、地銀の地域市場での行動について、伝統的な産業組織論で議論されてきた市場構造 = 行動 = 成果仮説( Structure-Conduct-Performance : SCP 仮説<sup>3</sup>)を検証する。その結果、地銀の間では有意に共謀が生じているとし、SCP 仮説を支持することを示している。

日本銀行[2008]は、2000 年代の地域金融機関(地銀および信用金庫)の費用・利潤構造について、市場規模や競争条件について考察している。具体的には、営業地盤の特性が及ぼす影響について、Dick[2007]が行った米国における金融機関の市場規模や市場集中度の分析を日本に適用したものである。その結果、都道府県別の人口規模で見た市場規模が小さい市場では、集中度(貸出シェアでみたハーフィンダール指数)は高く、両者の相関に負の関係を見出している。また貸出総利鞘と市場集中度について、パネル・データ推計を行い、ハーフィンダール指数の係数が有意に正であることを見出している。このことは、ハーフィンダール指数が低下(市場集中度が低下)すると、貸出総利鞘も縮小する

との関係を表すものである。

以上の先行研究から、地銀の貸出には地元の経済環境の影響が大きいことのほか、各地域での市場集中度など競争条件と密接な関係があることが示唆される。しかし、先行研究の多くは、貸出金利の地域間格差に焦点を当てたものが多く、また 90 年代までを分析期間としたものがほとんどで、地銀の合併・統合に見られる競争条件の変化や都銀の動向に変化が出てくる 2000 年代について分析した例は少ない。また、分析手法も近年はパネル・データ分析<sup>4</sup>を行うものも見られるようになったが、クロスセクション分析が多い。

このため、本稿では、主題とする 2000 年代の地銀の貸出供給の要因分析にあたって、比較的問題意識の近い安孫子・吉岡[2003]が都道府県別で考えた分析モデルを、個別行ベースのモデルに拡張し、また上述の「営業地盤」のほか、各都道府県での「競争条件」である市場集中度も視野に入れて考察する。計量分析手法としては、個別行のデータを用いたパネル・データ分析を行い、先行研究が主な分析対象とした 90 年代よりも、あまり分析されていない 2000 年代に焦点を当てて、地銀の貸出行動の特徴を明らかにする。

## ． 推計モデルの定式化

### 1. 営業地盤と競争条件の影響を考慮した貸出供給モデル

先行研究で見てきたように、地銀の経営パフォーマンスは、各行が本拠とする地域の経済環境や競争条件に影響されることが指摘されている。本分析では先行研究の成果を踏まえ、地銀の貸出行動に影響を与える要因について営業地盤のほか競争条件も考慮に入れた貸出供給関数を考える。その際、安孫子・吉岡 [ 2003 ] が考察した都道府県別でみた銀行収益モデルを参考にして、個別の地銀について考えていく。

まずは、地銀の貸出供給に対する各地域での競争条件の影響について検討する<sup>5</sup>。添字の  $t$  は期、 $i$  は都道府県、 $j$  は個別行を表す。尚、仮定として、都道府県  $i$  を本拠とする地銀  $j$  の貸出額は全て都道府県  $i$  内で行われるものとする。すなわち、地銀  $j$  は  $n$  行からなる  $i$  県で貸出競争を行い、参入・退出は考えない(したがって、貸出市場における地銀数は  $n$  で固定される)。

地銀  $j$  の貸出金利を  $r_{ij}$ 、貸出額を  $L_{ij}$ 、 $i$  県全体の貸出額  $\Lambda_{ii} \equiv \sum_j L_{ij}$  と定義す

る。各地銀は各県で同一の金利の下で競争して(すなわち、 $r_{ij} = r_i$ )、自己の利潤最大化を図るべく、貸出額を決定する行動をとるものとする。貸出金利  $r_i$  と県別貸出額  $\Lambda_i$  には逆需要関数の関係、

$$r_i = r_i(\Lambda_i) \quad \dots (1)$$

がある。さらに  $r$  は  $r'_i(\cdot) < 0$  を満たすと仮定する。リスク中立的な地銀  $j$  の最適化問題は以下の式で与えられる。

$$\max_{L_{ij}} \pi_{ij} = r_i L_{ij} - C_{ij}(L_{ij}) \quad \dots (2)$$

ここで、 $\pi_{ij}$  は地銀の収益、 $C_{ij}(L_{ij})$  は費用関数を表す。費用関数はさらに次の式で与えられる。

$$C_{ij} = r_{ij}^d D_{ij} + EX_{ij}(L_{ij}, CST_{ij}, BC_{ij}) + CR_{ij}(L_{ij}, Z_i, DEF_i) \quad \dots (3)$$

ここで、 $r_{ij}^d$ : 預金金利、 $D_{ij}$ : 預金額、 $EX_{ij}$ : 貸出業務に伴う直接・間接費用、 $CR_{ij}$ : 信用リスク相当額、 $CST_{ij}$ : 個別行の貸出業務に関するコスト、 $BC_{ij}$ : 個々の地銀が本拠とする都道府県でビジネス・チャンスに遭遇する確率、 $Z_i$ :  $t$  期  $i$  都道府県の地価変動率、 $DEF_i$ :  $t$  期  $i$  都道府県の倒産発生率を表す。 $D_{ij}$ 、 $CST_{ij}$ 、 $BC_{ij}$ 、 $Z_i$ 、 $DEF_i$  はいずれも外生変数<sup>6</sup>である。

貸出業務に伴う直接・間接費用 ( $EX_{ij}$ ) は、 $L_{ij}$  と  $CST_{ij}$ 、 $BC_{ij}$  の関数を想定している。直接・間接費用は貸出額の増加関数と考えられるため  $EX'_{ij}(L_{ij}) > 0$  である。 $BC_{ij}$  は各地銀が、本拠とする都道府県で実現可能な貸出機会に遭遇する確率を表す。すなわち、同じ 1 単位の貸出を行うにしても、実現可能な貸出先に遭遇する確率が低ければ、多くのコストをかけて探す必要があるとの考え方に立っている。 $BC_{ij}$  の例としてはどのような密度でその本拠県に店舗網を構築しているかといったものや、1 店舗あたりの県内事業所数(あるいは人口や人口密度)などといった指標が挙げられる。

信用リスク相当額 ( $CR_{ij}$ ) については、 $L_{ij}$  と  $Z_i$ 、 $DEF_i$  の関数を想定している。信用リスクは、貸出額が多くなるにつれて、信用リスクの高い借手が増加していくと考えられるために貸出  $L_{ij}$  の増加関数となろう ( $CR'_{ij}(L_{ij}) > 0$ )。地価については Kiyotaki and Moore[1997]で指摘するように、地価の下落は土地の担保価値が減少し、銀行貸出は難しくなると予想されることから、地銀が想定する信用リスクを引き上げ、その結果貸出には減少するように働くことが考え



られる。しかし、櫻川・櫻川[2009]は、地価の上昇局面と下落局面では、銀行行動が必ずしも対称的なものとならず、地価が貸出に及ぼす影響が異なる可能性を指摘している。実証分析を行う節で詳細に検討するが、その点を踏まえると地価の上昇・下落局面で地価と貸出との関係は異なって地価の符号は正負両方の可能性があることを指摘しておく。地域の倒産発生確率については、それが上昇すると予想貸倒損失額はやはり増大すると考えられることから、地銀の想定する信用リスクを引き上げる効果を持つと見られる。

さて、地銀  $j$  は (1) (3) 式に従い、(2) 式の最適化を行う。このとき、均衡においては、地銀  $j$  の最適な貸出額は、利潤最大化の一階の条件、

$$\frac{\partial \pi_{ij}}{\partial L_{ij}} = r_{ii} + L_{ij} \frac{\partial r_{ii}}{\partial \Lambda_{ii}} \frac{\partial \Lambda_{ii}}{\partial L_{ij}} - C'_{ij}(L_{ij}) = 0 \quad \dots (4)$$

および二階の条件

$$\frac{\partial^2 \pi_{ij}}{\partial L_{ij}^2} = 2 \frac{\partial r_{ii}}{\partial \Lambda_{ii}} \frac{\partial \Lambda_{ii}}{\partial L_{ij}} + \frac{\partial^2 r_{ii}}{\partial \Lambda_{ii}^2} \left( \frac{\partial r_{ii}}{\partial \Lambda_{ii}} \right)^2 L_{ij} - C''_{ij}(L_{ij}) < 0 \quad \dots (5)$$

が満たされている。ここで、

$$\frac{\partial \Lambda_{ii}}{\partial L_{ij}} = \frac{\partial \sum_j L_{ij}}{\partial L_{ij}} = 1 + \frac{\partial \sum_{k \neq j} L_{ij}}{\partial L_{ij}} \quad \dots (6)$$

であり、 $\frac{\partial \sum_{k \neq j} L_{ij}}{\partial L_{ij}} \equiv \gamma_{ij}$  とおくと、 $\gamma_{ij}$  は、地銀  $j$  が  $dL_{ij}$  だけ貸出を増やしたとき

の、それ以外の地銀の貸出額変化の合計（正確にはその値に関する銀行  $j$  の推測値）を表し、「推測的変動 (conjectural variation)」<sup>7</sup> と呼ばれるものである。このため、自らの貸出額変化が他行の貸出額変化に影響を与えるかもしれない。モデルは非同質的な地銀を考えているので、均衡における各地銀の貸出額は(4)式の  $n$  本からなる連立方程式を解くことで得られる。

## 2. 貸出における競争条件の影響

本節では貸出供給に競争条件が影響することを示す。まず  $\gamma_{ij}$  と(6)式を用いると、(4)式は、

$$r_{ii} - C'_{ij}(L_{ij}) = -L_{ij} \frac{\partial r_{ii}}{\partial \Lambda_{ii}} (1 + \gamma_{ij})$$

$$\frac{r_{ij} - C'_{ij}(L_{ij})}{r_{ij}} = -\frac{L_{ij}}{r_{ij}} \frac{\partial r_{ij}}{\partial \Lambda_{ij}} (1 + \gamma_{ij}) \quad \dots (7)$$

となる。(7)式の左辺は価格が限界費用を上回る程度、すなわち、地銀 j の限界費用  $C'_{ij}(L_{ij})$  に対する貸出金利が上回る程度で、地銀の市場支配力を示すと考えることができ、「ラーナー指数」と呼ばれるものである。さらに、貸出需要の金利弾力性を  $\mu_{ij} \equiv -\frac{\partial \sum_j L_{ij} / \sum_j L_{ij}}{\partial r_{ij} / r_{ij}} = -\frac{\partial \Lambda_{ij} / \Lambda_{ij}}{\partial r_{ij} / r_{ij}}$  と定義する。また、地銀 j の県内の銀行

貸出のシェアを  $\frac{L_{ij}}{\sum_j L_{ij}} = \frac{L_{ij}}{\Lambda_{ij}} \equiv s_{ij}$  とおくと、(7)式は、

$$\begin{aligned} \frac{r_{ij} - C'_{ij}(L_{ij})}{r_{ij}} &= -\frac{L_{ij}}{r_{ij}} \frac{\partial r_{ij}}{\partial \Lambda_{ij}} (1 + \gamma_{ij}) \frac{\Lambda_{ij}}{L_{ij}} \frac{L_{ij}}{\Lambda_{ij}} \\ \frac{r_{ij} - C'_{ij}(L_{ij})}{r_{ij}} &= \frac{1}{\mu_{ij}} (1 + \gamma_{ij}) s_{ij} = (1 + \gamma_{ij}) \frac{s_{ij}}{\mu_{ij}} \quad \dots (8) \end{aligned}$$

となる。この(8)式の左辺は上述のようにラーナー指数であり、地銀 j のマークアップ率ないし粗利潤率を示す。この式より、各地銀のマークアップ率は、この市場の需要の価格弾力性が低いほど、また市場シェアが大きいほど、また推測的変動が大きいほど高くなることが示唆される。この結果、マークアップ率が高い場合には各地銀は貸出額を増加させるように行動すると考えられる。

ここで、 $\gamma_{ij}$  が地域の全銀行 j について共通であるとして、これを  $\gamma_{ii}$  と書くと、 $\gamma_{ij} = \gamma_{ii}$  (つまり、みなが同じ推測をしているという対称的な推測的変動) であり、さらに(8)式の両辺に  $s_{ij}$  をかけて、県別に j で集計すると、

$$\frac{(r_{ii} - \sum s_{ij} C'_{ij}(L_{ij}))}{r_{ii}} = (1 + \gamma_{ii}) \frac{\sum s_{ij}^2}{\mu_{ii}} = (1 + \gamma_{ii}) \frac{HHI_{ii}}{\mu_{ii}} \quad \dots (9)$$

となる。 $HHI_{ii}$  はハーフィンダール指数である。この(9)式は県別の集中度( $HHI_{ii}$ ) が大きいほど、平均的なマークアップ率も高くなることを示している。

以上の分析により、地銀の各地域における競争条件も地銀の貸出行動に影響を与えることが確認できた。

### 3. 貸出供給関数の推計モデル

次に推計のための貸出供給関数について検討する。前節での検討を踏まえて、

制約として作用すると見られる(8)式と費用関数(3)式を考慮して貸出供給関数を考える。また、貸出の決定には各地域での「競争条件」も影響を与えることを前節で確認したが、具体的には個別行の市場シェアと、(8)式に見られるようにマークアップ率が影響を与えることを確認できたことから、県別の集中度(HHI)も推計式に含めて推定する。

尚、(8)式が各銀行*j*の貸出供給行動に関係する条件であるが、 $\mu$ を通して貸出需要サイドの要因が影響してくることに注意が必要である。すなわち、貸出需要関数との識別ができなくなる同時方程式バイアスについて解決しなければならない。そこで、貸出需要関数を(10)式のように定式化する。

$$L_{ij}^D = L_{ij}^D(r_{ij}, N_{ii}, L_{t-1ij}) \quad \dots (10)$$

$N_{ii}$ は先に示したように、地域の成長性を指す。 $N_{ii}$ が拡大すると資金需要が拡大するために、貸出も増大する。 $N_{ii}$ は県内総生産の増加率を変数として利用することができよう。貸出供給関数推定における同時方程式バイアスには、(10)式にある変数を操作変数として用いることで解決できる。

以上のことを踏まえて、推定する貸出供給関数は以下のようなになる。

$$L_{ij} = L_{ij}(r_{ij}, Z_{ii}, DEF_{ii}, Q_{ij}, CST_{ij}, BC_{ij}, s_{ij}, HHI_{ii}, D_{ij}, L_{t-1ij}) \quad \dots (11)$$

ただし、説明変数における貸出金利  $r_{ij}$  と預金金利  $r_{ij}^d$  はかなりパラレルに動く傾向があり、強い多重共線性が想定されることから、 $r_{ij}^d$  を省略することにした。

このように、地銀をとりまく経済環境条件のほかに、競争条件も銀行の貸出行動に影響するという前節で示した結果を踏まえて、地銀の貸出供給行動に与える要因について検証するのが本稿の大きな特徴である。

実際の推計式は(11)式に基づいて貸出供給額の増加率で考えた以下の(12)式で推計するものとする。

$$g_{ij}^L = g_{ij}^L(g_{t-1ij}^L, r_{ij}, Z_{ii}, DEF_{ii}, Q_{ij}, CST_{ij}, BC_{ij}, s_{ij}, HHI_{ii}, D_{ij}) \quad \dots (12)$$

ただし、 $g_{ij}^L$  は地銀の貸出額の対前年比変化率である。尚、 $Q$  は自己資本比率、もしくは不良債権比率を示す。また預金額( $D$ )の水準は地銀の規模による影響を考慮して説明変数に加えている。

## ． 推計結果

### 1. データと推計方法について

1995年度から2007年度の個別行データおよび都道府県別のデータを用いて、(12)式の貸出供給関数をパネル推定する。図表1では推計に用いる説明変数と各変数で期待される符号条件、各変数の記述統計量を整理した。各説明変数の選定については以下のようなになる。

「貸出金利」は、個別行での貸出利息額を貸出総額で除して算出した。銀行の財務健全性としては、まず「自己資本比率」が代表的な変数として考えられる。また、不良債権比率は、実際に信頼するに足る数値として厳密に計測されるようになったのは、98年度以降であることから、90年代の推計には利用することができない。このため、不良債権比率の代理変数として、個別貸倒引当金を貸出総額で除した変数を「貸倒引当率」として利用する<sup>8</sup>。地銀の経費率としては、財務諸表に掲載された経常費用を総資産で除した「経常費用率」を利用する<sup>9</sup>。また、「預金総額（対数値）」の位置づけは前節の説明の通りであるが、預金総額を水準として説明変数に採用することで貸出供給に対する規模の経済性としても解釈することができよう。信用リスクに影響を与える地価変動率  $Z$  は都道府県別の商業地地価対前年変化率（以下、「地価変化率」）とする。また倒産負債総額を都道府県別貸出総額で除して算出した変数を「倒産発生率」とする<sup>10</sup>。さらに、個々の地銀がビジネス・チャンスに遭遇する確率  $BC$  としては、各地銀の「一店舗あたりの県内事業所数」で代理する<sup>11</sup>。

各地銀をとりまく競争条件としては、その営業エリアが本店所在の各都道府県とほぼ同じであることを考慮し、各行の本拠地が所在する都道府県別に算出した県内貸出シェアと県内貸出シェアから算出したハーフィンダール指数を用いる。尚、.1で見たように、貸出シェアとハーフィンダール指数の増加は、いずれもマークアップ率の上昇を通じて貸出供給には増加するように作用するため、期待される符号は正となる。

以上、各変数の出所やデータの加工方法の詳細については補論の詳細を参照されたい。また、操作変数として用いる貸出需要に影響を与える都道府県別の経済規模を示す変数  $Y$  については、県内総生産成長率で代理する。

ここで用いたデータセットは地銀138行、時系列方向は95年度から2007年

度から構成される。ただし、期中で破綻した地銀は破綻後にサンプルから欠落する一方、合併・統合が起きた場合には、それまでの地銀とは別の銀行として認識して取り扱っている。よってこのパネル・データはアンバランス・パネルデータとなる。推計方法は、説明変数の中に被説明変数の1期ラグが含まれるために、通常のGLS推定量は一致性を持たない。このため、ダイナミックGMMの1つであるArellano and Bond[1991]で提案された方法を用いて推定を試みた。Arellano and Bond[1991]の方法は、通常のGMMと同様に2段階で構成され、それぞれone-step及びtwo-stepで推定量を求めるものである。しかし、杉原・笛田[2002]が指摘するように、この方法において「係数はtwo-step推定量を用いることが適切だが、two-step推定量の標準誤差は過小バイアスがある」ために、杉原・笛田[2002]は「t検定等はone-stepを利用する」方法をとっている。本稿においてもその方法を採用し、係数はtwo-step、t検定等はone-stepを利用した<sup>12</sup>。また、2階の系列相関があると、Arellano and Bond[1991]による操作変数は説明変数と相関を持ってしまうためにその検定(AR(2))が必要である。その検定に際してもone-stepものを利用した。

## 2. 経済金融動向と期間区分

推計に先立ち、この期間(1995~2007年度)の経済金融環境から確認しておこう。図表2左図は地域別の貸出額増加率を、右図は地域別の総生産増加率(名目)の動向を示す。域内総生産増加率を見ると、地域により高低のバラツキはあるものの、概ね1999年度まで成長率は低下し、2000年度にリバウンドするものの2001年度には再びマイナスに落ち込み、その後回復していることが窺える。一方、貸出額増加率は、関東と近畿は90年代にゼロ近辺にあり、他地域が正であるのとは対称的ではあるが、それ以外のいずれの地域も2002年度頃まで下落していく傾向を示し、その後は概ね上昇していくことが観察される。貸出額増加率と総生産増加率の変動を地域別に見ると、2000年代以降は両変数ともに概ね上昇傾向にあるように見えるが、詳細に見ると必ずしも両変数の変動は一致せず、バラツキがあるように見える。この点につき、2000年度と2002年度を区切りとして地域別の貸出額増加率と総生産増加率について相関係数を算出した(これを時系列相関と呼ぶ、図表2下図参照)<sup>13</sup>。その結果は、2000年

度を区切りとした場合は、前期よりも後期で概ね各地域の相関が低下しているのに対し、2002年度を区切りとした場合は逆に相関が高まっている。このため、この2000年度から02年度の前後で相関関係に変化がありそうではあるが、このように区切りを変えることによって時系列相関が変化するのは、2001あるいは02年度のデータがどちらの期間に含まれるかによって左右されているものと推察される。

この点についてさらに詳細に見るため、地域別の貸出額増加率と総生産増加率を各年度でプールした上で計算した相関係数（これをクロスセクショナル相関係数と呼ぶ）を計算した（図表3参照）。その結果、2001年度にクロスセクショナル相関係数は大きくなっていることが分かる。この2001年度の相関の高まりは、域内貸出額増加率の低下と域内総生産増加率の低下が全般的に歩調を合わせたことが要因だと見られる。

金融機関の不良債権比率は、2001年度頃に処理のピークを迎えた後、低下傾向を示して現在に至っていることが伝えられている（預金保険機構[2007]）。バブル崩壊後、金融機関の経営上の最大の課題は不良債権処理であったが、不良債権は銀行の貸出行動を慎重化させた結果、貸出額増加率は鈍化していったと推察される。このため、不良債権比率が高まり貸出額増加率が低下した2000年代初頭に、ちょうど景気低下局面を迎えて域内の総生産増加率が低下した結果、クロスセクショナル相関係数が高くなったものと見られる。しかし、その後の景気回復とともに不良債権比率は低下し、破綻金融機関数も急減して（預金保険機構[2007]）、域内総生産増加率はバラツキも見られるが、徐々に回復傾向をたどり、新たな局面に入っていったものと考えられる。

以上のことを踏まえ、推計は90年代と2000年代で区間別に分けて推計を行った。期間区分については、上の議論を踏まえて2002年度のほか2000年度を区分とした推計を行うことにした。また、推計では、被説明変数として貸出総額増加率を採用して推計し、参考として中小企業向け貸出総額増加率を被説明変数とした場合も推計している。また財務健全性を示す指標として「自己資本比率」と不良債権比率の代理変数とした貸倒引当率のいずれの変数を採用するかでモデルを変えた推計を行った。尚、自己資本比率がゼロ以下のいわゆる債務超過の銀行は正常な営業活動はできないと考え、それが正のデータのみを対

象とした。

### 3. 90年代を対象とした推計

90年代を対象期間とした推計結果について、被説明変数を総貸出（図表4）とする場合を中心に、中小企業向け（図表5）は適宜参照しつつ見ていく。

まず、貸出金利については、いずれのモデル（Model A1～B2）でも正で有意であった。これは貸出供給関数における期待される符号と合致する。ただし、中小企業向けにおいては、用いた貸出金利は実際の値よりも高くなっている可能性があることから<sup>14</sup>、今回の推計結果は過大に推計している可能性があることは留意すべきである。また、被説明変数の1期ラグについては、総貸出のModel B2は負で有意となる一方、中小企業向けではModel C1で正で有意となっている（この点については、後述する）。

一方、自己資本比率は、総貸出のModel A2で正で有意であった。これは期待される符号どおりの結果である。貸倒引当率はいずれのモデルでも有意ではなかった。尚、中小企業向け（Model C1～D2）ではこれら財務健全性についての指標は、いずれも有意ではなかった。

経常費用率は総貸出のModel A2で負で有意となり、経常費用率が大きくなると貸出増加率には負の作用があることが示唆され、期待される符号と合致する。尚、中小企業向けでもModel C1とD1で負で有意となり、これを支持する結果となっている。預金総額は総貸出のいずれのモデルでも有意ではなかった。ただし、中小企業向けはModel C2・D2で正で有意となっている。

次に、地銀をとりまく環境からの影響についてみていく。まず、地価変化率と倒産発生率（前年差）は、いずれのモデルでも有意にはならなかった（ただし、中小企業向けでは地価変化率はModel D2で正で有意であった）。一店舗あたりの事業所数は総貸出Model B1で負で有意となっている。これは期待される符号とは合致しない。

各行の県別貸出シェアは、総貸出はModel B2のみ、負で有意となり、ハーフィンダール指数は、Model B1でのみ負で有意となっている。これら競争条件からの影響は期待される符号とは逆の結果になっているように見える。

以上の推計結果からは、貸出金利以外はどの説明変数もあまり有意となって

いない一方、期待される符号からは逆の結果も散見される。このことは理論モデルか、分析対象データか、推計方法の問題かは必ずしも峻別できないが、推計結果が正しいとしてこのような地銀の貸出行動の解釈を行なうと以下のようなになる。すなわち、90年代に日本の銀行で見られたと指摘される「貸し渋り」や「追い貸し」などは銀行の不良債権の顕在化を先送りし、銀行の財務健全性が保持されているかのように見せることができるため、短期的な視野の下でなら、合理的だといえなくもないだろう。しかし、本稿では、地銀は置かれた環境や競争条件を考慮して貸出行動を決定するという考え方をとっている。このため、そのような条件を無視ないしは影響されない貸出の決定は合理的ではないと解釈される。また、どのような地銀でも貸出を抑制しリスクを回避する行動を最優先した場合には、環境条件などから説明できる合理的な行動ではなくなるために、上記で示した推計の説明力は低下するであろう。これらの点については2000年代の推計でも90年代と同じ前提となる理論モデルやデータを使っていることから、推計の妥当性も含めて、総合して考察することが有用だと考えられるため改めて次節で検討する。

#### 4. 2000年代を対象とした推計

次に、2000年代を対象期間とした推計結果について、前節と同様に、被説明変数を総貸出（図表6）とする場合を中心に、中小企業向け（図表7）を適宜参照しつつ見ていく。

まず、貸出金利については、総貸出（Model E1～F2）は全てのモデルで正で有意であった。これは貸出供給関数における符号条件に合致する。中小企業向けでもModel G2・H2で正で有意であった。

被説明変数の1期ラグは、いずれのモデルでも有意ではなかったが、中小企業向けではModel H2で正で有意となっている。前節でも指摘したように90年代でも中小企業向けでは正で有意であることから、以下のような解釈ができる。すなわち、一般的に銀行貸出に関して中小企業は大企業よりも情報の非対称性が強いことから、銀行は大企業向けよりも中小企業向け貸出をより慎重に取り扱うことが考えられる。しかし取引を長期間継続することで銀行に情報が蓄積され、銀行貸出がより円滑に行われるようになるとも言われている（リレーシ



ョンシップ・バンキング)。中小企業向けでは90年代・2000年代のいずれの推計でも被説明変数の1期ラグが正で有意であったという結果は、この地銀による情報蓄積を通じた貸出への正のフィードバック効果が作用したものと解釈できよう。

一方、自己資本比率は、総貸出の Model F2 で正で有意となり、貸倒引当率は Model F1 で負で有意であった。有意となったモデルが少ないために、留保つきとはなるが、あえて解釈すれば以下のようなだろう。総貸出では自己資本比率が有意であるのは、財務の健全性が向上したことで、積極的にリスクを取るようになる貸出には正の作用をもたらしたと考えられる。また貸倒引当率が負で有意となったのは、一般的に不良債権比率が高まると、銀行の財務健全性が低下するため、貸出増加に慎重化したものと考えられる。尚、中小企業向けは Model H1 で貸倒引当率が負で有意となり、これも符号条件に合致する。中小企業向け貸出は信用リスクが高いと考えられることから、不良債権比率の増加は中小企業向け貸出には抑制するように作用したと考えられる。これらの要因は90年代にはあまり有意ではなかったが、2000年代に有意になったのはこれら要因を考慮して貸出行動とるようになったと解釈でき、地銀の行動がより合理的になったと解釈できよう。

預金総額は Model E2・F2 で正で有意であった。これは相対的に規模の大きな銀行での貸出増加率が高いことを意味する。2000年代になって景気が回復していく中で、当然貸出も増加していくが、規模の大きな地銀ほど、貸出先の規模や貸出先数が多くなることから、規模の経済性が作用して、より効率的な貸出を行うことが可能となり、貸出増加率がより高くなるように影響したのではないかと解釈できる。尚、中小企業向けでも Model G2・H2 で正で有意となっている。また、経常費用率は総貸出 Model F1 でのみ負で有意であった。

次に、地銀をとりまく地域経済環境や競争条件からの影響についてみていく。一店舗あたりの事業所数は Model F2 で正で有意となり（中小企業向けでは G2 でのみ正で有意）、90年代の結果とは符号は逆となっている。2000年代になって不良債権処理の進展と景気回復が進行する中で、貸出行動も正常化するようになり、貸出対象となる事業所数が増加すれば貸出も増加するようになったのかもしれない。

県別貸出シェアは、Model F2 を除いて、いずれのモデルでも負で有意となった。ここで地方での貸出増加率の推移を図表 2 で見ると、貸出増加率は概ね 1998 年度から 2004 年度頃まで（地域によってはもっと長い期間）マイナスとなり、貸出が減少していく時期が長く続いていたことが確認できる。他方、地銀の貸出シェア（平均値）は図表 8 で分かるように、1994 年度から上昇して推移している。堀江[2005]によれば「東京など大都市では都銀等大手行が強く貸出シェアを拡大する一方、地方では大手行のシェアが低下している」ことを指摘している。この結果、貸出シェアが高いのは一般的に地方であり、都市圏よりも地方で貸出額は縮小が大きいために、県別貸出シェアの符号はマイナスになった可能性が考えられる。そこで、この推計で採用したのは貸出シェアというレベル変数であることを鑑み、貸出シェアの増減による貸出増加率への影響について考察するため、貸出シェアの前年度との差分を説明変数とした推計を追加的に行った。その結果は図表 9、10 で示される。貸出シェアの差分の係数は、90 年代でも 2000 年代でも正で有意となり、貸出シェアの増加は貸出増加率には正の影響をもたらすことが示唆される。これは、理論モデルで期待される符号条件と合致するものである。

一方、エリア内での貸出シェアの集中度を示すハーフィンダール指数は、総貸出では Model E2 でのみ正で有意となったが、それ以外は有意ではなかった。

地価変化率は、先に示した Kiyotaki and Moore[1997]が予見するところによれば、地価の下落は担保価値の下落を通して貸出には抑制的に作用するために、符号は正となるはずである<sup>15</sup>。しかし、本稿による分析では 90 年代の推計結果（図表 4）では有意ではなく、2000 年代の全てのモデルで負で有意となった。この点について以下で少し詳しく考察しよう。

櫻川・櫻川[2009]は「地価の上昇局面と下落局面では、地価は貸出に及ぼす影響が異なってくる可能性がある」として、地価の下落局面では貸出と地価の関係は必ずしも正の関係とはならないことを示唆し、最終的に「大量の不良債権を被った銀行が何らかの理由で利潤最大化という企業本来の行動原理を取れなくなり、地価が下落したにもかかわらず、貸出の収縮が生じなかった」と指摘している。そして地価と貸出についての実証分析を行い、地価の下落局面である 1993-2005 年を対象とする VAR(Vector Autoregression)による分析では地価

ショックが貸出に与える影響は有意でなくなることを示している。また、不動産融資シェア<sup>16</sup>を被説明変数とする回帰分析では、BIS 規制が導入された 1992 年以降（地価下落局面）では、地価変化率の係数は有意にマイナスであったという。その結果、90 年代の地価下落局面でも貸出の収縮が生じなかったのは収益を度外視した「追い貸し」があったのではないかと推察する。2000 年代も地価はまだ下落傾向が続いており、本稿での 2000 年代の検証結果で地価変化率が負で有意となっているのは櫻川・櫻川[2009]が示す結果と整合的なものとなっている。

しかし、地価下落局面は同じだとしても、90 年代と 2000 年代では銀行貸出と地価の関係はやや異なることも考えられる。すなわち、担保価値を示す地価の下落は継続する一方、不良債権は 2002 年頃まで増加ないし横ばいで推移したが、その後減少するようになり（預金保険機構[2007]）、貸出増加率は負であるがその幅は小さくなるなど持ち直してくるようになった。これは 90 年代に見られたような「追い貸し」のような正常ではない銀行行動があったために地価と貸出の関係性が薄れたのではなく、2000 年代では「土地担保に頼った貸出では貸出増を期待できなくなるために、銀行は審査による貸出を強化」（櫻川・櫻川[2009]）したことが、結果として地価と貸出の正の相関関係が薄れ、逆に正の相関も見られるようになったと推察するのである。さらに櫻川・櫻川[2009]は、地価の回復は東京から始まったが、地方での回復は遅れたことを指摘している。このことは上述の議論を踏まえると、地価回復に先行する東京と回復が遅れた地方の間で交錯した関係が並存している可能性を示唆するものである。

この点について、本稿では 2000 年代以降を対象に東京を本拠とする地銀にダミー変数（以下東京ダミー）を付して、地価との交差項を貸出供給関数に入れて追加推計を行った。その結果は、図表 11 で示され、地価の係数は負である一方、地価変化率×東京ダミーは概ね正で有意となったことが分かった。これは全国レベルでは地価と貸出の関係は負となって、上段での議論が妥当するが、地価が逸早く回復した東京においては正の関係となり、銀行の貸出行動は正常な利潤行動に基づくものに回帰していった可能性が示唆されよう（地価変化率と交差項の係数の和を計算するといずれも正となる）。このように地域によって地価の回復状況が異なり、それにより貸出行動が異なるのは、地価の上昇局面

と下落局面で、貸出と地価の関係が異なるという上述の議論を補強するものである。

次に、倒産発生率は90年代は有意ではなかったが、2000年代はModel E2を除いて全て負で有意となった。これは、2000年代以降に信用不安が収まり、景気も回復していったことを背景として、倒産発生率が減少して地銀の地元の信用状態が回復すれば貸出も増加するように作用したと解釈でき、いわば貸出行動が正常化するようになったという上記の議論と整合的である。

以上、本稿で行った推計についてまとめると、90年代と2000年代で期間を分けて推計したが、いずれの期間においても、貸出金利は正で有意であるとする結果が多く、理論が示唆する内容に合致することを確認できた。また、90年代では有意ではなかったが、2000年代では自己資本比率や貸倒引当率など財務健全性を示す指標も（留保付ではあるが）有意となる一方、預金額や倒産発生率も有意となり、いずれも理論モデルが示唆する内容を支持する結果となっている。地価変化率と貸出シェアは90年代はあまり有意ではなかったが、2000年代では両方とも負で有意となったモデルが多かった。これらは一見、理論モデルが示唆する内容とは異なるように見られたが、追加推計を行って詳細にその内容を検討すると説明がつく内容だったことが理解された。

90年代の実証結果の説明力が低いのは、データの問題か理論モデルに不備があるのかはさらなる検討の余地があるが、今回の検証が信頼できるとした上でその要因を考えると、90年代のように貸出そのものが低迷する一方、「貸し渋り」や「追い貸し」のようなあまり正常でない貸出行動も見られた時期では、通常作用すると見られるような地域経済や地域での競争要因からの影響が見られず、日本全体の地銀が金融危機にあるなかでマクロショックのような要因が支配的であったのではないかと解釈される。その後、2000年代になって景気回復とともに貸出も拡大していく中で貸出行動も一部で正常化していきつつ、貸出判断に当然影響すると考えられる地域経済や競争条件が効果として表れるようになったのではないかと解釈できる。

## まとめと今後の課題

本稿では地域経済環境、競争条件と地銀の貸出行動の関係について、先行研

究ではあまり分析対象とはなっていない2000年代を中心に分析を行った。まず、実証分析の前提である地銀の貸出供給モデルの構築にあたっては、都道府県別・銀行別を意識し、各地銀の貸出行動に大きな影響を与えると考えられる地銀の本拠県での地域経済や競争条件について考察を行い、それらが貸出供給量の決定に反映するモデル構造とした。

計量分析の結果を要約すると以下ようになる。まず、90年代、2000年代のいずれの推計でも貸出金利と貸出供給には正の関係があることを確認した。また、90年代と2000年代において貸出供給は自己資本比率と正の関係を検出できた。また預金規模が大きいと貸出供給増加率には正の作用があること、すなわち規模の経済性も確認した。本研究で焦点となる競争条件や地域経済環境から貸出への影響については、貸出シェアの増減が貸出供給増加率の増減と関係することが明確になったこと、地銀の信用リスクの期待値となる倒産発生確率と貸出供給は負の関係があることや、地価と貸出供給の関係は逆相関であり、地価の下落局面では、銀行貸出には担保価値よりも貸出審査に重点を置いて貸出を行っているのではないかという説を支持することが分かった。

また、期間別推計については90年代の説明変数があまり有意でないものが多い一方で、同様の変数を用いて推計した2000年代では説明変数が有意となるものが多い傾向が指摘された。この点については、理論モデルや使用したデータの妥当性、変数選択の問題など、さらなる検討は必要であるが、推計結果が正しいとした上で考えると、90年代に地銀が「貸し渋り」や「追い貸し」など、あまり正常とはいえないような貸出行動が見られた時期には、銀行行動は理論モデルで説明可能な地域経済環境や競争条件からの影響はあまり検出されず、2000年代に地価の下落は継続したものの、不良債権処理が一巡して、地銀の貸出供給が増加する際には貸出行動も正常化するようになり、それら地域経済環境や競争条件を内容とする説明変数が有意となったのではないかと解釈される。

以上の本稿での分析から、地銀の貸出は地域経済環境や競争条件から影響を受けることを再確認した。しかし、地域経済が低迷したとしても、企業体としての地銀は安定と成長が求められよう。地銀は地域経済の振興という責務も社会から求められているため、自行の収益性のみを優先して地域経済の影響下から脱却することは難しいが、地域との共存共栄を図りつつ、収益性を高める経

営戦略をどのように実現できるのか、今後の動向が注目される。

本稿の分析で、今後検討すべき課題は以下の通りである。第一に、本稿における想定は、「各地銀は本拠とする都道府県での利潤最大化行動を考える」というものであり、自行が本拠県での貸出を決定するに際し、他行や都銀の進出による競争者の存在を競争条件として考慮するとの考え方をとった。しかし、「本拠とする都道府県での貸出のほか、進出した他の都道府県での貸出配分も考えて利潤を最大化する」という考え方もある<sup>17</sup>。近年、地方での産業の低迷や地域の高齢化などに直面し、地銀の経営環境はさらに厳しさを増す中で、従来からの営業地盤を見直して隣接県へ進出する地銀<sup>18</sup>や、他行と経営統合する地銀が増えてきている。このような動きは、営業地盤の拡大や経営規模の拡大によって、規模の経済性を追求し収益性向上を企図していること、営業地盤を拡大することで、地銀経営に影響を及ぼす対象地域を拡げて地域リスクを分散させること、顧客が地域に縛られず活動していくのに対して、地域を超えたサービスを提供することが可能になることで利便性の向上が図れることなどの利点があることが背景にある。本稿では、このような想定を省略した形での推計を行ったが、このような考え方を取り入れて、モデル展開や実証分析で緻密な分析を行うことが必要であろう。

第二に、本稿では地銀の営業地盤を都道府県単位でもって規定し、その営業地盤からの影響について考察してきたが、地銀の営業地盤の強弱は、都道府県よりももっと下位レベルのたとえば市町村単位で細かく分かれている可能性もあったり、各都道府県の内どのエリアに地盤があるかで異なる場合もあったりするため、都道府県単位で分析するのは大掴みにすぎるとの意見もある。このようなさらに詳細なレベルでの分析も今後の検討課題である。

第三に、期間を90年代と2000年代に区切った推計も試みたが、中小企業向け貸出を対象とした推計ではやや説明力が低下していることが窺われた。この点については、まだ推計方法など改善の余地はあるものと考えられる。

最後に、本稿の分析では地銀の貸出供給が地域からの影響を受けるということを前提に考察してきたが、逆に地銀の経営状態や地域金融の状態が地域の实体经济に影響を与える経路も考えることができよう<sup>19</sup>。このような逆の因果関係についての分析を行うことで、地域経済と地銀との関係のより深い理解を得

られることができると考えられる。この点も今後の課題である。

以上

## 補論. 推計に利用したデータ

推計のために利用したデータは以下の表の通り。

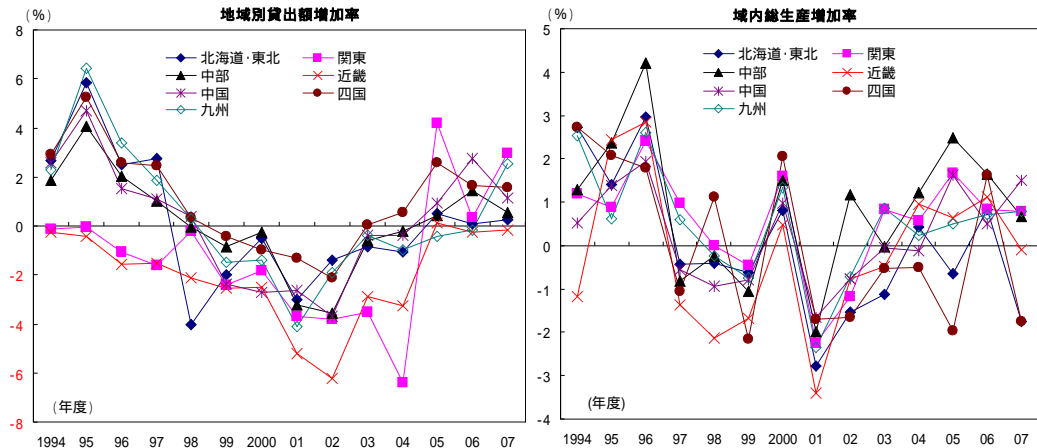
変数名	説明
貸出総額増加率・中小企業向け貸出増加率	日経NEEDSの金融財務銀行本決算ファイルから取得
貸倒引当率	日経NEEDSの金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の個別貸倒引当金を分子に、貸出総額を分母として算出した。
自己資本比率	日経NEEDSの金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の資本合計を分子に、総資産額を分母として算出した。
経常費用率	日経NEEDSの金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の経常費用を分子に、貸出総額を分母として算出した。
預金総額	日経NEEDSの金融財務銀行本決算ファイルから取得し、対数値を利用した。
貸出金利	日経NEEDSの金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の貸出金利を分子に、貸出総額の平残を分母として算出した。注14も参照のこと。
地価変化率(商業地地価対前年変化率)	『都道府県地価調査』(国土交通省)から都道府県別の系列を利用して算出した。(都道府県別データ)
倒産発生率	『企業倒産調査年報』(平成18年度までは中小企業基盤整備機構、それ以後は(財)企業共済協会)の都道府県別倒産企業負債残高を分子に、『金融マップ』(金融ジャーナル社、月刊金融ジャーナル増刊号)の都道府県別県内貸出残高を分母として算出した。
一店舗あたり県内事業所数	『事業所・企業統計調査』(総務省)の都道府県別の事業所数を分子に、『金融マップ』掲載の各行の店舗数で分母として算出した。
県内貸出シェア	分母となる県内貸出額合計は、都市銀行、長信銀、信託銀行、信用金庫、信用組合については『金融マップ』に掲載された都道府県別の都市銀行貸出合計、長信銀貸出合計、信託銀行貸出合計、信用金庫貸出合計、信用組合合計をそれぞれ架空の一つの貸出主体とみなして県内貸出額とし、地銀については『金融マップ』に掲載された各行の県内貸出額を用いて、それら県内貸出額の和とした。分子の各地銀の県内貸出額は同じく『金融マップ』掲載の各行の県内貸出額とした。尚、『金融マップ』では、各行の県内貸出額は他地域の地銀の分を含み、自行の他県分を含んでいない。これは県内貸出のシェア計算という目的に妥当するものであるため、このまま採用することとした。
県内貸出シェアによるハーフィンダール指数	県内貸出シェアの計算で用いた架空の一つの貸出主体とみなして計算した貸出額と、地銀各行の県内貸出額から計算した各貸出主体の貸出シェアを用いて、各地銀の県別のハーフィンダール指数を算出した。
県内総生産成長率	内閣府『県民経済計算』の各年度の各都道府県別の県内総生産から算出した。

図表 1 推計に用いる変数とその基礎統計表

区分	項目	変数	期待される符号	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	標本数
銀行別	被説明変数	貸出総額増加率		0.701	0.770	31.832	-31.105	4.239	1517
		中小企業向け貸出増加率		0.615	0.478	37.989	-25.634	4.275	1419
	貸出金利	貸出金利	+	2.610	2.535	5.251	1.354	0.537	1517
	財務の健全性	貸倒引当率	-	1.675	1.209	39.319	0.029	2.350	1661
		自己資本比率	+	4.046	4.236	8.840	-49.105	3.479	1663
経費	経常費用率	-	1.405	1.391	3.216	0.171	0.270	1664	
規模の経済性	預金総額	+	14.154	14.243	16.118	11.826	0.867	1664	
都道府県	営業地盤のリスク	地価変化率	+ / -	-7.090	-8.085	28.499	-32.843	6.432	611
		倒産発生率	-	0.034	0.021	52.568	-52.170	3.540	611
	営業地盤の条件	一店舗あたりの県内事業所数	+	1712.777	979.870	14472.540	386.496	2126.710	611
	競争条件	県内貸出シェア	+	21.661	22.450	47.100	0.380	9.072	611
県内貸出シェアによるハーフィンダル指数		+	2305.104	2300.115	4630.190	1201.980	525.635	611	

備考：データの出所に関しては補論参照

図表 2 地域別貸出額増加率（左）と県内総生産増加率（右）の推移と両者の相関（下表）



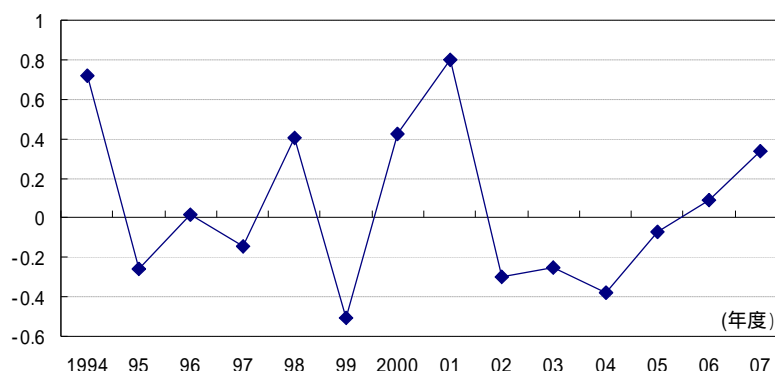
(年度)	1994～2002	2003～2007	1994～2000	2001～2007
全県ベース	0.747	0.429	0.526	0.632
北海道・東北	0.682	-0.231	0.574	0.563
関東	0.704	0.707	0.138	0.541
中部	0.571	0.542	0.635	0.578
近畿	0.455	0.188	0.316	0.650
中国	0.577	0.417	0.397	0.771
四国	0.595	-0.249	0.365	0.239
九州	0.664	0.557	0.365	0.869
平均値	0.624	0.295	0.415	0.605

(備考) 時系列相関は各地域期間別に相関係数を計算。平均値は各期間での相関係数の平均値を示す。

(出所) 左図は『金融マップ』より作成。右図は内閣府『県民経済計算』より作成



図表3 地域別貸出増加率と地域別総生産増加率のクロスセクショナル相関係数



(出所) 地域別増加率は『金融マップ』、地域別総生産増加率は内閣府『県民経済計算』より作成

図表4 貸出供給関数の推計結果(90年代)

期間 被説明変数	Model A1		Model A2		Model B1		Model B2	
	1995-2002年度 総貸出増加率		1995-2002年度 総貸出増加率		1995-2000年度 総貸出増加率		1995-2000年度 総貸出増加率	
貸出総額増加率(-1)	-0.079	(-0.848)	0.013	(-0.164)	0.013	(0.334)	-0.079	(-2.595)**
自己資本比率(-1)			5.358	(2.387)**			2.875	(1.138)
貸倒引当率(-1)	0.880	(1.430)			0.187	(0.646)		
一店舗あたりの県内事業所数(-1)	-0.002	(-0.872)	0.019	(1.234)	-0.002	(-2.614)***	-0.002	(-1.375)
貸出金利	49.709	(2.857)***	59.258	(2.865)***	32.667	(1.971)**	63.924	(2.786)***
地価変化率(-1)	-0.097	(-0.841)	-0.296	(-1.199)	-0.073	(-0.241)	0.191	(1.427)
県内貸出シェア(-1)	1.984	(0.389)	-1.692	(-0.609)	1.618	(0.290)	-6.089	(-3.447)***
ハーフィンダル指数(-1)	-0.002	(-0.509)	0.007	(-0.589)	-0.012	(-1.661)*	-0.021	(-0.910)
倒産発生率(前年差)	-0.069	(-0.279)			0.025	(0.608)		
倒産発生率(前年差)(-1)			-0.057	(-0.696)			-0.194	(-1.236)
預金総額	5.682	(0.279)	11.130	(0.034)	-3.998	(-0.249)	9.362	(0.632)
経常費用率	-0.548	(-0.498)	-2.130	(-1.650)*	-0.570	(-1.275)	0.406	(0.220)
サンプル数	709		588		482		357	
銀行数	127		120		125		120	
AR(2)	0.015	(0.732)	-0.016	(0.681)	0.017	(0.759)	-0.078	(0.206)
Sargan検定	29.512	(0.102)	14.761	(0.141)	14.636	(0.146)	9.744	(0.372)

(備考)

1. ダイナミック GMM による推定。定数項と時間ダミーの係数は掲載省略
2. アンバランスド・パネルデータ。各変数の(-1)は1期前を表す。
3. 各説明変数の括弧内は White の方法で不均一分散の影響を調整した t 値。  
\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%水準で有意を示す。
4. Sargan 検定は過剰識別制約に関する検定。(帰無仮説は操作変数が適切)括弧内は p 値
5. AR(2)は 2 階の誤差の系列相関に関する検定。(帰無仮説は系列相関無し)括弧内は p 値
6. 操作変数はいずれのモデルも説明変数の階差である。Model A1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 5 期ラグまで。貸出金利、倒産発生率(前年差)、経常費用率、預金総額は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差も採用した。  
Model A2 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 3 期ラグまで。貸出金利、経常費用率、預金総額は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 1 から 3 期ラグを採用した。  
Model B1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 5 期ラグまで。貸出金利、経常費用率、預金総額は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 1 から 3 期ラグを採用した。  
Model B2 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 4 期ラグまで。貸出金利、経常費用率、預金総額は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 1 から 2 期ラグを採用した。

図表 5 中小企業向け貸出供給関数の推計結果（90年代）

期間 被説明変数	Model C1		Model C2		Model D1		Model D2	
	1995-2002年度				1995-2000年度			
	中小企業向け貸出増加率		中小企業向け貸出増加率		中小企業向け貸出増加率		中小企業向け貸出増加率	
中小企業向け貸出増加率(-1)	0.177	(1.878)*	0.051	(0.877)	0.153	(0.939)	0.012	(-0.011)
自己資本比率(-1)			-0.317	(0.486)			1.322	(-0.184)
貸倒引当率(-1)	-0.578	(-1.161)			-0.927	(-1.256)		
一店舗あたりの県内事業所数(-1)	0.002	(1.169)	0.004	(1.513)	0.000	(-0.762)	-0.001	(-0.576)
貸出金利	13.771	(2.325)**	102.477	(4.027)***	39.061	(1.748)*	100.703	(5.790)***
地価変化率(-1)	-0.023	(-0.355)	0.181	(0.715)	-0.102	(-0.394)	0.299	(2.061)**
県内貸出シェア(-1)	-2.587	(-1.201)	-2.952	(-1.023)	-1.209	(0.251)	-4.911	(-3.449)***
ハーフィンダール指数(-1)	0.003	(0.501)	-0.034	(-1.368)	0.002	(-0.655)	-0.042	(-1.563)
倒産発生率(前年差)	0.024	(1.229)			0.047	(1.219)		
倒産発生率(前年差)(-1)			0.181	(1.542)			0.125	(0.848)
預金総額	20.493	(0.958)	66.606	(1.990)**	-1.992	(-0.546)	76.467	(3.777)***
経常費用率	-1.252	(-2.134)**			-1.796	(-1.958)*		
経常費用率(-1)			-1.556	(-0.289)			-0.448	(-0.813)
サンプル数	661		554		447		334	
銀行数	127		113		115		113	
AR(2)	0.040	(0.348)	0.023	(0.638)	-0.006	(0.918)	-0.004	(0.963)
Sargan検定	18.402	(0.242)	23.691	(0.165)	4.970	(0.837)	6.863	(0.651)

(備考)

図表 4 の備考 1-5 を参照。操作変数はいずれのモデルも説明変数の階差である。Model C1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 4 期ラグまで。貸出金利、倒産発生率(前年差)、経常費用率、預金総額は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差の 1 期ラグも採用した。

Model C2 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 5 期ラグまで。貸出金利、預金総額は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 1 から 2 期ラグを採用した。

Model D1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 4 期ラグまで。貸出金利、経常費用率、預金総額、倒産発生率(前年差)は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 1 期ラグを採用した。

Model D2 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 5 期ラグまで。貸出金利、預金総額は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 1 期ラグを採用した。

図表 6 貸出供給関数の推計結果（2000年代）

期間 被説明変数	Model E1		Model E2		Model F1		Model F2	
	2002-2007年度				2000-2007年度			
	総貸出増加率		総貸出増加率		総貸出増加率		総貸出増加率	
貸出総額増加率(-1)	0.013	(0.701)	-0.002	(-0.108)	0.115	(1.164)	0.034	(1.364)
自己資本比率			2.563	(0.850)			4.145	(1.996)**
貸倒引当率(-1)	-1.573	(-0.819)			-1.496	(-1.969)**		
一店舗あたりの県内事業所数(-1)	0.000	(0.337)	0.001	(1.261)	0.000	(-0.344)	0.009	(1.952)*
貸出金利	34.138	(3.637)***	24.716	(1.991)**	18.229	(2.652)***	58.328	(3.891)**
地価変化率(-1)	-0.848	(-1.821)*	-1.272	(-1.991)**	-0.404	(-2.406)**	-0.511	(-2.422)**
県内貸出シェア(-1)	-2.764	(-1.872)*	-7.769	(-3.221)***	-3.837	(-2.139)**	0.189	(-0.291)***
ハーフィンダール指数(-1)	0.006	(0.881)	0.017	(1.680)*	-0.006	(-0.390)	-0.011	(-0.926)
倒産発生率			-0.464	(-0.732)			-2.252	(-2.870)***
倒産発生率(前年差)	-0.302	(-2.041)**			-0.197	(-1.753)*		
預金総額	38.765	(1.025)	99.755	(2.172)**	6.993	(0.410)	80.898	(2.327)**
経常費用率	-0.420	(0.190)			-1.451	(-3.011)***		
経常費用率(-1)			-0.964	(-1.186)			-1.504	(-1.303)
サンプル数	525		655		862		780	
銀行数	121		116		129		119	
AR(2)	-0.040	(0.425)	-0.035	(0.445)	-0.006	(0.885)	-0.059	(0.101)
Sargan検定	18.951	(0.525)	27.319	(0.340)	32.894	(0.106)	25.349	(0.387)

(備考) 図表 4 の備考 1-5 を参照。操作変数はいずれのモデルも説明変数の階差である。Model E1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 5 期ラグまで。貸出金利、倒産発生率(前年差)、経常費用率、預金総額は 1 期ラグ、それ以外は 2 期ラグ。県内総生産増加率の階差も採用した。

Model E2 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 5 期ラグまで。自己資本比率、貸出金利、預金総額、

倒産発生率は1期ラグ、それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差は1から2期ラグを採用した。  
 Model F1の操作変数は、貸出総額増加率は2から4期ラグまで。自己資本比率、貸出金利、預金総額、倒産発生率(前期差)、経常費用率は1期ラグ、それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差は1期ラグを採用した。  
 Model F2の操作変数は、貸出総額増加率は2から3期ラグまで。自己資本比率、貸出金利、倒産発生率は1から3期ラグまで。地価変化率、貸出シェア、ハーフィンダール指数は2から3期ラグ、それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差は0から3期ラグを採用した。

図表7 中小企業向け貸出供給関数の推計結果(2000年代)

期間 被説明変数	Model G1		Model G2		Model H1		Model H2	
	2002-2007年度				2000-2007年度			
	中小企業向け貸出増加率		中小企業向け貸出増加率		中小企業向け貸出増加率		中小企業向け貸出増加率	
中小企業向け貸出増加率(-1)	0.141	(0.619)	0.051	(1.633)	0.071	(0.252)	0.080	(2.605)***
自己資本比率							0.740	(0.361)
自己資本比率(-1)			0.718	(0.684)				
貸倒引当率(-1)	-2.082	(-0.575)			-0.780	(-2.315)**		
一店舗あたりの県内事業所数(-1)	0.001	(0.228)	0.006	(1.258)	0.000	(-0.096)	0.009	(2.160)**
貸出金利	-2.993	(-0.648)	18.698	(1.706)*	3.981	(0.370)	85.080	(6.092)***
地価変化率(-1)	-0.301	(-1.202)	-1.214	(-1.655)*	-0.273	(-1.492)	-0.069	(-0.406)
県内貸出シェア(-1)	-1.982	(-2.009)**	-6.751	(-6.490)***	-2.131	(-2.767)***	-5.049	(-2.116)**
ハーフィンダール指数(-1)	0.005	(1.399)	0.010	(1.101)	0.003	(1.110)	-0.006	(-0.540)
倒産発生率(前期差)	-0.110	(-0.649)	-0.205	(-1.026)	-0.034	(-0.736)	-0.037	(0.471)
預金総額	2.489	(-0.370)	69.869	(2.575)**	-7.847	(-0.905)	106.175	(3.023)***
経常費用率	-0.770	(-0.089)			-0.463	(-1.293)		
経常費用率(-1)			-0.064	(-0.473)			0.636	(0.652)
サンプル数	601		625		816		735	
銀行数	118		112		121		112	
AR(2)	-0.007	(0.863)	0.034	(0.473)	-0.063	(0.085)	-0.029	(0.502)
Sargan検定	22.492	(0.211)	27.994	(0.260)	48.843	(0.134)	38.889	(0.104)

(備考) 図表4の備考1-5を参照。操作変数はいずれのモデルも説明変数の階差である。Model G1の操作変数は、貸出総額増加率は2から4期ラグまで。貸出金利、倒産発生率(前期差)、経常費用率、預金総額は1期ラグ、それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差(1期ラグ)も採用した。

Model G2の操作変数は、貸出総額増加率は2から5期ラグまで。貸出金利、預金総額、倒産発生率(前期差)は1期ラグ、それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差は1期ラグを採用した。

Model H1の操作変数は、貸出総額増加率は2から6期ラグまで。貸出金利、預金総額、倒産発生率(前期差)、経常費用率、貸倒引当率は1期ラグ、それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差は1期ラグを採用した。

Model H2の操作変数は、貸出総額増加率は2から3期ラグまで。自己資本比率、貸出金利、倒産発生率、預金総額は1期ラグ。それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差は0から1期ラグを採用した。

図表8 地域銀行の貸出シェア(平均値)とハーフィンダール指数の推移

年度	1995	1998	2001	2004	2007
地域銀行の貸出シェア(平均)	17.16	18.10	19.21	20.74	21.46
東京での地域銀行の貸出シェア	0.47	0.45	0.42	0.63	0.63
東京以外での地域銀行の貸出シェア	20.60	21.36	22.12	23.13	24.45
ハーフィンダール指数の全国平均	2181.26	2241.67	2292.05	2343.75	2342.79
東京のハーフィンダール指数	3441.96	3534.39	3898.42	4198.58	3574.18
東京以外でのハーフィンダール指数	2173.97	2234.45	2288.21	2335.32	2351.83

(備考) 単位: %。貸出シェア・ハーフィンダール指数の計算方法は補論を参照。

図表 9 前年度差変数を用いた貸出供給関数の推計結果 (1990 年代)

期間 被説明変数	Model I1		Model I2		Model J1		Model J2	
	1995-2002年度				1995-2000年度			
	貸出総額増加率		貸出総額増加率		貸出総額増加率		貸出総額増加率	
貸出総額増加率(-1)	-0.006	(-0.515)	-0.016	(-0.575)	0.006	(-0.245)	-0.070	(-1.116)
貸出金利	32.191	(6.632)***	21.557	(1.410)	27.142	(7.855)***	67.807	(3.235)***
貸倒引当率	0.066	(-0.628)			0.418	(0.373)		
自己資本比率			6.075	(2.568)***			0.685	(-0.165)
経常費用率	0.486	(0.887)	1.882	(2.263)**	-0.370	(-0.174)	0.554	(-0.470)
預金総額	26.401	(0.889)			19.791	(0.841)		
預金総額(-1)			-70.238	(-1.701)*			-35.298	(-1.574)
地価変化率(前年差)	0.033	(0.774)	0.069	(1.006)	0.021	(-0.065)	0.088	(0.288)
倒産発生率(前年差)	-0.010	(0.174)	-0.119	(-0.788)	0.037	(1.377)	-0.425	(-0.842)
一店舗あたりの県内事業所数	-0.003	(-1.564)			-0.003	(-1.370)	-0.006	(-2.110)**
一店舗あたりの県内事業所数(-1)			-0.004	(-1.229)				
県内貸出シェア(前年差)	1.789	(3.305)***	1.845	(1.850)*	1.789	(1.680)*	2.804	(3.545)***
ハーフィンダール指数(前年差)	-0.004	(-0.423)	-0.012	(-1.291)	-0.004	(0.296)	-0.020	(-1.087)
サンプル数	705		713		478		350	
銀行数	126		125		124		120	
AR(2)	-0.016	(0.713)	-0.044	(0.214)	-0.043	(0.476)	-0.074	(0.331)
Sargan検定	16.371	(0.175)	20.167	(0.175)	14.138	(0.078)	9.341	(0.406)

(備考) 図表 4 の備考 1-5 を参照。操作変数はいずれのモデルも説明変数の階差である。Model I1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 3 期ラグまで。それ以外は 1 期ラグ。県内総生産増加率の階差 (0 期から 1 期ラグ) も採用した。

Model I2 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 3 期ラグまで。預金総額、一店舗あたりの事業所数は 2 期ラグ、それ以外は 1 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 1 期および 2 期ラグを採用した。

Model J1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 3 期ラグまで。それ以外は 1 期ラグ。県内総生産増加率の階差 (0 期から 1 期ラグ) も採用した。

Model J2 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 3 期ラグまで。貸出金利は 1 から 2 期ラグ、預金総額は 2 期ラグ、それ以外は 1 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 0 期から 2 期ラグを採用した。

図表 10 前年度差変数を用いた貸出供給関数の推計結果 (2000 年代)

期間 被説明変数	Model K1		Model K2		Model L1		Model L2	
	2002-2007年度				2000-2007年度			
	貸出総額増加率		貸出総額増加率		貸出総額増加率		貸出総額増加率	
貸出総額増加率(-1)	0.161	(0.638)	-0.132	(-2.332)**	0.117	(1.102)	-0.115	(-1.889)*
貸出金利	53.251	(4.134)***	63.645	(2.102)**	44.396	(4.327)***	97.745	(6.025)***
貸倒引当率	-3.808	(-1.323)			-2.256	(-1.450)		
自己資本比率			12.835	(1.466)			3.339	(1.139)
経常費用率	1.120	(1.361)	-0.262	(-0.698)	0.563	(1.297)	-2.279	(-1.504)
預金総額	14.327	(0.125)	50.797	(0.833)	1.297	(0.663)	34.141	(0.112)
地価変化率(前年差)	0.082	(0.814)	-0.087	(-1.109)	0.129	(1.934)*	-0.158	(-1.465)
倒産発生率(前年差)	-0.239	(-1.259)	0.045	(1.179)	-0.167	(-1.564)	-0.030	(-0.042)
一店舗あたりの県内事業所数	0.003	(0.702)	-0.026	(-1.584)	0.000	(0.464)	-0.040	(-2.667)***
県内貸出シェア(前年差)	1.848	(2.602)***	2.615	(1.983)**	1.781	(2.700)***	2.450	(1.743)*
ハーフィンダール指数(前年差)	-0.003	(-0.949)	-0.004	(-0.148)	-0.001	(-0.979)	0.002	(0.371)
サンプル数	525		549		754		783	
銀行数	121		116		125		119	
AR(2)	0.036	(0.511)	-0.011	(0.818)	0.021	(0.602)	-0.031	(0.330)
Sargan検定	11.691	(0.765)	6.784	(0.816)	16.027	(0.380)	16.873	(0.326)

(備考) 図表 4 の備考 1-5 を参照。操作変数はいずれのモデルも説明変数の階差である。Model K1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 4 期ラグまで。それ以外は 1 期ラグ。県内総生産増加率の階差 (0 期から 1 期ラグ) も採用した。

Model K2 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 3 期ラグまで。それ以外は 1 期ラグ。県内総生産増加率の階差は 0 期から 2 期ラグを採用した。

Model L1 の操作変数は、貸出総額増加率は 2 から 3 期ラグまで。それ以外は 1 期ラグ。県内総生産増

加率の階差は0期から1期ラグも採用した。

Model L2の操作変数は、貸出総額増加率は2から3期ラグまで。それ以外は1期ラグ。県内総生産増加率の階差は1期から2期ラグを採用した。

図表 11 東京ダミーを追加した貸出供給関数の推計結果（2000年代）

期間 被説明変数	Model M1		Model M2		Model N1		Model N2	
	2002-2007年度				2000-2007年度			
	貸出総額増加率		貸出総額増加率		貸出総額増加率		貸出総額増加率	
貸出総額増加率(-1)	-0.124	(-1.616)	0.037	(0.573)	0.078	(0.890)	-0.069	(-1.786)*
貸出金利	9.988	(0.990)	21.545	(1.829)*	26.617	(3.498)***	57.954	(3.018)***
貸倒引当率					-0.699	(-0.787)		
貸倒引当率(-1)	1.272	(0.756)						
自己資本比率			4.488	(1.266)			4.112	(0.617)
経常費用率	0.646	(1.056)			-1.451	(-2.935)***	-1.000	(-1.024)
経常費用率(-1)			-0.500	(-0.602)				
預金総額	-24.294	(-0.873)	105.945	(3.495)***	9.077	(0.928)	50.797	(0.833)
預金総額(-1)							-81.287	(-5.936)***
地価変化率(-1)	-1.149	(-1.726)*	-1.076	(-2.574)**	-0.936	(-3.398)***	-0.177	(-1.794)*
倒産発生率			0.294	(1.654)*			-0.032	(-0.793)
倒産発生率(-1)								
倒産発生率(前年差)					-0.281	(-2.232)**		
倒産発生率(前年差)(-1)	0.123	(0.053)						
一店舗あたりの県内事業所数					0.003	(0.702)	-0.024	(-3.696)***
一店舗あたりの県内事業所数(-1)	0.003	(1.532)	0.010	(1.448)				
県内貸出シェア	1.016	(0.863)					5.437	(2.807)***
県内貸出シェア(-1)			-6.258	(-4.041)***	-3.004	(-2.281)**		
ハーフィンダール指数	0.017	(2.259)**					0.008	(-0.451)
ハーフィンダール指数(-1)			0.022	(2.110)**	0.015	(1.285)		
地価変化率(-1)*東京ダミー	1.427	(1.672)*	2.250	(1.116)	7.245	(1.782)*	7.306	(1.605)*
サンプル数	619		653		756		549	
銀行数	120		116		127		116	
AR(2)	-0.057	(0.186)	0.031	(0.513)	-0.051	(0.229)	-0.011	(0.818)
Sargan検定	24.989	(0.161)	21.990	(0.285)	18.807	(0.877)	6.784	(0.816)

(備考) 図表4の備考1-5を参照。操作変数はいずれのモデルも説明変数の階差である。Model M1の操作変数は、貸出総額増加率は2から4期ラグまで。貸倒引当率、一店舗あたりの事業所数、地価変化率、倒産発生率(前期差)は2期ラグ、それ以外は1期ラグ。県内総生産増加率の階差(1期から2期ラグ)も採用した。

Model M2の操作変数は、貸出総額増加率は2から4期ラグまで。自己資本比率、預金総額、貸出金利、倒産発生率は1期ラグ、それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差は1期から3期ラグを採用した。

Model N1の操作変数は、貸出総額増加率は2から5期ラグまで。貸出金利、預金総額、倒産発生率(前年差)、経常費用率は1期ラグ、それ以外は2期ラグ。県内総生産増加率の階差(ラグなし)も採用した。

Model N2の操作変数は、貸出総額増加率は2から3期ラグまで。預金総額は2期ラグ、それ以外は1期ラグ。県内総生産増加率の階差(ラグなし)も採用した。

#### 参考文献

安孫子勇一・吉岡孝昭「パネル・データを用いた地域経済と地域金融に関する実証分析」『大阪大学経済学』第53巻第2号、(2003)

植草益・竹中康治・菅久修一・井手秀樹・堀江明子『現代産業組織論』NTT出版(2002)

小川一夫『大不況の経済分析』日本経済新聞社(2003)

金子隆「貸出金利の銀行間格差 第二地銀協地銀の個別データによる分析」『地域金融問題研究』、第2号、(1994)

加納正二「審査と貸出金利」『国際公共政策研究』、第2巻、第1号、大阪大学、(1998)

後藤善行「貸出金利と地域間格差と貸出市場の寡占」『調査季報』、第12号、国民金融公庫調査部、(1990)

櫻川昌哉・櫻川幸恵「地価変動に翻弄された日本経済」池尾和人編集『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 4 不良債権と金融危機』慶應義塾大学出版会、pp.3-34(2009)

- 全国地方銀行協会事務局『新・地方銀行読本』金融財政事情研究会(2006)
- 品田雄志「地域銀行の営業広域化戦略 競争激化で進む収益性の低下、再編による新たな棲み分けも」『金融調査情報』20-1、信金中央金庫総合研究所、(2008年4月9日号)
- 随清遠「供給サイドからの中小企業貸出分析」『信金中金月報』第6巻第1号、信金中金総合研究所、(2007年1月)
- 杉原茂・笹田郁子「不良債権と追い貸し」『日本経済研究』第44号、日本経済研究センター、(2002年3月)
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美「いわゆる「追い貸し」について」『金融研究』第22巻第1号、日本銀行金融研究所、(2003年3月)
- 辰巳憲一『日本の銀行業・証券業』東洋経済新報社(1984)
- 筒井義郎『金融市場と銀行業』東洋経済新報社(1988)
- 筒井義郎「証券業の競争度」, mimeo. (2000)
- 筒井義郎・蛸山昌一「金融業の産業組織」館龍一郎・蛸山昌一著『日本の金融[ ]新しい見方』東京大学出版会、pp.177-220(1987)
- 筒井義郎・佐竹光彦・内田浩史「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』、経済産業研究所、(2006年1月)
- 中田真佐男・安達茂弘「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』財務省財務総合政策研究所、(2006年10月号)
- 日本銀行『金融システムレポート』日本銀行(2008年9月)
- 堀内俊洋「地域別の貸出市場構造と金利」『調査時報』、第29巻、第2号、中小企業金融公庫調査部、(1987)
- 堀内俊洋『メインバンク競争と貸出市場 - 金融機関の経営戦略 - 』、東洋経済新報社、(1988)
- 堀江康熙『銀行貸出の経済分析』東京大学出版会(2001)
- 堀江康熙「地域金融機関の将来」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所、(2005年10月号)
- 堀江康熙『地域金融機関の経営行動』勁草書房(2008)
- 堀雅博・木滝秀彰「金融機関の健全性と地域経済」『ESRI Discussion Paper Series』第38号、内閣府経済社会総合研究所、(2003年5月号)
- 松浦克己・竹澤康子「銀行の中小企業向け貸出供給と担保、信用保証、不良債権」松浦克己・竹澤康子・戸井佳奈子著『金融危機と経済主体』日本評論社 pp.109-128(2001)
- 森映雄・岩本光一郎・黄巍「バブル期以後にみる地域金融機関としての信用金庫の貸出態度とその影響」『信金中金月報』第4巻第7号、信金中央金庫、(2007年7月)
- 山崎福寿・竹田陽介「土地担保の価値と銀行の貸し出し行動」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』東京大学出版会 pp.351-375(1997)
- 預金保険機構編『平成金融危機への対応』金融財政事情研究会(2007)
- Alley, Wilson A. "Collusion versus Efficiency in The Japanese Regional Banking Industry," *The Economic Studies Quarterly*, Vol. 44, No. 3, 1993.
- Arellano, Manuel, and Stephan Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, 1991
- Dick, Astrid A. "Market Size, Service Quality, and Competition in Banking," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 1, 2007
- Kiyotaki, Nobuhiro and Moore, John. "Credit Cycles," *The Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, 1997.
- Mori, Nobuhiro and Tsutsui, Yoshiro. "Bank Market Structure and Performance: Evidence From Japan," *The Economic Studies Quarterly*, Vol. 40, No. 4, 1989.

<sup>1</sup> 全国地方銀行協会[2006]によれば、地方銀行の本支店の81.2%が本店所在都道府県内に所在するという(2005年3月末)。尚、これは地方銀行のみの数値であり、第二地銀は含まれていない。第二地銀の営業地盤はさらに狭く、また規模も小さいために、第二地銀の本支店は地銀以上に本店所在都道府県内に集中していることが考えられよう。

<sup>2</sup> 地域銀行に対する店舗行政の影響も大きく、出店の範囲が制限されていたことを重視する見解もある(筒井[1988])。辰巳[1984]は、店舗の新設ではなくその配置転換(旧店舗の閉鎖と新設)であっても、昭和44年度までは本店所在県内または隣接県内を原則とし、六大都市というような遠隔地への配置転換は例外的に認められていたに過ぎなかったと述べており、地銀についての店舗行政が県内に制約をかけたものだったということの一端が窺える。

<sup>3</sup> SCP 仮説の詳細は植草・竹中・菅久・井手・堀江[2002]を参照されたい。日本の銀行の市場構造に関し、産業組織論の視点から分析したいくつかの先行研究がある。代表的なものとして、筒井・佐竹・内田[2006]は、都市銀行のパネル・データを用いて SCP 仮説について検証し、その結果、必ずしも SCP 仮説は支持されないとの結果を得ている。

<sup>4</sup> 随[2007]は中小企業向け貸出について地銀と第二地銀を対象としたパネル推計を行っているが、推計期間は 1985-1999 年と 90 年代であること、説明変数は銀行の財務指標だけで、地域での競争条件や地域経済環境を示す変数が入っていないことなど、本稿での考え方とは異なるものがある。

<sup>5</sup> 以下の競争条件についての考察は筒井 [2000] を参考にした。

<sup>6</sup> 安孫子・吉岡[2003]では預金額  $D_{ij}$  を内生変数としているが、多くの先行研究では外生変数として仮定している場合が多い。

<sup>7</sup> 推測的変動 (conjectural variation) とは推測的変動とは、ある企業が産出量を微小に増加させたときに、それ以外の企業の産出量が合計でどれだけ変化するかを表す測度である。完全競争では推測的変動は -1、独占・クールノー競争では 0 となる。詳細は植草・竹中・菅久・井手・堀江[2002]を参照されたい。

<sup>8</sup> 同変数は不良債権比率を示す代理変数として小川[2003]でも用いられている。

<sup>9</sup> 実際の推計では営業費用を総資産で除した営業経費率でも計測したが、有意でなく、経常経費率と大きな差異は観察されなかった。

<sup>10</sup> 実際の推計では対前年差を用いた。

<sup>11</sup> 各地域銀行の都道府県別の店舗数と各都道府県の人口密度から算出した、一店舗あたりの人口密度を同様に説明変数として推計したが、JPB と結果は同様なもので大きな差異は観察されなかった。

<sup>12</sup> 杉原・笛田[2002]でも指摘するように、one-step と two-step の推定では係数の符号が変わってしまうこともある。その場合、係数と  $t$  値の符号が異なってしまう。本稿の分析でもその傾向は見られた。

<sup>13</sup> 稲葉・服部[2006]は銀行の資金利益と役員純利益増加率、為替手数料収入の実質増加率と実質 GDP 成長率の関係等について、時系列あるいはクロスセクションでの相関係数を用いた分析を行っている。その結果、2000 年度を境に手数料ビジネス利益と資金利益の相関関係が変化したことを指摘している。

<sup>14</sup> 本稿における貸出金利は、データの都合上、分母である貸出総額と中小企業向け貸出総額は得られたものの、貸出金利については中小企業向け貸出利息額が得られなかったために、貸出利息総額から計算している。中小企業向け貸出比率 (= 中小企業向け貸出総額 ÷ 貸出総額) は、総資産額・貸出総額が大きい (規模の大きい地銀) ほど、低くなる傾向がある。一般的な見解としては、中小企業向け貸出は大企業向け貸出よりも貸出金利が高くなるために、貸出総額の小さい (規模の小さい) 地銀ほど中小企業向け貸出比率が高くなるため、ここで用いた貸出金利は実際の推計よりも高くなっている可能性がある。

<sup>15</sup> 山崎・竹田[1997]も同様の結果を指摘している。

<sup>16</sup> 櫻川・櫻川[2009]では、不動産、建設、金融・保険業の 3 業種への融資を不動産融資と定義し、その総融資残高に占めるシェアを不動産融資シェアと呼んでいる。

<sup>17</sup> この点については本誌レフェリーから貴重な示唆をいただいた。

<sup>18</sup> 品田[2006]は地銀の営業広域化戦略について分析している。地銀が本店を置く県以外への貸出である県外貸出は 1998 年度以前までバブル崩壊の影響によって東京等への貸出を縮小させる時期が続いたが、再び貸出を強化する動きがみられるという。地域銀行の中でも地方銀行が県外貸出の中心であり、地方銀行の他県における貸出金の比率は 2000 年度末の 26.8% を底に緩やかな拡大を続け、2006 年度末は 29.1% に達したという。他方、第二地銀は元々地方銀行と比較して他県の店舗比率が低く、他県進出の動きもあまり活発でなかったことから、他県向けの貸出金の比率は 18% 程度で、2000 年以降でも大きな変化は見られないと指摘している。

<sup>19</sup> 堀・木滝 [2003]は金融機能の低下によるマクロ経済への悪影響の量的分析について考察している。しかしその結果は、都道府県別の企業規模別設備投資動向は大企業よりも小企業の方で投資が収縮しているが、金融機関の健全性とはあまり関係がないというものであった。