

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～^{*1}

中田真佐男^{*2}

安達 茂弘^{*3}

要 約

金融機関の貸出金利は地域によって異なっている。2006年3月末時点で見ると、都道府県別の貸出約定平均金利の地域間格差（高金利県：宮崎県，低金利県：京都府）は最大で48.6ベーシスポイントに及んでいる。先行研究を紐解けば、貸出金利の高い地域や低い地域の構成は少なくともこの20年間にわたって固定化されていることがうかがえる。

貸出金利の地域間格差が未だ解消されない理由を明らかにするため、本稿では2000年度～2004年度のデータを用いて実証分析を行った。具体的には第二地銀・信用金庫の金利格差決定式をパネル推計し、都道府県別に金利格差の要因分解を実施した。我々の分析によれば、金利が高い県では、需要側の要因（産業構成や景況）に加え、市場の競争環境、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となる。

分析結果から判断する限り、金融市場の規制緩和がかなり進んだ現在でも、地方圏の貸出市場は依然として不完全競争的である。需要側の信用力に応じて生じる貸出金利の格差とは異なり、競争環境や供給側に起因する金利格差については是正が望まれる。財務状況が同じ企業でも所在地が違うだけで借入金利が異なる状況は、正常な金融仲介の姿とは言えないからだ。本来であれば、例えば金融仲介業務への新規参入や既存民間金融機関による商圈拡大の結果として競争的な貸出市場が形成されていくことが望ましい。しかし、参入コストの高さなどをふまえるとその実現は必ずしも容易ではない。

ここで注目されるのが民営化後の郵便貯金銀行の動向である。当初郵貯銀行は貸出業務を認められていないが、民間金融機関との対等な競争条件の整備を前提とすれば、長期的に「対抗力」としての役割が期待される。逆に、イコールフットリングが確保されない場合には、郵便局のネットワークを民間金融機関の代理店として開放することで、地方圏の貸出市場の競争促進に寄与できる余地がある。

競争的な地域貸出市場が実現されるまでの移行過程では、政策金融が「市場の失敗」へ対処することになる。本分析で示された地域別の「供給側要因」・「競争環境要因」にもとづく金利格差の大きさは、各地域の「市場の失敗」による資金制約の強さを反映した指標としても解釈できる。したがって、限られた政策金融の原資を効果的に配分するうえで、ひとつの有益な判断材料になると期待される。

*1 本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではない。

*2 財務省財務総合政策研究所主任研究官

*3 財務省財務総合政策研究所研究員

I. はじめに

2006年3月末、京都府の貸出約定平均金利(ストック・総合)は1.870%であったが、一方で宮崎県では2.356%であった¹⁾。なお、5年前(2001年3月末)の京都府の貸出約定平均金利は2.390%であり、やはり宮崎県より41.3ポイントも低かった。そればかりか、後藤(1990)やKano and Tsutsui(2003)が行った信用金庫の貸出金利の都道府県比較によると、京都府と宮崎県は1985年と1996年の両時点においてもそれぞれ最低位・最高位のグループに含まれる²⁾。このように、わが国の貸出金利の地域間格差は長期にわたって固定化されている。では、なぜ貸出金利の地域間格差は解消されないのだろうか。

貸出金利の地域間格差の要因に関する実証分析は、これまでも筒井・蠟山(1987)、堀内(1988)、後藤(1990)、金子(1994)、Kano and Tsutsui(2003)、加納(2004c)らによって行われてきた。しかし、いずれも2000年度より前を対象としている。また、分析に横断面データが用いられており、各要因の時系列変動が考慮されていない。加えて、各都道府県の金利格差がどの要因によってどの程度説明できるかについて、先行研究では明示的な分析対象とされてこなかった。そこで、本稿ではより最近の2000年度～2004年度の金融機関別・都道府県別の統計からパネルデータを構築し、以下の2つの実証分析を行った。

第1に、第二地方銀行・信用金庫について「金利格差決定式」を推計した。推計期間中に貸出金利が中央値(岩手県)と比べて1%水準で統

計的に有意に高くなるのは「東北地方の一部(青森県・秋田県・宮城県)、山陰地方(鳥取県・島根県)、福岡県を除く九州地方、茨城県、大阪府、山口県」であり、逆により低くなるのは「北海道、北陸地方の一部(福井県・富山県)、東海・中京地方(愛知県・岐阜県・三重県・静岡県)、近畿地方の一部(兵庫県・滋賀県・奈良県・京都府)、岡山県」である。我々の推計によれば、こうした格差が生じる主な要因となるのは、①各都道府県の産業構成・規模別企業構成、②各都道府県の景況、③個別金融機関の規模、④個別金融機関の費用構造、⑤個別金融機関の健全性、⑥各都道府県の貸出市場の競争環境(市場集中度・大手銀行の進出状況)である。これらのうち複数の要因は先行研究でも直接的・間接的に指摘されている。この意味で、地域金融をとりまく環境が変化した2000年度以降も貸出金利の地域間格差に影響を及ぼす要因に大きな変化はない。

第2に、都道府県別に金利格差を要因分解した。この結果、貸出金利が高い県については、借手側の産業構成、貸出市場の競争環境、貸手側の金融機関の規模の3つが主要な説明要因となることが示された。ただし、これら3要因の構成比については地域間で差異があり、東北地方では「規模の経済」が働いていないこと、山陰地方では「競争環境」が寡占的であること、九州地方では「産業構成」に占める好業績業種の比重が低いことが大きな要因となっている。これとは別に、貸出金利が顕著に高い県では、域内金融機関の固定費が他県より全体的に高く

- 1) 京都府については日本銀行京都支店、宮崎県は同鹿児島支店の発表によるもの。ともに信用金庫を含む。
- 2) 京都府の信用金庫の貸出金利は、1985年では全国で3番目に低く(後藤(1990))、1996年では2番目に低い(Kano and Tsutsui(2003))。他方、宮崎県はどちらでも全国で一番金利が高い。なお、どちらでも愛知県が一番金利が低い。日本銀行名古屋支店は管内3県(愛知・岐阜・三重)をまとめた貸出約定平均金利しか公表していない。

なる。すなわち、競争の欠如による「非効率性」が金利格差拡大の重要な要因になっていることが示唆される。他方、地域金融機関の健全性が貸出金利の地域間格差に及ぼす量的なインパクトは非常に小さかった。近年、しばしば「オーバー・バンキング」が問題にされる。たしかに都市部を中心として優良な顧客が多い商圏ではこうした「過当競争」が発生している可能性はあるものの、本章の実証分析の結果から判断する限り、地方部の貸出市場では「過当競争」よりもむしろ「寡占」が問題であるといえる。

競争環境や供給側（規模の経済のなさ、非効率性）に起因する貸出金利の地域間格差は是正が必要である。財務状況が全く同じ企業でも所在地が違うだけで借入金利が異なるケースが生じ、これは正常な金融仲介の姿とはいえないからだ。ミクロレベルでリレーションシップバンキングを推進することは重要であるが、マクロ的な視点から地域貸出市場の競争環境の改善を図り、貸出金利の上昇を抑制する施策も同様に不可欠といえよう。

我々の推計結果にしたがえば、域外金融機関の参入がすすみ、かつ、域内の小規模金融機関が合併によって規模を拡大すれば、域内貸出市場の競争はより促進される。しかし、これはあくまで民間部門の経営判断に委ねられる問題であり、必ずしも実現可能とはいえない。ここで注目されるのは、2007年秋から業務を始める郵便貯金銀行の動向である。当初郵貯銀行は貸出業務を認められていない。しかしながら民間金

融機関と対等な条件で競争するための施策、例えば地域分割のような寡占防止策を前提とすれば、長期的には貸出市場において、いわゆる「対抗力」として競争圧力を高める役割が期待される。逆に、イコールフットイングが確保されない場合には、郵便局のネットワークを民間金融機関の代理店として開放することで、地方圏の貸出市場の競争促進に寄与できる余地がある。

競争的な地域貸出市場が実現されるまでは、資金制約に直面する借手に対して引き続き政策金融で対応することになろう。限られた政策金融の原資を効果的に配分するうえで、自らの信用力以外の理由で資金調達に困難に直面する企業に集中的に政策融資を行っていくことが望ましい。本分析で示された地域別の「供給側要因」・「競争環境要因」にもとづく金利格差の大きさは、各地域の「市場の失敗」による資金制約の強さを反映した指標としても解釈できる。したがって、政策金融が適切な地域配分を実現していくうえでのひとつの有益な判断材料になると思われる。

本稿は以下のように構成される。第Ⅱ節では、貸出金利の地域間格差の現状を示す。第Ⅲ節では、貸出金利の地域間格差について分析した先行研究を整理する。続く第Ⅳ節では推計するモデルを定式化し、第Ⅴ節で貸出金利の地域間格差に影響を及ぼす要因を計量分析する。第Ⅵ節では各都道府県の金利格差を要因分解し、最後の第Ⅶ節で求められる施策対応について検討してこれを結語にあてる。

Ⅱ．貸出金利の地域間格差の現状

地方銀行、第二地方銀行（以下、第二地銀）、信用金庫の個別貸出金利を以下のように算出する。

$$r_{ij,t}^L = \frac{Intr_{ij,t}}{Loan_{ij,t}} \quad (1)$$

$r_{ij,t}^L$: j 県にある第 i 金融機関の t 期の貸出金利

$Intr_{ij,t}$: j 県にある第 i 金融機関の t 期の貸出金の受取利子

$Loan_{ij,t}$: j 県にある第 i 金融機関の t 期末の貸出金残高

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

このうち地方銀行・第二地方銀行の貸出金利は『全国銀行財務諸表分析』（全国銀行業協会連合会）から、信用金庫については『全国信用金庫財務諸表』（金融図書コンサルタント社）から算出した。期間は2000年度～2004年度の5年間である。表1には、業態別・年度別に貸出金利（絶対水準）の記述統計量が示されている。地方銀行の貸出金利の平均値は他の業態より低く、標準偏差も他の業態より小さい。他方、第二地銀と信用金庫の間で比較すると、平均・標準偏差ともに差異は小さい。

表1からは、信用金庫と第二地方銀行の貸出金利は同じ分布に従っている可能性が示唆される。この点を確認するため、各年度について業態間の貸出金利の差に関する多重比較検定を行い、その結果を表2に示した。

2001年度～2003年度の3年間については「第二地銀と信用金庫の貸出金利の平均値が同じである。」という帰無仮説が統計的に有意に棄却されない。また、2004年度についても有意水準

5%では帰無仮説は棄却されない。信用金庫は会員制の協同組織金融機関であり、株式会社である銀行と違って様々な業務規制がある。例えば、営業地域が制限されており、一定以上の規模の企業は会員資格を失うために大企業向けの融資も難しい。しかし、第二地方銀行も地域の中小企業に特化した金融仲介を行っている結果、両者の顧客層は重複し、貸出金利の分布も類似した形状になるのだと考えられる。以下では、信用金庫と第二地方銀行を1つのグループにまとめて分析を行う。他方、地方銀行については、貸出金利の地域間格差の有無を検証することは難しい。なぜなら地方銀行が1行しか存在しない都道府県が31にものぼり、これらについては金利格差が地域差と個体差のどちらを意味するのかを識別できないからだ。よって、以下では地方銀行を分析対象から除外する。

「第二地銀・信用金庫」について、各年度の貸出金利の高位25%、低位25%に入る金融機関の数が県内の同業態の金融機関の総数に占める

表1 業態別・年度別に見た貸出金利の記述統計量

【単位:%】

業態	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	標本数
地方銀行						
2000	2.398	2.343	3.117	2.099	0.237	64
2001	2.272	2.218	3.132	1.764	0.279	64
2002	2.185	2.130	3.060	1.792	0.268	64
2003	2.152	2.084	3.031	1.801	0.281	64
2004	2.075	2.004	3.055	1.704	0.269	64
第二地銀						
2000	2.731	2.789	3.476	0.301	0.437	57
2001	2.813	2.721	6.429	2.093	0.571	56
2002	2.706	2.639	5.367	1.968	0.478	53
2003	2.617	2.565	4.778	1.805	0.451	50
2004	2.539	2.501	3.842	1.863	0.360	48
信用金庫						
2000	2.998	2.938	5.924	2.088	0.404	368
2001	2.843	2.772	6.171	1.922	0.426	343
2002	2.778	2.705	6.959	1.514	0.451	326
2003	2.720	2.646	7.606	0.762	0.573	297
2004	2.690	2.619	7.789	1.026	0.503	296

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表2 業態間の貸出金利の平均値の差の多重比較検定

2000年度	地方銀行	第二地銀
第二地銀	-5.27 ***	
信用金庫	-11.52 ***	-4.59 ***
2001年度	地方銀行	第二地銀
第二地銀	-6.76 ***	
信用金庫	-10.31 ***	-0.47
2002年度	地方銀行	第二地銀
第二地銀	-7.41 ***	
信用金庫	-10.15 ***	-1.07
2003年度	地方銀行	第二地銀
第二地銀	-6.76 ***	
信用金庫	-7.73 ***	-1.21
2004年度	地方銀行	第二地銀
第二地銀	-7.80 ***	
信用金庫	-9.47 ***	-1.99 *

※表中の「***」「**」「*」は、行と列に対応する2つの金融機関の平均金利が等しいという帰無仮説が、Bonferroni修正を施したt検定においてそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意に棄却されることを示す。

割合を都道府県別に集計した。この結果が表3に示されている。

東北地方の一部（青森県・宮城県・秋田県）、山陰（島根県・鳥取県）、福岡県を除く九州地方では一貫して貸出金利が高いことがわかる。また、茨城県では地域金融機関の再編が進むにつれ、貸出金利が高い金融機関の占める割合も高まっている³⁾。逆に福岡県では、地域金融機関の再編によってむしろ貸出金利が低い金融機関の割合が増加している⁴⁾。

金利の低い地域としては、北海道、北陸地方

の一部（富山県・福井県）、東海・中京地方（静岡県・愛知県・岐阜県・三重県）、近畿地方の一部（滋賀県・京都府・兵庫県・奈良県）が挙げられる。ただし、時系列でみた傾向は様ではない。例えば、富山県・奈良県では低金利の度合いが強まる傾向があるのに対し、岐阜県・兵庫県では逆に低金利の金融機関の割合が低下している。他方で、愛知県では一貫して貸出金利が低い。

対象を信用金庫に限定すると、過去の研究でも貸出金利に地域間格差が存在することが指摘されている。後藤（1990）によれば、1979年度～1988年度にかけて貸出金利の高位5県（青森・秋田・宮崎・鹿児島・大分）と低位5県（静岡・愛知・岐阜・京都・兵庫）はほぼ固定されていた。また、Kano and Tsutsui（2003）によれば、1996年度の貸出金利は宮崎県・青森県・熊本県・大分県・宮城県において中央値（福岡県）より統計的に有意に高く、愛知県・京都府・岐阜県・静岡県・神奈川県・兵庫県・埼玉県・長野県・滋賀県・福井県において中央値（福岡県）より統計的に有意に低くなる⁵⁾。こうしてみると、九州地方や東北地方の一部では、貸出金利が他地域より高い状況が20年以上も続いていることになる。一方で、Kano and Tsutsui（2003）が分析した1996年度時点では、山陰地方（島根県・鳥取県）や大阪府、茨城県は高金利地域とはみなされていない。同様に、東海地方や京都府、兵庫県ではかなり以前から低金利が続いている一方、奈良県や富山県は新たに出現した低金利地域だといえる。

表3で示された貸出金利の地域間格差の現状をより定量的に把握するため、個別金融機関の貸出金利を業態別に都道府県ダミーで回帰した。

同様の回帰はKano and Tsutsui（2003）でも

- 茨城県では2001年度中に石岡信金が破綻し、2002年度中に土浦信金が水戸信金に吸収された。また、2003年度中にはつくば銀行が関東銀行に吸収された。
- 福岡県では、2003年度中に新北九州・門司・直方・築上の各信金が福岡ひびき信金に吸収された。2004年度中には、大牟田信金と柳川信金が合併して大牟田柳川信金となった。さらに、福岡シティ銀行が西日本銀行に吸収され、西日本シティ銀行が誕生した。
- 府県の表記の順番はそれぞれ金利の高い順および低い順である。

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表3 第二地方銀行・信用金庫の貸出金利が高い地域と低い地域（2000年度～2004年度）

【貸出金利が高位25%以内に入る機関の割合】

【貸出金利が低位25%以内に入る機関の割合】

	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度
北海道	16% (32)	10% (29)	7% (28)	4% (27)	4% (27)
青森	80% (5)	80% (5)	80% (5)	80% (5)	80% (5)
岩手	13% (8)	0% (8)	13% (8)	13% (8)	25% (8)
宮城	86% (7)	86% (7)	86% (7)	86% (7)	86% (7)
秋田	100% (5)	100% (5)	100% (4)	67% (3)	100% (3)
山形	43% (7)	43% (7)	57% (7)	57% (7)	29% (7)
福島	30% (10)	30% (10)	40% (10)	20% (10)	40% (10)
茨城	33% (6)	60% (5)	50% (4)	100% (3)	100% (3)
栃木	22% (9)	13% (8)	38% (8)	14% (7)	14% (7)
群馬	8% (12)	9% (11)	0% (10)	0% (10)	0% (10)
埼玉	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)
千葉	10% (10)	14% (7)	17% (6)	33% (6)	33% (6)
東京	12% (41)	19% (37)	12% (33)	7% (28)	15% (27)
神奈川	0% (9)	11% (9)	11% (9)	11% (9)	11% (9)
新潟	8% (12)	18% (11)	9% (11)	20% (10)	40% (10)
富山	8% (12)	0% (12)	0% (12)	0% (10)	0% (10)
石川	14% (7)	29% (7)	0% (6)	0% (5)	0% (5)
福井	0% (8)	0% (6)	0% (6)	0% (6)	0% (6)
山梨	33% (3)	0% (3)	0% (2)	0% (2)	0% (2)
長野	0% (8)	0% (8)	0% (8)	14% (7)	0% (7)
岐阜	0% (8)	0% (8)	0% (8)	0% (8)	0% (8)
静岡	0% (17)	0% (17)	0% (15)	7% (15)	7% (15)
愛知	0% (20)	0% (20)	0% (20)	6% (18)	6% (18)
三重	14% (7)	0% (6)	0% (6)	20% (5)	0% (5)
滋賀	0% (5)	0% (5)	0% (5)	0% (4)	0% (4)
京都	0% (7)	0% (7)	0% (3)	0% (3)	0% (3)
大阪	63% (19)	53% (17)	63% (16)	62% (13)	38% (13)
兵庫	0% (14)	0% (12)	0% (12)	0% (12)	0% (12)
奈良	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)
和歌山	0% (4)	25% (4)	0% (4)	25% (4)	0% (4)
鳥取	50% (4)	75% (4)	50% (4)	75% (4)	75% (4)
島根	100% (4)	75% (4)	75% (4)	75% (4)	75% (4)
岡山	0% (10)	0% (9)	0% (9)	0% (9)	11% (9)
広島	0% (8)	0% (8)	0% (7)	0% (7)	0% (6)
山口	50% (10)	50% (10)	50% (10)	33% (9)	44% (9)
徳島	25% (4)	25% (4)	0% (3)	67% (3)	33% (3)
香川	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (3)	0% (3)
愛媛	33% (6)	33% (6)	0% (6)	0% (6)	0% (6)
高知	33% (3)	33% (3)	33% (3)	33% (3)	33% (3)
福岡	33% (15)	20% (15)	27% (15)	18% (11)	11% (9)
佐賀	80% (5)	100% (5)	100% (5)	100% (5)	100% (5)
長崎	75% (4)	100% (4)	100% (4)	100% (3)	100% (3)
熊本	100% (5)	100% (5)	100% (5)	100% (5)	100% (5)
大分	88% (8)	60% (5)	100% (5)	100% (4)	75% (4)
宮崎	71% (7)	100% (7)	100% (7)	100% (7)	86% (7)
鹿児島	80% (5)	100% (5)	100% (5)	75% (4)	100% (4)
沖縄	100% (3)	50% (2)	100% (2)	100% (2)	100% (2)

	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度
北海道	41% (32)	52% (29)	50% (28)	52% (27)	48% (27)
青森	0% (5)	0% (5)	0% (5)	0% (5)	0% (5)
岩手	0% (8)	13% (8)	0% (8)	0% (8)	0% (8)
宮城	0% (7)	0% (7)	0% (7)	14% (7)	0% (7)
秋田	0% (5)	0% (5)	0% (4)	0% (3)	0% (3)
山形	29% (7)	29% (7)	29% (7)	14% (7)	14% (7)
福島	0% (10)	0% (10)	0% (10)	0% (10)	0% (10)
茨城	0% (6)	20% (5)	0% (4)	0% (3)	0% (3)
栃木	11% (9)	38% (8)	13% (8)	0% (7)	14% (7)
群馬	8% (12)	18% (11)	30% (10)	10% (10)	10% (10)
埼玉	25% (4)	0% (4)	25% (4)	0% (4)	0% (4)
千葉	20% (10)	29% (7)	33% (6)	0% (6)	17% (6)
東京	24% (41)	11% (37)	12% (33)	11% (28)	7% (27)
神奈川	22% (9)	0% (9)	33% (9)	22% (9)	22% (9)
新潟	8% (12)	0% (11)	0% (11)	10% (10)	20% (10)
富山	50% (12)	58% (12)	58% (12)	90% (10)	90% (10)
石川	0% (7)	0% (7)	0% (6)	0% (5)	0% (5)
福井	38% (8)	50% (6)	50% (6)	33% (6)	50% (6)
山梨	0% (3)	0% (3)	50% (2)	0% (2)	0% (2)
長野	25% (8)	13% (8)	13% (8)	29% (7)	0% (7)
岐阜	75% (8)	75% (8)	75% (8)	50% (8)	50% (8)
静岡	65% (17)	53% (17)	67% (15)	67% (15)	67% (15)
愛知	85% (20)	90% (20)	80% (20)	89% (18)	83% (18)
三重	43% (7)	50% (6)	50% (6)	80% (5)	60% (5)
滋賀	80% (5)	40% (5)	60% (5)	75% (4)	75% (4)
京都	71% (7)	43% (7)	67% (3)	67% (3)	100% (3)
大阪	0% (19)	6% (17)	6% (16)	8% (13)	8% (13)
兵庫	64% (14)	58% (12)	50% (12)	33% (12)	33% (12)
奈良	50% (4)	0% (4)	25% (4)	75% (4)	100% (4)
和歌山	25% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)
鳥取	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)
島根	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (4)
岡山	30% (10)	33% (9)	33% (9)	33% (9)	33% (9)
広島	13% (8)	13% (8)	29% (7)	0% (7)	17% (6)
山口	0% (10)	10% (10)	0% (10)	0% (9)	0% (9)
徳島	0% (4)	0% (4)	0% (3)	0% (3)	0% (3)
香川	0% (4)	25% (4)	0% (4)	33% (3)	0% (3)
愛媛	0% (6)	33% (6)	17% (6)	0% (6)	0% (6)
高知	0% (3)	0% (3)	0% (3)	0% (3)	0% (3)
福岡	13% (15)	13% (15)	0% (15)	18% (11)	22% (9)
佐賀	0% (5)	0% (5)	0% (5)	0% (5)	0% (5)
長崎	0% (4)	0% (4)	0% (4)	0% (3)	0% (3)
熊本	0% (5)	0% (5)	0% (5)	0% (5)	0% (5)
大分	0% (8)	0% (5)	0% (5)	0% (4)	0% (4)
宮崎	0% (7)	0% (7)	0% (7)	0% (7)	0% (7)
鹿児島	0% (5)	0% (5)	0% (5)	0% (4)	0% (4)
沖縄	0% (3)	0% (2)	0% (2)	0% (2)	0% (2)

注1) 括弧内は、県内にある第二地方銀行と信用金庫の総数を示す。

注2) 網掛け部分は、条件に該当する金融機関の数が県内にある同業態の金融機関の総数に対して2/3以上であることを示す。

行われているが、Kano and Tsutsui (2003) が「地銀・第二地銀」・「信用金庫」という分類を採用したのに対し、本推計では第2表での仮説検定の結果に従い、第二地銀と信用金庫をひとつのグループとしてあつかう。一方で、金利格

差の識別性の問題を考慮し、地方銀行は分析対象から除外する。また、パネルデータを用いる本分析では、市場金利の時系列変動を制御するために年度ダミーを加える。さらに、①破綻金融機関、②破綻金融機関を吸収した金融機関、

③合併した金融機関を全て標本に含めて推計する。ここで、破綻金融機関は期中に標本から脱落する一方、合併した金融機関については新しい金融機関として扱うため、本推計で構築されるパネルデータは非バランスパネルとなる。Pooled OLSによる業態別の推計結果が表4に示されている。貸出金利が中央値（岩手県）と統計的に有意に異なる都道府県は、表3で指摘されたものと概ね一致していることが確認でき

る。

これまでの分析により、「第二地銀・信用金庫」では2000年度以降も貸出金利に統計的に有意な地域間格差が存在していることが示された。以下では地域間格差が生じる要因を明らかにする。ただし、同様の分析が過去にも行われていることをふまえ、まず次節で関連する先行研究の結果を概観し、そのうえで第IV節から実証分析を行う。

Ⅲ．先行研究

Ⅲ－1．貸出金利の地域間格差の要因に関する先行研究

日本では、1980年代の後半から貸出金利の地域間格差に関する実証分析が行われている。筒井・巖山（1987）では貸出市場が地域別に分断された状況を想定し、市場の集中度と金利水準の関係を検証した。1982年度の金融機関別データ（静岡県を除く全国の地方銀行、相互銀行、信用金庫（計570））を用いたOLS推計によれば、地域経済の規模（需要側要因）や各金融機関の規模（供給側要因）を制御したうえでも、貸出金利は市場集中度（貸出市場のハーフィンダル指数）と有意な正の相関をもつ。

堀内（1987）は、『中小企業動向調査』（中小企業金融公庫）での各企業の回答をもとに1986年第2四半期時点の都道府県別短期借入金利（沖縄県を除く）を推計し、この金利と取引企業数ベースでみた県内上位3行の累積シェアの関係を散布図にとると右上がりの関係があると指摘した。堀内（1988）はこの指摘の妥当性を回帰分析で検証し、企業の売上高・総資本経常利益率・自己資本比率といった需要側要因を制御したうえでも、市場集中度（県内首位行のメインバンク取引先件数／県内各金融機関のメインバンク取引先数の累計）と貸出金利の間に有意な正相関があることを示した。

後藤（1990）は、1987年3月における信用金

庫の都道府県別貸出約定平均金利と市場集中度（県内上位3金融機関の貸出金シェア）の相関係数が0.51であることを示した。さらに、市場の集中度が高く、都市圏から遠くて大手銀行からの競争圧力が低い地域ほど貸出金利のヴォラティリティが小さいことを示した。

村本（1991）は、都市銀行の地方進出が積極化した1980年代後半以降、東北地方と全国平均との金利差が縮小していると指摘した。村本（1991）は統計学的な分析を行っていないが、地域貸出市場の競争環境の変遷が明示的に考察されている点で興味深い。

他方、金子（1994）は地域要因だけでなく、金融機関ごとの個別要因によっても金利格差が生じると主張した。金子（1994）は1988年度の相互銀行の個別貸出金利を複数の地域要因と銀行個別要因で回帰し、銀行ごとの貸出先の信用リスクや経費率が貸出金利と有意な相関をもつことを示した。ただし、この推計でも地域貸出市場の集中度（県内上位2行の貸出シェアの合計）は貸出金利と有意に正相関となる。

加納（1998）は、表面金利ではなく実効金利で分析を行っている。具体的には、『平成9年TKC経営指標』から黒字の青色申告法人（年商500万円～100億円）のデータより、都道府県・業種別に1996年度の実効貸出金利を算出している。加納（1998）の分析によれば、製造業の

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表4 貸出金利の都道府県ダミーへの回帰の結果
従属変数：貸出金利（％） 期間：2000年度～2004年度

中央値（岩手県）以上の 係数推定値			中央値（岩手県）以下の 係数推定値			【参考】 その他ダミー変数の係数推定値		
変数名	係数 推定値	t値	変数名	係数 推定値	t値	変数名	係数 推定値	t値
			-- 岩手		(基準)	定数項	0.170 ***	(4.13)
1 宮崎	1.045 ***	(18.07)	25 千葉	-0.014	(-0.23)	特殊行①	1.838 ***	(16.20)
2 青森	0.912 ***	(14.33)	26 愛媛	-0.021	(-0.34)	特殊金庫①	4.155 ***	(30.38)
3 熊本	0.673 ***	(10.58)	27 和歌山	-0.027	(-0.39)	譲渡(受)	-0.319 ***	(-6.58)
4 秋田	0.625 ***	(9.13)	28 東京	-0.036	(-0.81)	合併	-0.474 ***	(-13.06)
5 鹿児島	0.481 ***	(7.36)	29 高知	-0.062	(-0.70)	破綻	0.156 ***	(2.76)
6 沖縄	0.472 ***	(5.54)	30 広島	-0.065	(-1.13)	2000年	0.048 ***	(2.64)
7 大分	0.446 ***	(7.02)	31 神奈川	-0.111 **	(-2.05)	2001年	-0.005	(-0.28)
8 佐賀	0.388 ***	(6.10)	32 長野	-0.115 **	(-2.04)	2002年	0.013	(0.71)
9 長崎	0.355 ***	(5.01)	33 群馬	-0.123 **	(-2.35)	2003年	0.009	(0.49)
10 島根	0.344 ***	(5.04)	34 香川	-0.135	(-1.90)	標本数	1897(非バランスパネル)	
11 茨城	0.323 ***	(4.79)	35 埼玉	-0.147 **	(-2.14)	推計方法	Pooled OLS	
12 宮城	0.304 ***	(5.26)	36 岡山	-0.173 ***	(-3.21)	自由度修正済決定係数	0.729	
13 鳥取	0.257 ***	(3.76)	37 三重	-0.201 ***	(-3.30)	F検定統計量	47.500 ***	
14 大阪	0.184 ***	(3.78)	38 福井	-0.202 ***	(-3.42)			
15 山口	0.142 ***	(2.65)	39 北海道	-0.211 ***	(-4.72)			
16 山形	0.104	(1.79)	40 兵庫	-0.255 ***	(-5.00)			
17 石川	0.092	(1.53)	41 奈良	-0.260 ***	(-3.81)			
18 徳島	0.082	(1.14)	42 岐阜	-0.278 ***	(-4.99)			
19 山梨	0.052	(0.64)	43 静岡	-0.294 ***	(-6.06)			
20 福島	0.034	(0.64)	44 京都	-0.307 ***	(-4.69)			
21 栃木	0.017	(0.30)	45 富山	-0.310 ***	(-5.99)			
22 福岡	0.016	(0.32)	46 滋賀	-0.318 ***	(-4.87)			
23 新潟	0.015	(0.28)	47 愛知	-0.454 ***	(-9.67)			
-- 岩手		(基準)						

注1) 表中の「**」「***」はそれぞれ係数ゼロの帰無仮説が5%，1%水準で統計的に有意に棄却されることを示す。

注2) 表中の「基準」は、2000～2004年度における貸出金利の都道府県平均値の中央値をとる県（岩手県）を示す。

注3) 表中のF検定統計量の帰無仮説は「全ての県ダミーがゼロに等しい」である。

注4) 「譲渡(受)」・「破綻」・「合併」はいずれもイベントが生じた年度のみ「1」の値をとるダミー変数である。なお、「譲渡(受)」は破綻した金融機関の営業譲渡を受けた金融機関であることを意味する。

注5) 貸出金利が標本平均よりも顕著に高い東京都の第二地銀と高知県の信用金庫の2機関については個別にダミー変数を加えた。このうち高知県の信用金庫は個人向け貸出に特化した営業（2004年度末の個人向け貸出シェアは71.4%）を展開していることが反映されていると考えられる。

実効貸出金利は企業の自己資本比率や「支払利息割引料／売上高」比率といった需要側要因と有意な相関をもち、さらに市場集中度（上位2行の取引社数ベースの県内シェアの和）とも統計的に有意な正の相関をもつ。

Kano and Tsutsui（2003）は1996年度の金融

機関の財務諸表から銀行別（地方銀行・第二地方銀行・信用金庫）に貸出金利を算出し、この金利を用いて地域間格差の要因を分析している。Kano and Tsutsui（2003）の分析によれば、信用金庫の貸出金利は、営業基盤となる都道府県の経済規模や預金残高、さらには貸出市場の集

中度（ハーフィンダール指数）と統計的に有意な相関をもつ。これにより小規模事業者向け貸出市場が都道府県別に分断されていることが示唆される。さらに、信用金庫については、需要側の諸要因の影響を控除したうえでも貸出金利の地域格差が解消されないことを明らかにし、この原因を供給側における競争の欠如に帰している。

以上に挙げた先行研究のうち統計学的な分析が行われたものについて、その主要な結果が表5に要約されている。

先行研究では地域金融市場における「寡占」に着目したものが多くわかる。もっとも、これらの分析はいずれも1996年度以前を対象とし、いずれも横断面データによる回帰分析が行われている。だが、金融ビッグバン以降の日本の金融市場は大きく変遷しており、この影響が地域金融市場にも及んでいる可能性がある。よって、より最近のデータを用い、かつ、各要因の時系列的な変動も制御したパネル分析によって貸出金利の地域間格差の現状を再検証することは有意義である。

Ⅲ-2. リレーションシップバンキングとの関連性

2003年以来、金融庁は地域金融機関に対してリレーションシップバンキングの強化を促していることをふまえ⁶⁾、貸手-借手間のリレーシ

ョンシップが金利に及ぼす影響を分析したわが国の先行研究についても概観しておこう。

この分野の研究は欧米で先に進展した⁷⁾。Ongena and Smith (2000) では Bank Relationship は「単純な金融取引の範疇を超えた金融機関と顧客の関係」と定義され、その成熟度は「取引期間の長さ」と「取引項目の多様さ」で規定される⁸⁾。リレーションの成熟が貸出金利に及ぼす影響について、理論分析では見解が別れている。例えば、Boot and Thakor (1994) は、リレーションシップの成熟が貸手-借手間の情報の非対称性を緩和し、貸出金利を低くする効果を強調する。これに対し、Sharpe (1990) や Rajan (1992) は取引関係が lock-in されて貸手が独占力をもち、むしろ貸出金利は高くなると指摘する (Hold-Up 問題)。

日本では、中小企業庁が2001年から毎年、中小企業の資金調達環境に関するサーベイ調査を実施している。この回答結果を用いてメインバンクからの短期借入金金利の決定要因を推計した分析として、中小企業白書 (2002年・2003年版、中小企業庁編) と Watanabe (2005) が挙げられる⁹⁾。中小企業白書の OLS 推定では、メインバンクとの取引年数が長い企業ほど借入金金利は有意に低くなる。しかし、取引銀行数については Petersen and Rajan (1994) と同様に借入金金利との正相関が認められる¹⁰⁾。他方、Watanabe (2005) の分析では、2002・2003年の中小企業

6) 金融審議会（金融分科会第二部会）からの「リレーションシップバンキングの機能強化に向けて」の公表（2003年3月27日）を受け、2003～2004年度に「リレーションシップバンキングの機能強化に関するアクションプログラム」、2005～2006年度に「地域密着型金融の機能強化の推進に関するアクションプログラム」が策定・実施されている。

7) この分野 (Relationship lending や Bank relationship などの呼称もある) の研究の進展については、Ongena and Smith (2000)、Boot (2000)、Berger and Udell (1988) のサーベイを参照されたい。

8) これと似た貸手-借手間の取引関係として「メインバンク制」が知られる。ただし、リレーションシップバンキングが中小企業金融に特化したビジネスモデルと認識される一方、メインバンク制は大企業もカバーする点が異なっている。もっとも、対象を中小企業と地域金融機関の関係に限れば両者はほぼ一致する。

9) このサーベイ調査の対象は (株) 東京商工リサーチのデータベースから抽出されている。よって、企業の回答結果と東京商工リサーチが有料で提供する定量情報 (『財務データ』) と定性情報 (『企業情報データ』) を事後的に結合できる。中小企業白書や Watanabe (2005) はこの結合後のデータベースを用いている。

10) ただし、2003年版の推計では、自分のメインバンクより上位業態の金融機関と取引をしている企業では、借入金金利が有意に低くなるという結果が得られる。

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表5 関連する先行研究の結果（統計学的な分析を行った研究に限定）

論文	対象	金利	時点	横断面	説明変数			符号	有意	推計方法 (決定係数)	主要なデータの出所	注釈
					需	供	市					
1 筒井・蛭山 (1987)	地銀 相銀 信金	平均	1982	金融機関別 [除:静岡]	需	県民所得	+	○	OLS (0.25)	金融機関の財務諸表	付注1 参照	
					需	各機関の預金残高	-	○				
					市	各県貸出市場のハーフィンダール指数	+	○				
2 堀内 (1987)	信金	新規 ・ 短期	1986	都道府県別 [除:岩手・沖縄]	需	売上高	-	○	OLS (0.51)	『中小企業動向調査』 (中小企業金融公庫)	付注2・3 参照	
					需	総資本経常利益率	-	×				
					需	自己資本比率	-	○				
					市	首位行のメイン取引企業数のシェア	+	○				
3 後藤 (1990)	信金	平均	1987	都道府県別 [除:岩手・沖縄]	市	上位3金庫の信金内貸出金シェアの累計	+	不明	単相関	『月間金融ジャーナル』 (ニッケン)	付注4 参照	
4 金子 (1994)	相銀 (第二地銀)	平均	1988	金融機関別	需	都道府県別GDP	+	×	OLS (0.57)	金融機関の財務諸表	付注5 参照	
					需	貸倒リスク	+	○				
					供	貸金利回り	+	×				
					供	経費率	+	○				
					市	上位2行の貸出金シェアの累計	+	○				
5 加納 (1998)	業種別 借入金金利	実効 平均	1996	業種毎の 企業別 (右結果は製造業)	需	自己資本比率	-	○	OLS (0.56)	『平成9年版 TKC経営指標』 (株式会社TKC)	付注 6~9 参照	
					需	支払利息割引料/売上高	+	○				
					市	取引企業数ベースの上位2行のシェア	+	○				
					リ	預貸率	+	○				
6 Kano and Tsutsui (2003)	地銀 第二地銀 信金	平均	1996	金融機関別 「地銀・第二地銀」 「信金」 (右結果は信金)	需	都道府県別GDP	+	○	OLS (0.41)	金融機関の財務諸表	付注 10~12 参照	
					需	預金残高	+	○				
					需	自己資本比率	-	○				
					供	銀行の貸出残高(規模の指標)	-	○				
					市	各県貸出市場のハーフィンダール指数	+	○				

【参考】

A 加納 (2004c)	Kano and Tsutsui (2003) と同一金利を使用	都道府県別	市	取引企業数ベースの上位3行のシェア	+	○	変数ごとに スピアマンの 順位相関 係数を算出	『帝国データバンク 会社年鑑』 (帝国データバンク)	付注 13-14 参照		
			リ	1990~2000年度のメインバンク継続率	?	○					
			リ	取引銀行の数 (1行取引・2行取引の構成比)	-	○					
B Watababe (2005)	企業 借入金金利	新規 短期	2002 2003	個票 (企業別) 【従業員 500人未満 [メインバンク取引] 3年以上	【本稿に関連する変数のみ】			2SLS	『金融環境実態調査』 『企業環境実態調査』 (中小企業庁) 及び 『財務情報』・『企業情報』 (東京商工リサーチ) 及び 金融機関の財務諸表	付注 15-16 参照	
					需	企業の自己資本比率	-				○
					需	企業年齢	+				×
					需	信用評点(東京商工リサーチ)	-				○
					供	金融機関の自己資本比率(簿備)	+				×
					供	不良債権比率	+				○
					供	貸倒れ引当金比率	+				×
					供	流動性資産比率	-				×
					供	総資産の対数	-				×
					リ	企業と銀行の取引年数	-				×

1) 表中「説明変数」欄において、「需」は資金需要側の要因、「供」は資金供給側の要因、「市」は市場の競争環境の要因、「リ」はリレーションシップバンキングに関連する要因であることを示す。

2) 「○」は当該論文で符号条件を満たして統計的に有意だったことを意味する。ただし、有意水準は論文ごとに異なる。

※ 付注1~16は論文末の「補足」に掲載されている。

庁のサーベイ調査の結果と回答企業の財務諸表や経営者の属性情報を組みあわせ、さらに回答企業の取引先金融機関の財務情報をマッチングさせたデータベースが用いられている¹¹⁾。担保や信用保証の内生性を考慮したWatanabe (2005) の2段階最小二乗推定によれば、メイ

ンバンクとの取引年数の長さは借入金利と相関をもたない。このように、これまで日本の実証分析では、リレーションの成熟と貸出金利の関係について一意な結果は得られていない。

この他、Watanabe (2005) の推計では、不良債権比率が高い金融機関をメインバンクとする

11) 東京商工リサーチの『企業情報データ』では、各社の取引金融機関名も把握できる。これを利用すれば、借手企業の情報と貸手金融機関の情報(財務関連データなど)をマッチングできる。

企業は貸出金利が有意に高くなる。これにより、財務状況の悪い金融機関では資本調達コストが高くなり、これが借手に転嫁されている可能性が示唆される¹²⁾。また、企業の自己資本比率と借入金利の間の相関は有意に負となる。Watanabe (2005) はこれを Bernanke and Gertler (1989) が提示した Financial Accelerator Effect として解釈している¹³⁾。

中小企業白書や Watanabe (2005) は金利の地域間格差を直接的な分析対象としていない。これに対し、加納 (2004b, 2004c) では、貸出金利の地域間格差とリレーションシップの関連性が分析されている。加納 (2004b) では、『帝国データバンク会社年鑑』(1980・1990・2000年版) に収録された企業の個票データをもとに、企業とメインバンクの取引関係の特徴を1996年度の都道府県別貸出金利の上位3県(宮崎・高知・青森)と下位3県(愛知・京都・岐阜)で比較している¹⁴⁾。この結果、高金利県では貸出市場の集中度がより高く、メインバンクを変更する企業がより少なく、企業の取引金融機関数もより少ない傾向にあることを示した。また、加納 (2004c) は分析範囲を47都道府県に拡張

し、メインバンク継続率が高く、企業の取引金融機関の数が少なく、メインバンク集中度が高い地域ほど貸出金利が高いことを示した。すなわち、金利が高い県では、リレーションシップの継続が Hold-Up 問題を引き起こしていることが示唆される¹⁵⁾。高金利の地域は貸出市場が寡占的であり、金融機関数も少ないために借手が貸手を変更することが難しい (Switching Cost の存在)。この結果、借手側はやむを得ずリレーションを継続しているといえる。

貸出金利の決定要因を個票ベースで分析する場合には、銀行との取引の期間・種類を考慮することは重要である。しかし、リレーションシップの成熟度に地域的な特性があるとは考えにくい。また、加納 (2004c) が指摘したリレーションの成熟にともなう Hold-Up 問題の発生についても、貸出市場の集中度に関する指標(例えばハーフィンダール指数)を加えることで考慮可能だと思われる。よって、貸出金利の決定要因を金融機関別・地域別で分析する本論文では、以下、リレーションシップ関連の変数については明示的に考慮しない。

IV. 推計モデルの定式化

IV-1. マークアップ原理に基づく貸出金利決定式

地域金融市場では主たる借手が中小企業となるため、貸手-借手間の情報の非対称性の度合いが大きいと考えられる。以下では、マークアップ原理にしたがって独占的に貸出金利を決定する地域金融機関を想定する。

$$r_{i,t}^L = (1 + \rho) \frac{\partial C(L_{i,t}, D_{i,t}, X_{i,t}, Z_{i,t})}{\partial L_{i,t}} \quad (2)$$

i : 金融機関の添字, t : 時間の添字

ここで ρ はマークアップ率, $C(\cdot)$ は金融機関の費用関数であり, D は金融機関の預金吸

12) こうした“Bank Effect”は Hubbard, Kuttner and Palia (2002) による米国の実証分析で確認されている。

13) 参考として、Watanabe (2005) の推計のうち本稿と関連する変数の統計的な有意性を表5にまとめた。

14) 『帝国データバンク会社年鑑』には非上場企業の取引金融機関が上位10行まで記載されており、加納 (2004b) ではリストの筆頭に記載された金融機関を「メインバンク」とみなしている。

15) 表5では参考として、加納 (2004c) の主要な分析結果がまとめられている。

収残高、 X は費用に影響を及ぼす借手側の諸要因、 Z は同じく費用に影響を及ぼす金融機関側の諸要因である。具体的に、 X と Z については以下の各要因を考慮に入れる。

- ・金融機関の費用に影響を及ぼす借手側要因(X)
 - X-1. 経済活動水準 (Y)
 - X-2. 保有担保の価値 (CLL)
 - X-3. 債務不履行リスク (DEF)
 - X-4. 業種 ($IND(q)$)
 - X-5. 企業規模 ($SCL(s)$)
 - ※ s が大きいほど企業規模が大きいことを示す
- ・金融機関の費用に影響を及ぼす貸手側要因(Z)
 - Z-1. 預金利回り (RD)
 - Z-2. 単位あたり固定費 (CST)
 - Z-3. 自己資本比率 (BCR)
 - Z-4. 不良債権比率 (NPL)

このもとで費用関数を以下のように特定化する。

$$\begin{aligned}
 C_{i,t} = & \alpha_0 - \alpha_1 \cdot L_{i,t} \cdot D_{i,t} \\
 & - (\beta_1 \cdot Y_{i,t-1} + \beta_2 \cdot CLL_{i,t-1} - \beta_3 \cdot \\
 & DEF_{i,t-1}) \cdot L_{i,t} \\
 & + \left(\sum_{q=1}^n \delta_q \cdot IND(q)_{i,t} - \sum_{s=1}^v \phi_s \cdot SCL(s)_{i,t} \right) \cdot L_{i,t} \\
 & + (\gamma_1 \cdot RD_{i,t} + \gamma_2 \cdot CST_{i,t} - \gamma_3 \cdot BCR_{i,t-1} \\
 & + \gamma_4 \cdot NPL_{i,t-1}) \cdot L_{i,t}
 \end{aligned}$$

ただし、 $\alpha_k > 0$, $\beta_l > 0$, $\gamma_m > 0$, $\phi_s > 0$,
 δ_q : 不定 (3)

(3)式を微分して(2)式に代入すると以下の金利決定式が導かれる。

$$r_{i,t}^L = (1 + \rho) [\alpha_0 - \alpha_1 \cdot D_{i,t} - \beta_1 \cdot Y_{i,t-1} - \beta_2 \cdot$$

$$\begin{aligned}
 & CLL_{i,t-1} + \beta_3 \cdot DEF_{i,t-1} + \gamma_1 \cdot RD_{i,t} + \gamma_2 \cdot \\
 & CST_{i,t} - \gamma_3 \cdot BCR_{i,t-1} + \gamma_4 \cdot NPL_{i,t-1} \\
 & + \sum_{q=1}^n \delta_q \cdot IND(q)_{i,t} - \sum_{s=1}^v \phi_s \cdot SCL(s)_{i,t}] \quad (4)
 \end{aligned}$$

(4)式における供給側要因の符号条件は以下のようになる。まず、規模の経済性がはたらくとすれば、資金量の増加につれて貸出の限界費用は逓減する。地域金融機関の場合、資金量はほぼ預金吸収量に規定されるため、ここでは預金残高 (D) を規模の経済性の指標としている。なお、貸出業務と預金吸収業務に範囲の経済性がはたらくと想定しても、預金吸収規模の増加は限界費用を逓減させる。いずれにせよ、預金吸収残高 (D) は貸出金利と負の相関を有すると考えられる。

次に、需要側の諸要因の符号条件を整理する。第1に、借手の経済活動 (Y) が好調であるほど債務履行が確実となるため、審査コストが節約されることで貸出金利は下落する。第2に、保有担保の価値 (CLL) が貸出に及ぼす影響は Kiyotaki and Moore (1997) の“Credit Cycle”のモデルに従う。貸出市場で「(借手の質に関する)情報の非対称性」が存在する状況では資金貸借にエージェンシーコストが発生する。このもとで貸手は、エージェンシーコストを節約するために企業が保有する土地の担保価値に応じて信用供与額 (さらには貸出金利) を決めるようになる¹⁶⁾。結果として、土地の担保価値が高くなるほど貸出金利が下落すると予想される。

第3に、債務不履行リスク (DEF) が高い企業に対しては貸出金利にリスクプレミアムが加味される。さらに、企業規模 ($SCL(s)$) が大きいほどより支払余力があるとすれば、やはり貸出金利は低くなる。ただし、借手側の要因のうち、業種が貸出金利に及ぼす影響については先見的には符号が定まらない。一般には、業況

16) Bernanke and Gertler (1989) はやはりエージェンシーコストの存在に着目し、企業の自己資本の多寡によって投資額が制約され、景気循環が生じるモデルを提示した (Financial Accelerator)。Watanabe (2005) の実証分析によれば、日本でも自己資本が多い企業ほど貸出金利が有意に低くなる。

のよい産業に属する企業の貸出金利は低くなると考えられる。なお、本推計では、貸手-借手間に情報の非対称性が存在する状況を想定し、貸手（金融機関）は融資を実行する時点で借手の財務に関して1期前までの情報しか利用できないと仮定する。よって、(4)式において経済活動水準（Y）、保有担保の価値（CLL）、債務不履行リスク（DEF）の時間の添字が「t-1」になっている¹⁷⁾。

他方、貸手側の要因についてみると、まず、貸出金利は金融機関の資金調達金利（RD）や単位あたり固定費（CST）の増加関数となる。また、金融機関の自己資本比率（BCR）の低下や不良債権比率（NPL）の上昇は金融機関の健全性の低下を意味する。よって、資金調達コストが上昇し、これが借手に転嫁されることで貸出金利が上昇する。

(4)式の説明変数のうち、貸手側の情報は個別行の財務諸表から入手できる。よって、貸手側要因の説明変数は金融機関別に定義される。これに対し、借手側の情報については、各金融機関が直面する借手別に把握することは難しい。よって、借手側要因の説明変数は全て都道府県別に定義される。換言すれば、同一県に所在する金融機関は同質の借手に直面していると仮定する。このもとで、(4)式を以下のように修正する。

$$r_{i,j,t}^L = (1+\rho) [\alpha_0 - \alpha_1 \cdot D_{i,j,t} - \beta_1 \cdot Y_{j,t-1} - \beta_2 \cdot CLL_{j,t-1} + \beta_3 \cdot DEF_{j,t-1} + \gamma_1 \cdot RD_{i,j,t} + \gamma_2 \cdot CST_{i,j,t} - \gamma_3 \cdot BCR_{i,j,t-1} + \gamma_4 \cdot NPL_{i,j,t-1} + \sum_{q=1}^n \delta_q \cdot RIN(q)_{j,t} - \sum_{s=1}^v \phi_s \cdot RSC(s)_{j,t}]$$

$$\text{ただし、} \alpha_k > 0, \beta_l > 0, \gamma_m > 0, \phi_s > 0, \delta_q : \text{不定} \quad (5)$$

(i: 金融機関, j: 都道府県, t: 時間, q: 業種, s: 資本金階級)

RIN (q): 第 q 産業に属する企業の構成比

RSC (s): 第 s 資本金階級に属する企業の構成比

これまではマークアップ率（ ρ ）を一定値とみなしてきた。マークアップ率の大きさは市場の不完全競争の度合いに依存して決まる。したがって、各地域の市場が分断され、かつ、各市場の競争環境が経時的に変化する状況ではマークアップ率（ ρ ）も地域間・時点間で異なるはずである。以下では、マークアップ率が地域貸出市場の集中度（HI: ハーフインダール指数）の増加関数になると仮定する。

$$\rho_{i,j,t} = \rho_0 + \theta_1 \cdot HI_{j,t} \quad \theta_1 > 0 \quad (6)$$

貸出金利決定式は(5)式に(6)式を代入することによって導出される。しかし、実際に(5)式に(6)式を代入すると推計式が複雑化してしまうため、本分析では、両式に含まれる各説明要因を線形結合した以下の定式化を採用した。

$$r_{i,j,t}^L = a_0 + \sum_{q=1}^n b_q \cdot RIN(q)_{j,t} - \sum_{s=1}^v c_s \cdot RSC(s)_{j,t} - a_1 \cdot Y_{j,t-1} - a_2 \cdot CLL_{j,t-1} + a_3 \cdot DEF_{j,t-1} + a_4 \cdot RD_{i,j,t} + a_5 \cdot CST_{i,j,t} - a_6 \cdot D_{i,j,t} - a_7 \cdot BCR_{i,j,t-1} + a_8 \cdot NPL_{i,j,t-1} + a_9 HI_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (7)$$

ただし、本稿の分析対象は貸出金利自体ではなく、その地域間格差の決定要因である。よって、各変数を年度別平均からの偏差に変換した「貸出金利格差決定式」を推定する。

$$r_{i,j,t}^L - \bar{r}_t^L = \sum_{q=1}^n \tilde{b}_q \cdot (RIN(q)_{j,t} - \overline{RIN}(q)_t) - \sum_{s=1}^v \tilde{c}_s \cdot (RSC(s)_{j,t} - \overline{RSC}(s)_t) - \tilde{a}_1 \cdot (Y_{j,t-1} - \bar{Y}_{t-1}) - \tilde{a}_2 \cdot (CLL_{j,t-1} - \overline{CLL}_{t-1}) + \tilde{a}_3 \cdot (DEF_{j,t-1} - \overline{DEF}_{t-1}) + \tilde{a}_4 \cdot (RD_{i,j,t} - \overline{RD}_t) + \tilde{a}_5 \cdot (CST_{i,j,t} - \overline{CST}_t) - \tilde{a}_6 \cdot (D_{i,j,t} - \bar{D}_t) - \tilde{a}_7 \cdot (BCR_{i,j,t-1} - \overline{BCR}_{t-1}) - \tilde{a}_8 \cdot (NPL_{i,j,t-1} - \overline{NPL}_{t-1}) + \tilde{a}_9 \cdot (HI_{j,t} - \overline{HI}_t) + \varepsilon'_{i,j,t} \quad (8)$$

17) 企業規模や業種については、急激な変化がおこりにくいことをふまえて当期系列とした。

※上付き一本線は「金融機関平均」、二本線は「都道府県平均」をあらわす

IV-2. 地域貸出市場の競争環境の現状

各都道府県の貸出市場の競争環境について確認しておこう。各地域の貸出市場の集中度を測定する指標として、都道府県別にハーフィンダール指数を算出する。本論文では、表2で示された仮説検定の結果をふまえ、「第二地銀・信用金庫」グループを標本として推計を行う。しかし、現実には地方銀行や信用組合、さらには（都市銀行を中心とする）大手銀行も地域貸出市場に参加している。よって、ハーフィンダール指数の算出にあたっては貸出市場に参加する全ての金融機関の貸出残高を考慮する必要がある。加えて、所在都道府県の外で貸出を行っている金融機関も少なくない。ゆえに、県内貸出市場の競争環境をハーフィンダール指数に正確に反映させるためには、可能な限り各金融機関の「県内貸出」のみを抽出することが求められる。

もっとも、これらの問題を完全に克服したハーフィンダール指数を利用可能な統計のみから算出することは不可能である。そこで、以下の3通りの方法でハーフィンダール指数を算出し、その中から地域貸出市場の競争環境をより適切に反映していると思われるものを選択することとした。具体的な方法は以下のとおりである。

方法1 (HI_A)

県内に本店が所在する全ての地方銀行・第二地方銀行・信用金庫・信用組合の財務諸表上の貸出金残高をもとにハーフィンダール指数を算出する。

方法2 (HI_B)

信用金庫や信用組合には営業地域に関する規制があるため、その貸出のほとんどが県内市場に向けられる。他方、地方銀行や第二地方銀行は県外にも貸出をしている。そこで、ハーフィンダール指数の算出にあたり、信用金庫・信用

組合については財務諸表の貸出金残高をそのまま用い、地方銀行と第二地方銀行については『金融マップ』（金融ジャーナル社、月間金融ジャーナル増刊号）に掲載された銀行別の県内貸出残高を用いることにした。ただし、「県内金融機関による県外への貸出」を控除する場合、その一方で「県外金融機関による県内への貸出」を考慮する必要が生じる。『金融マップ』には、業態別に県内貸出残高の合計額が掲載されている。よって、業態ごとに「県内貸出残高合計—県内に本店が所在する銀行の個別県内貸出残高の合計」として「県外金融機関による県内貸出残高の合計」を推計できる¹⁸⁾。そこで、「県外地銀・第二地銀連合」という架空の単一金融機関の存在を仮定し、これを考慮してハーフィンダール指数を算出した。

方法3 (HI_C)

ここでは、上記2通りの方法では無視されていた大手銀行の地域貸出市場への進出を考慮する。前述の『金融マップ』では、都道府県別に大手銀行の県内貸出残高も掲載されている。ただし、データの制約から個別の大手銀行の県内貸出残高までは把握できない。よって、ここでも「大手銀行連合」という架空の単一金融機関の存在を仮定し、これをHI_Bで用いたデータに加えたうえでハーフィンダール指数を算出する。

図1には、3つの方法で算出したハーフィンダール指数の2000～2004年度における平均値が都道府県別に示されている。

金融機関の県外向け貸出を考慮しないHI_Aは先行研究で用いられるハーフィンダール指数でもあるが、他の2つ(HI_BおよびHI_C)と比べて地方部の集中度が高く算出されている。しかし、例えば富山県に本店のある北陸銀行や島根県に本店のある山陰合同銀行などはかなりの県外貸出を行っている。この点をふまえるとHI_Aには地域貸出市場の競争環境の現状が正確に反映されているとはいえない。他方、HI_

18) ただし、データの制約上、県外のどの銀行がどれだけ県内に貸出をしているかまでは判別できない。

Cでは他の2つ（HI_AおよびHI_B）と比べて都市部のハーフィンダール指数が高く算出されている。これは、データの制約上、大手銀行については個別行単位で都道府県別貸出残高が識別できず、大手銀行全体の都道府県別貸出残高しか把握できないためである。よって、大手銀行の進出が積極的でない地方部ではHI_Bとの間にはほとんど差異が生じないものの、大手銀行の貸出が大半を占める都市部では（それが「大手銀行連合」という架空の単一金融機関によって実行されたとみなされてしまうために）ハーフィンダール指数が顕著に大きくなってしまっている。この意味では、HI_Cも地域貸出市場の競争環境の現状を正確に反映しているとはいえない。よって、以下では、近隣の県外地銀や第二地銀の参入のみを考慮したHI_Bを用いて分析を進めることにする。

ただし、大手銀行の競争圧力を全く無視することも問題である。例えば、首都圏以外でも、奈良県や宮城県では県内貸出残高に占める大手銀行のシェアが15%を超えている。この点をふまえ、本推計では(6)式のマークアップ率に以下の修正を加える。

$$\rho_{i,j,t} = \rho_0 + (\theta_1 - \theta_2 \cdot SCB_{j,t-1}) \cdot HI_{j,t} \quad (9)$$

$\theta_1 > 0, \theta_2 > 0$

SCB : 大手銀行の県内貸出シェア

この(9)式では、県内貸出市場の集中度が高ま

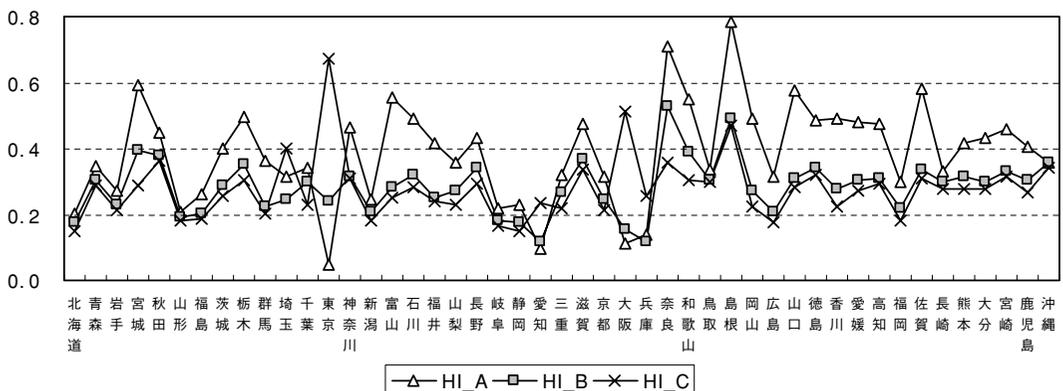
るにつれてマークアップ率は上昇するものの、競争力が高い大手銀行の県内進出によってその影響の一部が相殺されると想定している。さらに、市場集中度が高い地域（時点）と低い地域（時点）ではハーフィンダール指数の限界的な変化が貸出金利に及ぼす影響が非対称となる可能性を考慮したうえで、最終的には「貸出金利格差決定式」を以下のように定式化した。

$$\begin{aligned} r_{i,j,t}^L - \bar{r}_t^L = & + \sum_{q=1}^n \tilde{b}_q \cdot (RIN(q)_{j,t} - \overline{RIN}(q)_t) \\ & - \sum_{s=1}^v \tilde{c}_s \cdot (RSC(s)_{j,t} - \overline{RSC}(s)_t) \\ & - \tilde{a}_1 \cdot (Y_{j,t-1} - \overline{Y}_{t-1}) \\ & - \tilde{a}_2 \cdot (CLL_{j,t-1} - \overline{CLL}_{t-1}) \\ & + \tilde{a}_3 \cdot (DEF_{j,t-1} - \overline{DEF}_{t-1}) \\ & + \tilde{a}_4 \cdot (RD_{i,j,t} - \overline{RD}_t) \\ & + \tilde{a}_5 \cdot (CST_{i,j,t} - \overline{CST}_t) \\ & - \tilde{a}_6 \cdot (D_{i,j,t} - \overline{D}_t) \\ & - \tilde{a}_7 \cdot (BCR_{i,j,t-1} - \overline{BCR}_{t-1}) \\ & - \tilde{a}_8 \cdot (NPL_{i,j,t-1} - \overline{NPL}_{t-1}) \\ & + \left[\tilde{a}_9 + \tilde{a}_{10} \cdot (if HI_{j,t} > \overline{HI}_t) \right. \\ & \left. - \tilde{a}_{11} \cdot SCB_{j,t} \right] \cdot HI_{j,t} + \varepsilon'_{i,j,t} \quad (10) \end{aligned}$$

※ 上付き一本線は「金融機関平均」、二本線は「都道府県平均」をあらわす

※ (if $HI_{j,t} > \overline{HI}_t$) は、ハーフィンダール指数

図1 各地域貸出市場のハーフィンダール指数（2000～2004年度の平均）



が全国平均を上回るときのみ1の値をとる

ダミー変数

V. 貸出金利の地域間格差の要因に関する計量分析

2000年度～2004年度の金融機関別データ（第二地方銀行・信用金庫）および都道府県別のデータを用いて(10)式の「貸出金利格差決定式」をパネル推定する。(10)式の説明変数のうち、経済活動規模（Y）の変数については、それぞれ都道府県別に工業付加価値額の変化率（Y_MA）、商業販売額の変化率（Y_WR）、建設工事の元請工事高の変化率（Y_CN）の3つを考慮する。また、保有担保の価値（CLL）は都道府県別の商業地の平均地価の変化率、債務不履行リスク（DEF）は都道府県別の倒産発生確率（負債総額ベース）で代理する。金融機関の単位あたり固定費については、財務諸表に掲載された営業経費を貸出残高で除して算出した¹⁹⁾。各変数の出所やデータの加工方法の詳細については、論文末の補論を参照されたい。

表6には、基本モデルの推計に用いる説明変数と各々に期待される符号条件が整理されている。また表7には、推計に利用する各変数の記述統計量が示される。

このパネルデータは、横断面方向は457の金融機関、時系列方向は2000年度～2004年度の5年度から構成されている。ただし、第Ⅱ節で述べたように破綻金融機関は期中に標本から欠落し、他方で合併によって誕生した金融機関は新しいクロスセクションの構成要素として扱っている。よって、このデータセットは非バランスパネルとなる。また、不良債権比率が25%以上となる金融機関の標本は異常値として除いた。(10)式の説明変数に都道府県ダミー、年度ダミー、合併ダミー、破綻ダミー、譲渡（受）ダミーお

よび表4の回帰と同じ2つの特殊金融機関ダミーを加え、Pooled OLSで推計した結果が、表8に「Model A」として示されている。

供給側の要因については全ての変数が1%水準で統計的に有意に符号条件を満たしており、貸出金利の格差を説明するにあたって“Bank Effect”が重要であることが示唆される。具体的には、資金調達コストが高く、営業が非効率的であり、規模の経済性が働かず、経営が健全でない（自己資本比率が低く、不良債権比率が高い）ほど、貸出金利は統計的に有意に高くなる。もっとも、こうした“Bank Effect”が（金融機関の間での金利格差のみならず）貸出金利の「地域間」の格差拡大に影響を及ぼすか否かは、同一県に所在する金融機関の同質性の有無に依存することになる。

他方で、需要側の要因で統計的に有意となる変数は金融・保険業の事業所シェアのみである。また、貸出市場の競争環境についてみると、市場の集中度（ハーフィンダール指数）は標本全体に対しては統計的に有意ではないが、ハーフィンダール指数が平均よりも大きい標本に対応する係数ダミーはプラスで有意となる。つまり、ハーフィンダール指数の限界的な変化は、相対的に寡占的な市場でのみ貸出金利に影響を及ぼすことが示唆される。さらに、この係数ダミーと大手銀行の県内貸出シェアのクロス項の推定値も10%水準で統計的に有意にマイナスとなる。これは集中度の高い貸出市場では大手銀行の進出が競争圧力となり、貸出金利の上昇が抑えられていることを意味する。

19) 営業経費を固定費とみなすことに異論があるかもしれない。本分析では「人件費」で代理することも検討したが、第二地方銀行について2000～2004年度までのデータが得られなかった。もっとも、以下では固定費の内生性を考慮して推計する。よって、仮に営業経費が変動費だった場合にも大きな問題は生じない。

表6 推計に用いる説明変数

要因	区分	分類	説明変数	符号条件	
需要側	都道府県別	構造要因	RIN_FI	金融・保険産業のシェア	不定
			RIN_MA	製造業のシェア	不定
			RIN_TR	情報通信産業のシェア	不定
			RIN_RE	不動産業のシェア	不定
			RIN_SV	サービス業のシェア	不定
			RIN_WR	卸売・小売業のシェア	不定
			RIN_FM	農林漁業のシェア	不定
			規模別企業構成	RSC_L	資本金5000万円以上事業者のシェア
		循環要因	Y_MA	鉱工業付加価値額の変化率	－
			Y_WR	商業販売額の変化率	－
Y_CN	元請完成工事高の変化率		－		
CLL	商業地の土地平均価格		－		
		DEF	倒産発生率	＋	
供給側	金融機関別	経常費用	RD	預金金利	＋
			CST	貸出1単位あたりの固定費(含：人件費)	＋
		規模の経済性	D	預金残高の対数	－
		経営健全性	BCR	自己資本比率	－
			NPL	不良債権比率	＋
競争環境	都道府県別	HI	県内貸出市場のハーフィンダル指数	＋	
		SCB	県内における大手銀行の貸出シェア	－	

注) 産業構造の基準は「建設業、その他」とし、規模別企業構成の基準は「資本金5000万円未満」とする。

もつとも、推計式に含まれる変数のいくつかは内生的に決定されている可能性がある。例えば、銀行行動をふまえると、預金金利 (RD) や預金残高 (D) は貸出金利と同時に決定される。加えて、高リスクの案件ほど慎重な審査を要するようであれば、貸出金利と単位あたり固定費 (CST) は相関をもつことになる。また、集中度の高い貸出市場では、企業は独占的な価格設定をすると同時に、いわゆる「X非効率性」も発生しうる。このケースでも貸出金利と単位あたり固定費は相関をもつ。もしも説明変数のなかに実際に内生性を有するものが含まれていれば、OLSで推定したModel Aのもとでは一致推定量が得られない。この点を確認するため、預金金利 (RD)、預金残高 (D)、単位あたり固定費 (CST) の3変数についてWu (1973) の外生性検定を実施した。ここで操作変数は、モデルの外生変数 (上記3変数以外) と全てのダミー変数、RD、CST、D、Y_MA、Y_WR、Y_CNの

ラグ項 (ただし、Y_WRについては2期前のラグ項を含む)、都道府県別GDP変化率のラグ項 (2期前まで) に加え、金融機関別の店舗数と常勤役員数 (当期と1期前) としている。検定の結果が表9に示されている。

たしかに、上記3変数に関連する残差の係数が全てゼロになるという複合仮説は1%水準で棄却されるものの、係数推定値を個別にみると有意なのは単位あたり固定費 (CST) のみである。そこで、内生変数をCSTのみと想定して改めて外生性の検定を行うと、やはりCSTについては外生性の帰無仮説が棄却される。

単位あたり固定費 (CST) のみを内生変数とみなし、預金金利 (RD) と預金残高 (D) については外生変数として新たに当期系列を操作変数行列に加えたうえで、Model Aと同様の定式化を操作変数法で推定した。この結果が表8にModel Bとして示されている。推計結果欄の最下段を見るとSarganの過剰識別性検定の

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表7 推計に用いる変数の記述統計量

系列名		平均値	標準 偏差	最大値	中央値	最小値	標本
貸出金利 [%] (RL)	当期	2.798	0.484	7.789	2.740	0.301	1897
県内事業所シェア							
金融・保険 (RIN_FI)	当期	0.016	0.002	0.022	0.016	0.012	235
製造業 (RIN_MA)	当期	0.096	0.033	0.180	0.095	0.043	235
運輸・通信 (RIN_TR)	当期	0.028	0.005	0.060	0.027	0.015	235
卸売・小売 (RIN_WR)	当期	0.415	0.024	0.478	0.417	0.364	235
サービス (RIN_SV)	当期	0.290	0.016	0.326	0.291	0.253	235
農業 (RIN_FM)	当期	0.004	0.003	0.012	0.004	0.000	235
建設 (RIN_CN)	当期	0.106	0.017	0.141	0.108	0.062	235
県内会社企業シェア							
資本金5000万円以上 (RSC_L)	当期	0.536	0.096	0.669	0.556	0.240	235
工業付加価値額変化率 (Y_MA)	前期	-0.017	0.071	0.229	-0.022	-0.207	235
商業販売額変化率 (Y_WR)	前期	-0.008	0.045	0.156	-0.013	-0.166	235
建設元請工事高 (Y_CN)	前期	-0.057	0.086	0.404	-0.059	-0.431	235
住宅地土地平均価格変化率 (CLL)	前期	-0.091	0.029	0.008	-0.093	-0.166	235
倒産発生率 [%] (DEF)	前期	2.144	0.282	16.873	1.557	0.282	235
預金金利 [%] (RD)	当期	0.143	0.090	0.597	0.120	0.023	1896
貸出1単位あたり営業経費 (CST)	当期	0.027	0.006	0.074	0.027	0.003	1904
金融機関の預金残高 [対数] (D)	当期	12.35	1.08	15.50	12.27	9.37	1903
金融機関の自己資本比率 [%] (BCR)	前期	10.92	4.23	50.03	10.04	1.15	1895
金融機関の不良債権比率 (NPL)	前期	7.76	4.71	102.66	6.95	0.79	1887
(下段) 異常値 (25%以上) を除去後	前期	7.62	3.79	24.88	6.94	0.79	1881
ハーフィンダル指数 (HI)	当期	0.283	0.083	0.531	0.294	0.112	235
大手銀行の県内貸出シェア (SCB)	当期	0.138	0.178	0.816	0.062	0.009	235

統計量は10.92となっており、自由度10の χ^2 分布のもとで「操作変数行列とモデルの誤差項が直交する」という帰無仮説は棄却されない。この限りにおいて本推計の操作変数の選択は適切といえる。ただ、単位あたり固定費 (CST) の係数推定値の大きさが半分程度となり、有意水準が低下したことを除けば、OLS推定の結果との間に大きな差異は見られない。

ところで、Model Aの推計結果欄の下段には「個別効果と説明変数行列が直交する」という帰無仮説に対するHausman検定の結果が示されている。自由度30の χ^2 統計量は84.91であり、この帰無仮説は1%水準で棄却される。つまり、

個別効果をダミー変数で処理することが正当化される。ただし、本分析では(10)式に反映されない地域要因を抽出することを優先させ、金融機関別のダミーではなく、都道府県別のダミーを加えて推計を行っている²⁰⁾。これは「同一県に所在する金融機関の個別効果は等しい」と仮定した「制約付き固定効果モデル」を推計していることと同値である。このため、結果的に各金融機関の個別効果が十分に制御されていないことは否定しがたい。そこで、次善の方法として、クロスセクションの不均一分散を考慮したGLSによってModel Bを推定した²¹⁾。この結果が、表8にModel Cとして示されている。

20) 完全な共線性が発生してしまうため、都道府県別のダミーを加えたモデルにさらに金融機関別のダミーを加えて個別効果を制御することは不可能である。

21) すなわち、操作変数を考慮した一般化最小二乗法 (IV-GLS) によって推計していることになる。

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表8 第二地方銀行・信用金庫：金利格差決定式の推計結果①
 標本数1770【非バランスパネル（金融機関数：456、期間：2000年度～2004年度）】
 ※ただし、OLSでは標本数 1772（金融機関数：457）

従属変数：【当期・平均偏差】貸出金利		Model A		Model B		Model C	
		(OLS推計)		(操作変数 (IV) 推計)		(IVを考慮したGLS推計)	
系列名	変数：【当期・平均偏差】貸出金利	係数 推定値	t 値	係数 推定値	t 値	係数 推定値	t 値
【当期・平均偏差】							
県内事業所シェア（基準は「建設・その他」）							
	金融・保険 (RIN_FI)	-36.32**	(-1.98)	-37.64**	(-2.05)	-25.83***	(-3.53)
	製造業 (RIN_MA)	-7.85	(-1.33)	-8.93	(-1.42)	-8.00***	(-4.39)
	運輸・通信業 (RIN_TR)	-7.49	(-1.34)	-6.98	(-1.19)	-4.13**	(-2.02)
	不動産業 (RIN_RE)	-7.62	(-1.04)	-6.77	(-0.92)	-1.31	(-0.47)
	サービス業 (RIN_SV)	-6.21	(-1.00)	-6.36	(-1.00)	-4.54**	(-1.98)
	卸売・小売業 (RIN_WR)	-7.98	(-1.37)	-8.54	(-1.35)	-3.30	(-1.57)
	農林漁業 (RIN_FM)	-10.81	(-0.63)	-16.33	(-0.55)	-9.99	(-1.39)
【当期・平均偏差】							
県内会社企業シェア（基準は「資本金5000万円未満」）							
	資本金5000万円以上 (RSC_L)	-1.16	(-0.11)	-2.23	(-0.21)	-6.31*	(-1.85)

	【前期・平均偏差】 鉱工業付加価値額 変化率 (Y_MA)	-0.04	(-0.35)	-0.05	(-0.44)	-0.06*	(-1.74)
	【前期・平均偏差】 商業販売額 変化率 (Y_WR)	-0.16	(-1.04)	-0.17	(-1.04)	-0.21***	(-4.04)
	【前期・平均偏差】 建設元請工事高 変化率 (Y_CN)	-0.08	(-0.31)	-0.12	(-1.53)	-0.03	(-1.12)
	【前期・平均偏差】 住宅地 土地平均価格 変化率 (CLL)	0.000	(0.10)	-0.10	(-0.40)	-0.05	(-0.52)
	【前期・平均偏差】 倒産発生率 [%] (DEF)	0.11	(-1.41)	0.000	(0.12)	0.001	(1.10)

	【当期・平均偏差】 預金金利 [%] (RD)	0.81***	(6.20)	0.79***	(6.02)	0.66***	(11.4)
	【当期・平均偏差】 貸出1単位あたり固定費 (CST)	7.10***	(5.49)	3.39**	(2.28)	3.82***	(6.14)
	【当期・平均偏差】 金融機関の預金残高 [対数] (D)	-0.07***	(-9.41)	-0.08***	(-10.4)	-0.08***	(-30.2)
	【前期・平均偏差】 金融機関の自己資本比率 [%] (BCR)	-0.005***	(-3.23)	-0.004**	(-2.50)	-0.004***	(-6.48)
	【前期・平均偏差】 金融機関の不良債権比率 [%] (NPL)	0.01***	(3.81)	0.01***	(4.32)	0.01***	(9.75)

	【当期・レベル】 ハーフインダール指数 (HI)	0.50	(0.71)	0.50	(0.58)	0.16	(0.98)
	【当期・レベル・平均以上】 ハーフインダール指数 (HI)	0.61**	(2.42)	0.65**	(2.43)	0.47***	(3.94)
	【当期・レベル・平均以上】 ハーフインダール指数 (HI)	-0.05*	(-1.87)	-0.05*	(-1.80)	-0.04***	(-3.38)
	×【当期・レベル】 大手銀 県内貸出シェア (SCB)						
決定係数 (GLSは実績値と推計値の相関係数の二乗)		0.813		0.814		0.956(PW変換後)	
						0.953(元データ)	
Hausman検定 (帰無仮説：個別効果と説明変数行列は直交)		Chi =84.91***	(30) (0.00)	-----		-----	
Sargan 検定 (帰無仮説：操作変数行列は誤差項と直交)		-----		Chi(10) =10.92	(0.36)	-----	

注1) 表中の「*」、「**」、「***」はそれぞれ係数ゼロの帰無仮説が10%、5%、1%で統計的に有意に棄却されることを示す。なお、標準偏差は Beck and Katz (1995) の“Panel Corrected Standard Error (PCSE)”の手法で算出し、これを用いて t 値を算出している。また、GLSに用いる分散・共分散行列も同様の方法で算出した。

注2) 表4のダミー変数回帰と同様に、合併・破綻・吸収イベントダミー、年度ダミー、特殊金融機関ダミーを加えた。ただし、これらのダミーの推計結果は Model C については表10に示し、他のモデルについては省略される。

注3) Hausman 検定 (Wald 検定) の対立仮説は「制約なし固定効果モデル (個別金融機関ダミーを採用) を採択」であり、制約付固定効果モデル (都道府県ダミーを採用) と直接比較されているわけではない。

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表9 Wuの外生性検定の結果：内生変数をRD, CST, Dと想定したケース

※ RD, CST, Dを操作変数行列で回帰した際の残差項を加えたModel Aの推計結果（残差項の係数推定値のみ）

系列名	係数 推定値	t 値
各変数を操作変数で回帰したモデルの残差		
【当期】預金金利 [%] (e_RD)	-0.25	(-0.85)
【当期】金融機関の預金残高 [対数] (e_D)	-0.18	(-1.19)
【当期】貸出1単位あたり固定費 (e_CST)	13.86***	(4.97)

【帰無仮説】3つの残差項の係数の全てがゼロ

$$\chi^2(3) = 30.19^{***} (0.00) \quad F(3, 1689) = 10.06^{***} (0.00)$$

【参考】Wuの外生性検定の結果：内生変数をCSTのみと想定したケース

系列名	係数 推定値	t 値
各変数を操作変数で回帰したモデルの残差		
【当期】貸出1単位あたり固定費 (e_CST)	13.67***	(4.91)

Model Cでは、需要側要因でも係数推定値が統計的に有意となる変数が増えている。まず、構造的な要因についてみると、「金融・保険」、「製造業」、「運輸・通信」、「サービス」、の事業所シェアが高いほど、（基準となる「建設業・その他産業」と比較して）貸出金利が有意に低くなる。このうち係数推定値が大きいのは金融・保険業と製造業である。これは、金融・保険業は比較的信用力があり、製造業では2002年度以降の業況がよいことが理由だと考えられる。

他方、資本金規模別企業構成についてみると、大規模企業の割合（RSC_L）と貸出金利の間に統計的に有意な負の相関がみられる。次に、循環要因についてみると、経済活動規模に関する変数は製造業（Y_MA）・小売業（Y_WR）で統計的に有意に符号条件を満たす。しかし、「Credit Cycle」に関連する土地の担保価値や債務不履行確率の係数はGLSでも有意とはならなかった。

供給側要因については、各変数の係数推定値の大きさはModel Bと大きくは異ならないが、

有意水準が高くなっている。さらに、市場の競争環境についてみると、(1)ハーフィンダール指数の限界的な変化は、相対的に寡占的な市場でのみ貸出金利に影響を及ぼす、(2)集中度の高い貸出市場では大手銀行の進出が競争圧力となり、貸出金利の上昇が抑えられているという結果自体はModel AおよびModel Bから変化はないが、該当する係数推定値の有意水準はより高まっている。

表10には、Model Cにおけるダミー変数の係数推定値が示されている。表4において5%水準で統計的に有意に貸出金利の中央値（岩手県）とマイナスの差があった16道府県のうち、群馬県・埼玉県・神奈川県・福井県・長野県・愛知県・岐阜県・三重県・京都府・兵庫県・奈良県の11府県ではModel Cの県ダミーが有意とならない。同様に中央値（岩手県）と5%水準で有意なプラスの差があった15道府県のうち、茨城県・島根県・山口県・長崎県・沖縄県の5県ではModel Cの県ダミーが有意とならない。これら16府県については(10)式で考慮したファンダ

メンタル要因によって金利格差が説明されたといえる。ただし、見方を変えると、新たに都道府県ダミーが有意になった5都府県を含め、20都道府県についてはModel Cによって貸出金利の格差が十分に説明されているとはいいがたい。

Model Cで説明できない地域間格差が観察される理由として、2つの可能性が考えられる。第1に、パネル推定では全ての金融機関について同じ係数推定値が適用される。しかし、実際には、特定地域でパラメータが異なっているかもしれない。第2に、必要な説明要因が欠如している可能性もある。例えば、本分析ではデータの制約から、Watanabe (2005)などが考慮している企業の自己資本比率が説明変数に含まれていない。

表10におけるModel Cの都道府県ダミーの係数推定値を見ると、隣接した県のダミー変数が同じ符号条件で統計的に有意になっているケースが3つみられる。具体的には、青森・秋田・山形・宮城の各県（便宜上「東北」と呼ぶ）、佐賀・長崎・熊本・大分・宮崎・鹿児島各県（便宜上「九州」と呼ぶ）がプラスで有意、徳島・愛媛・高知の各県（便宜上「四国」と呼ぶ）がマイナスで有意である²²⁾。以下では、これらの地域でパラメータが異なっている可能性を考慮した推計を行う。具体的には、Model Cにおける金融機関の単位あたり固定費（CST）と預金残高（D）に関し、東北・九州・四国の各地方に所在する金融機関に係数ダミーを加えて推計を行う。加えて、青森県と宮崎県についても、単位あたり固定費に関する係数ダミーを別途設定した。この理由は、第二地銀・信用金庫の「営業経費／貸出金残高」比率の分布（2004年度）を示した表11を見ると明らかになる。

多くの都道府県では「営業経費／貸出金残高」比率が2.75%未満の金融機関が大部分を占めているのに対し、青森県と宮崎県では単位あたり営業経費が3%を上回る金融機関が過半を占め

ていることがわかる。よって、この2県の費用効率性の悪さを「地域性」とみなすことに異論は少ないように思われる。

ここでもModel Cと同様にCSTの内生性と個別金融機関のクロスセクションの不均一分散を考慮し、操作変数付きのGLSで推定した（操作変数の選択はModel Cに準じる）。表12にはこの結果がModel Dとして示されているが、東北と九州では単位あたり固定費（CST）の係数ダミーはt値が低い。よって、これらを除いたうえで改めて推定を行ったものが表12のModel Eである。四国では単位あたり固定費（CST）の増加に対する貸出金利の感応度が非常に高い。四国各県では単位あたり固定費は全国平均と比較して低い（つまり、多くの金融機関で平均からの偏差が負値となる）ので、これは効率的な費用構造が貸出金利を他県より低下させることを意味する。青森県と宮崎県のダミーもやはりプラスで有意になるが、この2県は県内金融機関の単位あたり固定費が一様に高いため、貸出金利を他県よりも上昇させる方向に作用する。

規模の経済性に関する係数推定値は地域ごとに異なる。第1に、東北地方では負の感応度がより大きくなる。表13には、第二地銀・信用金庫の預金残高の分布（2004年度）が示されている。これを見ると、青森県や秋田県には第二地銀が存在せず、かなり規模の小さい信用金庫で占められていることがわかる。また、岩手県を除く他の東北地方でも、やはり規模の小さい信用金庫が多く存在し、かつ、県内シェアの高い第二地方銀行の規模も他地域と比較して小さい（つまり、多くの金融機関において平均からの偏差がマイナスとなる）。よって、規模の経済性が働かないことが他地域と比べてより貸出金利を上昇させていると解釈される。第2に、四国では負の感応度がより小さくなる。なお、全標本の係数推定（-0.070）と四国地方の係数

22) 岩手県は都道府県別平均の中央値であり、福島県はダミー変数が有意ではないために「東北」から除外している。また、同様の理由で香川県も「四国」から除外した。

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表10 第二地方銀行・信用金庫の金利格差決定式の推定結果②（ダミー変数）

Model C (表8)			Model E (表12)		
変数名	係数 推定値	t値	変数名	係数 推定値	t値
宮崎	0.703***	(8.80)	大阪	0.641***	(6.84)
大阪	0.611***	(7.55)	熊本	0.437***	(6.22)
青森	0.580***	(8.55)	東京	0.361**	(2.51)
熊本	0.485***	(6.77)	鹿児島	0.265***	(3.12)
東京	0.358***	(2.63)	宮崎	0.233**	(2.28)
鹿児島	0.316***	(3.86)	青森	0.200**	(2.10)
秋田	0.307***	(3.53)	茨城	0.175	(1.28)
大分	0.221***	(3.24)	石川	0.157	(1.17)
宮城	0.215***	(2.78)	大分	0.140**	(1.99)
山形	0.212***	(2.83)	沖縄	0.120	(0.86)
石川	0.175	(1.63)	山梨	0.117	(1.11)
茨城	0.163	(1.37)	鳥取	0.110	(1.74)
佐賀	0.159**	(2.31)	佐賀	0.085	(1.18)
鳥取	0.145**	(2.26)	長崎	0.081	(1.01)
長崎	0.136	(1.76)	新潟	0.064	(0.54)
奈良	0.097	(0.76)	奈良	0.061	(0.42)
山梨	0.097	(1.10)	神奈川	0.049	(0.34)
新潟	0.065	(0.65)	京都	0.027	(0.32)
神奈川	0.052	(0.36)	徳島	0.012	(0.13)
沖縄	0.034	(0.27)	岩手		(基準)
岩手		(基準)	岐阜	-0.014	(-0.10)
岐阜	-0.002	(-0.02)	広島	-0.023	(-0.36)
京都	-0.010	(-0.17)	埼玉	-0.024	(-0.20)
広島	-0.028	(-0.49)	宮城	-0.027	(-0.35)
埼玉	-0.032	(-0.33)	群馬	-0.040	(-0.31)
福井	-0.039	(-0.32)	高知	-0.042	(-0.37)
鳥根	-0.046	(-0.42)	鳥根	-0.049	(-0.43)
群馬	-0.062	(-0.59)	愛媛	-0.058	(-0.70)
福島	-0.069	(-0.93)	山形	-0.058	(-0.69)
兵庫	-0.080	(-1.89)	福島	-0.064	(-0.75)
愛知	-0.080	(-1.49)	福岡	-0.065	(-1.08)
千葉	-0.086	(-1.02)	兵庫	-0.066	(-1.51)
福岡	-0.088	(-1.42)	福井	-0.066	(-0.42)
香川	-0.093	(-1.51)	愛知	-0.086	(-1.27)
三重	-0.095	(-1.32)	千葉	-0.098	(-1.17)
山口	-0.124	(-1.63)	秋田	-0.099	(-1.04)
和歌山	-0.145	(-1.93)	香川	-0.099	(-1.39)
静岡	-0.149**	(-2.03)	三重	-0.105	(-1.20)
徳島	-0.154**	(-2.20)	和歌山	-0.111	(-1.38)
長野	-0.161	(-1.54)	山口	-0.124	(-1.74)
栃木	-0.167	(-1.58)	静岡	-0.150	(-1.65)
愛媛	-0.206***	(-2.89)	栃木	-0.152	(-1.20)
岡山	-0.214***	(-3.34)	長野	-0.154	(-1.26)
高知	-0.226**	(-2.56)	岡山	-0.209***	(-2.76)
富山	-0.244**	(-2.14)	富山	-0.258**	(-2.06)
北海道	-0.261***	(-4.14)	北海道	-0.265***	(-4.02)
滋賀	-0.347***	(-2.80)	滋賀	-0.342**	(-2.51)
特殊行①	2.273***	(11.65)	特殊行①	2.280***	(11.66)
特殊金庫①	4.103***	(10.63)	特殊金庫①	3.745***	(9.99)
譲渡(受)	-0.217***	(-9.25)	譲渡(受)	-0.181***	(-8.61)
合併	-0.077	(-0.82)	合併	-0.083	(-0.83)
破綻	0.016	(0.83)	破綻	0.038***	(2.60)
2000年	0.112***	(17.66)	2000年	0.112***	(15.62)
2001年	0.006	(0.89)	2001年	0.012*	(1.65)
2002年	0.006	(0.84)	2002年	0.014*	(1.91)
2003年	0.020***	(2.92)	2003年	0.019**	(2.50)

注1) 表中の「*」、「**」、「***」はそれぞれ係数ゼロの帰無仮説が10%、5%、1%で統計的に有意に棄却されることを示す。

注2) 各ダミー変数の説明は表4に準じる。

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表11 第二地銀・信用金庫の「営業経費／貸出残高」の分布（2004年度）

営業経費/貸出残高【%】	～2.75	～3.00	～3.25	～3.50	3.50～	県内 機関 合計	うち 第2 地銀
北海道	16 **	6	3	1	1	27	(2)
青森	1	1	1	0	2	5	(0)
岩手	3 *	2	2	0	1	8	(1)
宮城	2 *	4	1	0	0	7	(1)
秋田	1	1	1	0	0	3	(0)
山形	4 ***	2	1	0	0	7	(2)
福島	4 ***	3	1	2	0	10	(2)
茨城	3 *	0	0	0	0	3	(1)
栃木	5 *	1	1	0	0	7	(1)
群馬	7 *	1	1	1	0	10	(1)
埼玉	3	0	1	0	0	4	(0)
千葉	4 *	1	0	0	0	6	(1)
東京	23 ***	4	0	0	1	27	(3)
神奈川	7 *	0	1	0	1	9	(1)
新潟	5 *	2	1	2	0	10	(1)
富山	3 *	3	2	1	1	10	(1)
石川	5	0	0	0	0	5	(0)
福井	3 *	2	1	0	0	6	(1)
山梨	2	0	0	0	0	2	(0)
長野	7 *	0	0	0	1	7	(1)
岐阜	7 *	0	0	1	0	8	(1)
静岡	12 *	2	1	0	0	14	(1)
愛知	14 ***	1	1	1	0	18	(3)
三重	2 *	2	0	0	1	5	(1)
滋賀	4 *	0	0	0	0	4	(1)
京都	3	0	0	0	1	3	(0)
大阪	10 **	2	1	0	0	13	(2)
兵庫	9 *	0	1	1	0	12	(1)
奈良	2 *	2	0	0	0	4	(1)
和歌山	2 *	0	1	0	1	4	(1)
鳥取	4 *	0	0	0	0	4	(1)
島根	0	3	1	0	0	4	(0)
岡山	4 *	3	0	1	1	9	(1)
広島	4 *	0	2	0	0	6	(1)
山口	2 *	3	1	2	1	9	(1)
徳島	3 *	0	0	0	0	3	(1)
香川	2 *	1	0	0	0	3	(1)
愛媛	5 *	1	0	0	0	6	(1)
高知	2 *	0	0	0	1	3	(1)
福岡	6 *	2	1	0	0	9	(1)
佐賀	2 *	3	0	0	0	5	(1)
長崎	3 *	0	0	0	0	3	(1)
熊本	4 *	0	1	0	0	5	(1)
大分	3 *	1	0	0	0	4	(1)
宮崎	1 *	0	1	0	5	7	(1)
鹿児島	3 *	0	1	0	0	4	(1)
沖縄	2 *	0	0	0	0	2	(1)
合計 (うち第二地銀)	223 (48)	59 (0)	31 (0)	13 (0)	19 (0)	345 48	(48)

【データ出所】各金融機関の財務諸表より筆者作成

注1) 灰色部分は、県内で当該階層に属する金融機関の割合がもっとも高いことを示す。(ただし、各階層に1機関しか分布していない県は除いている。)

注2) 表中の「*」の数は、当該階層に属する第二地方銀行の数を示す。

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表12 第二地方銀行・信用金庫：地域間の係数の差異を考慮した金利格差決定式の推定

推計方法：クロスセクションの不均一分散を考慮した操作変数付きのGLS推定 (IV-GLS)

従属変数:【当期・平均偏差】貸出金利	Model C (再掲)		Model D		Model E	
	標本数：1770 (金融機関数：456)		標本数：1763 (金融機関数：454)		標本数：1763 (金融機関数：454)	
系列名	係数 推定値	t 値	係数 推定値	t 値	係数 推定値	t 値
【当期・平均偏差】 県内事業所シェア						
金融・保険 (RIN_FI)	-25.8 ***	(-3.53)	-20.5 **	(-2.57)	-18.7 **	(-2.42)
製造業 (RIN_MA)	-8.00 ***	(-4.39)	-7.66 ***	(-3.94)	-7.64 ***	(-3.98)
運輸・通信業 (RIN_TR)	-4.13 **	(-2.02)	-3.79 *	(-1.65)	-3.62	(-1.60)
不動産業 (RIN_RE)	-1.31	(-0.47)	-2.62	(-0.78)	-2.22	(-0.69)
サービス業 (RIN_SV)	-4.54 **	(-1.98)	-4.07	(-1.49)	-4.11	(-1.55)
卸売・小売業 (RIN_WR)	-3.30	(-1.57)	-3.21	(-1.25)	-3.45	(-1.41)
農林漁業 (RIN_FM)	-9.99	(-1.39)	-7.63	(-1.25)	-8.71	(-1.45)
【当期・平均偏差】 県内会社企業シェア						
資本金5000万円以上 (RSC_L)	-6.31 *	(-1.85)	-5.85	(-1.63)	-5.91 *	(-1.64)
【前期・平均偏差】 借手の質						
鉱工業付加価値額変化率 (Y_MA)	-0.06 *	(-1.74)	-0.07 *	(-1.78)	-0.08 **	(-2.03)
商業販売額変化率 (Y_WR)	-0.21 ***	(-4.04)	-0.18 ***	(-3.03)	-0.18 ***	(-3.07)
建設元請工事高変化率 (Y_CN)	-0.03	(-1.12)	-0.03	(-0.99)	-0.04	(-1.24)
住宅地土地平均価格変化率 (CLL)	-0.05	(-0.52)	-0.06	(-0.54)	-0.03	(-0.32)
倒産発生率 [%] (DEF)	0.001	(1.10)	0.001	(0.47)	0.002	(0.95)
【当期・平均偏差】 金融機関の費用構造						
預金金利 [%] (RD)	0.66 ***	(11.4)	0.67 ***	(11.8)	0.62 ***	(11.0)
貸出1単位あたり固定費 (CST)	3.82 ***	(6.14)	2.98 ***	(4.27)	0.77 ***	(4.05)
東北 (除：岩手県、福島県)			5.97	(1.10)		
四国 (除：香川県)			22.9 ***	(3.07)	22.7 ***	(2.99)
九州 (除：福岡県)			7.09	(1.23)		
青森県・宮崎県			36.0 ***	(5.78)	40.4 ***	(7.62)
預金残高 [対数] (D)	-0.08 ***	(-30.2)	-0.07 ***	(-21.8)	-0.07 ***	(-22.6)
東北 (除：岩手県、福島県)			-0.18 ***	(-9.14)	-0.20 ***	(-16.1)
四国 (除：香川県)			0.05 **	(2.49)	0.05 **	(2.47)
九州 (除：福岡県)			-0.03	(-1.52)	-0.05 ***	(-4.33)
【前期・平均偏差】 金融機関の経営健全性						
自己資本比率 [%] (BCR)	-0.004 ***	(-6.48)	-0.004 ***	(-5.75)	-0.004 ***	(-6.09)
不良債権比率 [%] (NPL)	0.006 ***	(9.75)	0.005 ***	(6.88)	0.005 ***	(7.64)
【当期・レベル】 市場の競争環境						
ハーフィンダール指数 (HI)	0.16	(0.98)	0.08	(0.39)	0.11	(0.53)
全国平均以上	0.47 ***	(3.94)	0.48 ***	(4.10)	0.44 ***	(3.73)
全国平均以上ハーフィンダール指数 ×大手銀県内貸出シェア (SCB)	-0.04 ***	(-3.38)	-0.03 ***	(-3.38)	-0.03 ***	(-3.23)
決定係数(実績値と推計値の相関係数の二乗)	0.956 (PW変換後)		0.921 (PW変換後)		0.929 (PW変換後)	
	0.953 (元データ)		0.917 (元データ)		0.926 (元データ)	

注) 表中の「*」、「**」、「***」はそれぞれ係数ゼロの帰無仮説が10%、5%、1%で統計的に有意に棄却されることを示す。なお、標準偏差の推計には Beck and Katz (1995) による Panel Corrected Standard Error (PCSE) を採用し、このもとで t 値を算出した。GLS に用いる分散・共分散行列も PCSE から推計した。

ダミー（0.051）の和がゼロになるという帰無仮説について Wald 検定を実施すると自由度 1 の χ^2 統計量は 0.87 となり、10% 水準でも帰無仮説は棄却されない。すなわち、四国地方では規模の経済性は貸出金利と無相関となる。第 3 に、九州地方でも係数ダミーはマイナスで有意となる。やはり表 13 に示されるように九州各県では規模が小さい金融機関が多い。ゆえに、規模の経済性が働かない影響が他県よりも強く作用する。その他の変数の係数推定値は Model C と大きくは異ならない。

Model E における都道府県ダミーの推計結果が表 10 で Model C と比較されている。東北地方では、青森県を除くと県ダミーが有意ではなくなっている。また、四国地方の県ダミーも有意ではなくなる。さらに、九州各県のダミーについても、佐賀県のダミーは有意ではなくなり、大分県と宮崎県については係数推定値がより小さくなる。他方で、熊本県と鹿児島県のダミーの大きさは Model C と比較してあまり変化がない。

Model E では上記 3 地域以外の都道府県ダミーの推定結果にも変化がみられる。まず、ダミーがマイナスで統計的に有意となるのは、もはや北海道・富山県・滋賀県・岡山県だけとなる。北海道は貸出市場の集中度が低い。Model E では、ハーフィンダール指数が全国平均より低い地域では貸出金利への影響はないという推計結果が得られているが、地理的に特殊な環境にある北海道ではこの係数が妥当ではない可能性がある。また、富山県と滋賀県では地方部では例外的に資本金規模が大きい企業の割合が高い。地場の中小企業はこうした大企業と製品・部品

を取引し、安定的な取引関係が地域の中小企業自身の信用も高めている可能性がある。しかし、Model E における「資本金 5000 万円以上の企業の割合」の全国共通の係数推定値では、両県におけるこの影響を十分に説明できていないかもしれない。岡山県に関しては各指標に顕著な特徴は見られず、企業の自己資本比率など、本分析が考慮していない説明要因が影響を及ぼしている可能性が考えられる。

他方、都道府県ダミーがプラスで有意となるのは、既に述べた 5 県の他は東京都と大阪府である。東京都と大阪府は大手銀行の営業基盤である。しかし、第 IV 節で述べたように、本分析ではデータの制約からハーフィンダール指数の算出にあたって大手銀行を考慮していない。ゆえに、貸出市場の集中度が実態より低く評価されている可能性が高い。

全体としてみれば、統計的に有意な都道府県ダミーの数は Model C の 20 から Model E では 10 にまで減少しており、Model E ではより多くの県での金利格差が説明できていると言える。Model E でも統計的に有意となる 10 の都道府県ダミーの大きさは、説明変数として考慮可能な「定量情報」では説明できない、「定性情報」の多寡に依存して決まる金利差が反映されている可能性がある。このもとでは、定性情報が乏しい借手ほど貸手－借手間の「非対称情報」の度合いが大きくなり、貸出金利が高くなる（逆は逆）。換言すれば、ファンダメンタル要因で説明できない金利差には「貸手－借手間の情報の非対称性の度合いを反映したエージェンシーコスト」が反映されているのかもしれない。

VI. 貸出金利の地域間格差の要因分解

Model E の推計結果をもとに都道府県別の貸出金利格差を要因分解する。最初に、Model E で統計的に有意に推計された説明変数を以下のように分類した。

1. 需要側要因（借手の信用）

1-1. 構造要因

県内事業所の産業別構成比、県内
会社企業の資本金規模別構成比

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

表13 第二地銀・信用金庫の預金吸収残高の分布（2004年度）

預金残高 【億円】	～1000	～2000	～3000	～4000	～5000	～6000	～7000	～8000	～9000	～10000	10000超	県内 機関 合計	うち 第2 地銀	県内シェア 最高機関	シェア
北海道	3	9	7	4	0	1	1	0	1*	0	1*	27	(2)	北洋銀行	50%
青森	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	5	(0)	あおもり	38%
岩手	5	2	0	0	0	0	0	0	0	0	1*	8	(1)	北日本銀行	66%
宮城	2	3	1	0	0	0	0	1*	0	0	0	7	(1)	仙台銀行	53%
秋田	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	(0)	秋田	42%
山形	4	1	0	0	0	1*	1*	0	0	0	0	7	(2)	殖産銀行	40%
福島	1	6	1	0	0	1*	1*	0	0	0	0	10	(2)	福島銀行	30%
茨城	0	0	1	0	0	0	0	1*	0	0	1	3	(1)	水戸	47%
栃木	2	2	2	0	0	0	0	0	0	0	1*	7	(1)	栃木銀行	73%
群馬	1	3	2	2	1	0	0	0	0	0	1*	10	(1)	東和銀行	49%
埼玉	0	0	0	0	0	2	0	0	1	0	1	4	(0)	埼玉縣	57%
千葉	0	2	0	0	2	0	0	0	0	1	1*	6	(1)	京葉銀行	60%
東京	0	5	1	1	1	3	2	0	1	0	11***	27	(3)	城南	12%
神奈川	0	0	2	2*	0	0	2	0	0	1	2	9	(1)	川崎	23%
新潟	5	2	2	0	0	0	0	0	0	0	1*	10	(1)	大光銀行	54%
富山	6	1	1	1	0	0	0	0	1*	0	0	10	(1)	富山第一銀行	56%
石川	0	2	2	0	0	1	0	0	0	0	0	5	(0)	金沢	45%
福井	2	2	0	0	1*	1	0	0	0	0	0	6	(1)	福邦銀行	39%
山梨	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	2	(0)	山梨	57%
長野	0	0	3	2	0	0	1	0	1*	0	0	7	(1)	長野銀行	34%
岐阜	1	2	1	0	1	0	1*	0	1	0	1	8	(1)	岐阜	45%
静岡	0	3	3	2	3*	2	0	0	0	0	1	14	(1)	浜松	18%
愛知	0	0	5	0	1	2	0	3	1	0	6***	18	(3)	名古屋銀行	18%
三重	1	1	0	2	0	0	0	0	0	0	1*	5	(1)	第三銀行	72%
滋賀	0	1	2	0	0	0	0	0	0	1*	0	4	(1)	びわこ銀行	70%
京都	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	3	(0)	京都中央	53%
大阪	1	0	4	2*	1	0	1	0	0	1	3*	13	(2)	関西アーバン銀行	33%
兵庫	0	0	0	2	4	2	0	1	1	0	2*	12	(1)	みなと銀行	34%
奈良	0	1*	1	2	0	0	0	0	0	0	0	4	(1)	大和	30%
和歌山	2	0	0	0	1*	0	0	1	0	0	0	4	(1)	きのくに	49%
鳥取	1	2	1*	0	0	0	0	0	0	0	0	4	(1)	鳥根銀行	45%
島根	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9	(0)	島根中央	31%
岡山	2	4	1	0	1	0	0	1*	0	0	0	6	(1)	トマト銀行	45%
広島	2	0	0	1	0	0	1	0	0	0	2*	9	(1)	もみじ銀行	56%
山口	6	1	1	0	0	0	1*	0	0	0	0	4	(1)	西京銀行	54%
徳島	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1*	3	(1)	徳島銀行	83%
香川	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	1*	3	(1)	香川銀行	77%
愛媛	4	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1*	6	(1)	愛媛銀行	74%
高知	0	1	1	0	0	0	0	0	1*	0	0	3	(1)	高知銀行	76%
福岡	1	6	0	1*	0	1	0	0	0	0	0	9	(1)	福岡ひびき	27%
佐賀	3	1	1*	0	0	0	0	0	0	0	0	5	(1)	佐賀共栄銀行	53%
長崎	1	1	1*	0	0	0	0	0	0	0	0	3	(1)	長崎銀行	63%
熊本	1	2	1	0	0	0	0	0	0	0	1*	5	(1)	熊本ファミリー銀行	72%
大分	1	1	0	1	0	1*	0	0	0	0	0	4	(1)	豊和銀行	57%
宮崎	5	1	0	0	0	1*	0	0	0	0	0	7	(1)	宮崎太陽銀行	62%
鹿児島	1	0	1	0	1	0	1*	0	0	0	0	4	(1)	南日本銀行	45%
沖縄	0	1	0	0	1*	0	0	0	0	0	0	2	(1)	沖縄海邦銀行	76%
合計 (うち第二地銀)	73 (0)	73 (1)	51 (3)	29 (3)	21 (4)	19 (4)	13 (5)	9 (3)	9 (4)	4 (1)	43 (20)	345 (48)	(48)		

【データ出所】各金融機関の財務諸表

- 注1) 灰色部分は、県内で当該階層に属する金融機関の割合がもっとも高いことを示す。(ただし、各階層に1機関しか分布していない県は除いている。)
- 注2) 網掛け部分は、県内で最大規模の金融機関が属する階層であることを示す
- 注3) 表中の「*」の数は、当該階層に属する第二地方銀行の数を示す。
- 注4) 表中の「県内シェア最高機関」のシェアは、県内第二地方銀行と信用金庫の貸出金合計を100%として算出されており、県内地方銀行の貸出はここでは考慮されていない。

- 1-2. 景況要因
鉱工業付加価値額および商業販売額の変化率
2. 供給側要因（貸手（金融機関）の費用構造）
 - 2-1. 資金調達費用
預金金利
 - 2-2. 単位固定費
貸出1単位当たり固定費
 - 2-3. 規模の経済
預金吸収残高
 - 2-4. 経営健全性
BIS 基準自己資本比率、
不良債権比率
3. 市場の競争環境（以下の2要素の和）
ハーフィンダール指数（全国平均以上）、
大手銀行の県内貸出シェア×ハーフィンダール指数（全国平均以上）

次に、個別金融機関について、Model E の係数推定値を用いて上記のカテゴリー別に要因の大きさを算出した。最後に、これらを第二地銀・信用金庫の合計を基準に計算した各機関の県内貸出金シェアで加重平均し、都道府県別の要因の大きさとした。

需要側要因と競争環境要因については説明変数が都道府県単位で定義されている。よって、加重平均と単純平均に差異はない。他方、供給側要因については関連する説明変数が金融機関別に定義されているので、加重平均をとると県内シェアの高い金融機関の影響が強くなることになる。ゆえに、都道府県別の数値を解釈するにあたっては、それが県内金融機関全体の傾向であるのか、それとも、県内シェアが高い金融機関の個別の影響が反映されているだけなのかを確認する必要が生じる。

2000年度～2004年度の平均値について、上記

の方法で要因分解を行った結果が図2に示されている。

全体を概観すると、需要側の景況要因が貸出金利の地域間格差に及ぼす影響は大きくない。また、供給側の要因でも、資金調達コスト（預金金利回り）と金融機関の経営健全性（自己資本比率・不良債権比率）が貸出金利の地域間格差に及ぼす影響は小さい。Model E ではこれらの係数推定値は1%水準で統計的に有意であったものの、①預金金利回りは地域間での差異が小さい、②経営健全性（自己資本比率・不良債権比率）に問題がある金融機関は比較的規模が小さいものが多いために加重平均値に影響が反映されないといった理由から、貸出金利への影響が小さくなっている。

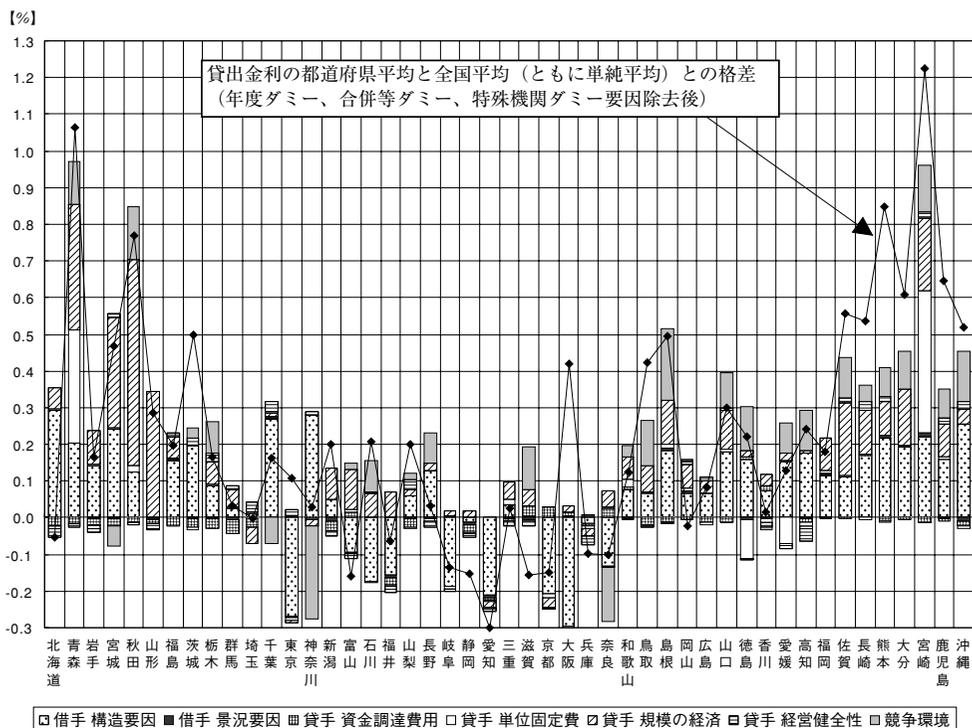
金利が低い地域については必ずしも共通の傾向を見出せない。例えば、表4で貸出金利が統計的に有意に中央値よりも低い道府県のうち、愛知県・岐阜県・京都府・福井県については、産業構造によって低金利となる理由の多くが説明される。また、表13に示されたように愛知県と京都府は規模の大きな金融機関を中心に地域金融市場が構成されており、規模の経済性が「地域性」として低金利に結びついている。これに対し、奈良県における低金利の主な要因は「競争環境」となっている。大手銀行が積極的に進出している奈良県では、地域金融機関による寡占の影響が競争圧力によって相殺されていることを意味する。他方、北海道・富山県・滋賀県・岡山県は、第II節で金利が低い県に分類されたにも関わらず、Model E の推計結果をもとにした要因分解では貸出金利の平均からの偏差がプラスに評価されてしまう。

次に、金利が高い地域についてみると、第1に、産業別・規模別の企業構成に反映される需要側の構造要因が一定の割合を占めていることがわかる。第2に、競争環境要因も貸出金利を高める方向に作用している²³⁾。すなわち、過去

23) ただし、宮城県は例外である。宮城県は金利の高い地域に属するが、政令指定都市（仙台市）を抱え、大手銀行の進出も進んでいるために競争環境要因はむしろ金利を低下させる方向に作用する。

貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか？

図2 貸出金利の地域間格差の要因分解



のデータによる先行研究で強調された「市場の集中」は、直近における貸出金利の地域間格差を説明するうえでも無視できない要因となっている。推計では第二地銀と信用金庫の貸出金利（の平均偏差）を対象としているが、説明変数として用いたハーフィンダール指数では地方銀行の県内貸出シェアも考慮されている。つまり、この推計結果に従う限り、県内地銀のシェアが非常に高い県では、当該地銀自身が独占的な金利設定を行うだけでなく、（貸出シェア自体は小さい）同一県内の第二地銀や信用金庫も同様に高い金利を課していることになる。この意味で、図2の「競争環境要因」には、地域金融機関が独占利潤を追求する度合いが反映されている。ただし、大手銀行が積極的に進出している地域では、たとえ貸出市場の集中度が高くても

競争圧力によって金利上昇が一部相殺される。第3に、資金量（預金吸収残高）で評価した個別金融機関の「規模の経済（のなさ）」もプラスの金利格差の大きな説明要因になっている。表13を見ると、貸出金利が高い地域の金融市場は、規模の小さい金融機関を中心に構成されていることが確認できる。この結果、各行の費用効率性が全国平均と比較して悪く、県の平均金利も高くなる²⁴⁾。もっとも、地域金融機関の資金量は当該県の貯蓄総額に制約を受ける。特に、営業基盤に制約がある信用金庫についてはこれがあてはまる。このように、人口が少なく、景況が悪い地域に所在する金融機関の規模が小さくなることには一定の理由もあるものの、一方では、県内の複数の金融機関が合併することによって規模を拡大することも可能である。それ

24) つまり、金利が高い地域で「規模の経済」が主要な説明要因となるのは、県内シェアが高い金融機関の個別の影響ではなく、県内金融機関全体の傾向を反映したものである。

にもかかわらず、高金利地域において吸収合併以外にこれらの動きが少ないのは、競争の欠如によるものだと考えられる²⁵⁾。

さらに本分析では、貸出金利が他地域より顕著に高い県（青森県と宮崎県）では、単位あたり固定費が大きな説明要因となっていることも明らかになる。表11で見たように、青森県と宮崎県では単位あたり営業経費が3%を上回る金融機関が過半を占めており、この2県の費用効率性の悪さを「地域性」とみなすことに異論は少ないように思われる²⁶⁾。たしかに高リスクの借手が多い地域では営業経費も高くなると予想されるが、本分析では営業経費の内生性を考慮した操作変数推定をおこなっているため、この影響は制御されている。それでも、費用構造が貸出金利に有意な影響を及ぼすのはやはり競争の欠如によるものであろう。このように解釈すると、「単位あたり固定費要因」には不完全競争に起因するいわゆる「X非効率性」の度合いが反映されているとみなすことができる。

図2から読み取れる内容をあらためて整理すると、貸出金利が全国平均より高い県について

は、需要側の産業構造、貸出市場の競争環境、供給側の規模の経済性（のなさ）の3つが主要な説明要因となっている。この背景として、①有力な産業のシェアが低い地域では貸出の収益率が低く、②このために外部からの参入が起らずに貸出市場が不完全競争的になり、③結果的に規模が小さく費用効率性のよくない金融機関が存続できるという因果関係の存在が示唆される。その意味で上記3要因は補完的な性質をもつ可能性がある。ただし、これら3要因の構成比については地域ごとに差異があり、本分析の結果によれば、東北地方では規模の経済性要因、山陰地方では競争環境要因、九州地方では産業構成要因の比重が相対的に高い。また、これとは別に、他県よりも顕著に金利が高い県については、競争の欠如による非効率性も金利格差の重要な説明要因となる。他方、地域金融機関の健全性は金利格差決定式を推定した際には1%で統計的に有意な説明要因となるものの、地域間格差に及ぼすインパクトは非常に小さかった。

VII. 結論

地域間の金利格差の一定部分は需要側の構造要因にもとづいている。借手の信用に応じて金利が異なるのは当然であり、したがって、たとえ金融仲介機能が正常に機能していたとしても貸出金利の地域間格差が解消されるわけではない。しかし、競争環境要因や供給側要因によって貸出金利に地域間で差異が生じている現状には問題がある。なぜなら、たとえ財務内容が全く同じ企業であっても所在地が違うだけで異なる

金利が提示されるケースが生じるからだ。しかも、県内の多くの中小企業にとって、県外貸出市場にアクセスすることは困難である。これは適切な金融仲介システムの姿とはいえ、ここに公的部門が地域金融市場に関与する余地が生じる。

都市圏を中心に「オーバー・バンキング」といった指摘もみられるものの、我々の実証分析の結果から判断する限り、規制緩和がかなり進

25) 規模の経済性が貸出金利の地域間格差に影響を及ぼす可能性は Kano and Tsutsui (2003) でも言及されているが、実際に要因分解して都道府県別に寄与度を明示した研究は筆者の知る限り本分析が最初である。

26) 金子 (1994) の推計でも個別行の経費率が貸出金利に有意な影響を及ぼすことが示されている。しかし、金子 (1994) では「経費率」はむしろ地域性を否定する要因とみなされている。

んだ近年（2000～2004年度）においても地方圏の貸出市場は未だ不完全競争下にある。リレーションシップバンキングの深化により、今後はHold-Up問題の発生も懸念される。そうしたなかでは、地域貸出市場の競争圧力を高める手だてを講じることが不可欠である。例えば、信用金庫の営業地域に関する規制を緩和し、より広い商圈で競争を促すことが考えられる。また、県外からの参入が促進されない理由が固定費の高さにあるのだとすれば、その障壁を低くすることも有効である。具体策として、銀行代理店制度の普及が挙げられる。2006年4月の銀行法の一部改正により、代理店の設立が認可制から許可制となり、他者との共同設立も可能になった。さらに、兼業も認められるようになった。同様の規制緩和は信用金庫や信用組合、農協漁協などにも適用される。もっとも、現在の銀行代理店制度は、自動車ディーラーによるオートローンの取扱い、宅建業者による住宅展示会場での住宅ローンの取扱い、スーパーでの定型的な消費者ローンの取扱いなどが想定されており、一般事業者が兼営する代理店が事業者向けローンを取り扱うことは認められていない。したがって、代理店制度が企業向け貸出市場での競争促進に寄与するようになるまでにはさらなる規制緩和が必要となり、短期的には実現が難しいと思われる。

そこで注目されるのが、民営化後の郵便貯金銀行（ゆうちょ銀行）の動向である。郵便貯金銀行は民営化当初（2007年10月）は貸出を認められていないものの、10年をかけて徐々に業務規制が撤廃されていく見通しである。仮に、民間金融機関と対等な条件で競争するための施策が講じられることを前提とすれば、郵便貯金銀行の存在は定義的に地域貸出市場の集中度を低下させる。その意味で、民営化後の郵便貯金銀

行には政府系金融機関に代わるある種の「対抗力」としての役割が期待されうる。ただし、これは地域分割を行うなどの寡占防止策がとられ、民間金融機関とのイコールフットイングが確保された場合にのみ言えることである。

仮に郵便貯金銀行が巨大な規模を維持したまま融資業務に参入することになれば、長期的には地方部の貸出市場における「寡占」の問題がむしろ深刻化する懸念さえある。この問題を回避する1つの手だてとして、郵便局のネットワーク自体を民間金融機関の事業者向け融資の代理店として機能させることが考えられる。（代理店も含む）金融仲介業への参入・退出を完全自由化することの難しさは「競争促進」と「信用秩序の維持」との両立にある。この点においても、既に一定の信頼性を有した郵便局のネットワークを活用することは有意義だと思われる。

競争的な地域貸出市場が実現されるまでの移行過程では、資金制約に直面する借手に対して引き続き政策金融で対応する必要がある。ただし、『政策金融改革の基本方針』（2005年10月）により、政策金融の規模が大幅に縮小されることが既に決まっている。これをふまえると、景気対策の側面をもつ不況業種向けの政策融資については今後の規模縮小は避けられまい。限られた政策金融の原資を有効活用していく視点に立てば、自らの信用力以外の理由で資金調達に困難に直面する企業に集中的に政策融資を行っていくことが望ましい。本分析で示された地域別の「供給側要因」・「競争環境要因」にもとづく金利格差の大きさは、各地域の「市場の失敗」による資金制約の強さを反映しているとみなすこともできる。したがって、政策金融が適切な地域配分を実現していくうえでのひとつの有益な判断材料になると思われる。

補論．推計に利用したデータ

1. 各産業の事業所シェア (RIN) および資本金階級別の事業所シェア (RSC)
『事業所・企業統計調査』(総務省)の都道府県別・業種別・資本金階級別の事業所数からシェアを算出した。ただし、『事業所・企業統計調査』は直近では平成11年、13年、16年にしか実施されていない。よって、平成12・14・15年度の事業所数については伸び率で補完した。なお、平成16年度調査から産業分類が変更されており、特にサービス業の定義が大きく変わった。よって、本分析では、事業所総数から定義変更のない(ないしは少ない)他の産業の事業所数の累計を除いたものを「サービス業」として定義した。
2. 工業 付加価値額 (Y_MA)
『工業統計』(経済産業省)から都道府県別の系列を利用した。
3. 商業販売額 (Y_WR)
『商業販売統計』(経済産業省)から都道府県別の系列を利用した。
4. 元請完成工事高 (Y_CN)
『建設工事施工統計調査』(国土交通省)から都道府県別の系列を利用した。
5. 商業地の土地平均価格 (CLL)
『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た。
6. 倒産発生率 (DEF)
分子を『企業倒産調査年報』(中小企業基盤整備機構)の都道府県別倒産企業負債残高、分母を『金融マップ』(金融ジャーナル社、月間金融ジャーナル増刊号)の都道府県別県内貸出残高として算出した。
7. 預金金利 (RD)
各金融機関の財務諸表より「預金利息の支払／預金残高」として算出した。
8. 貸出1単位あたりの固定費 (CST)
各金融機関の財務諸表より「営業経費／貸出金残高」として算出した。
9. 預金残高 (D), 自己資本比率 (BCR)
各金融機関の財務諸表の値をそのまま利用した
10. 不良債権比率 (NPL)
各金融機関の財務諸表から「(破綻先債権＋延滞先債権)／貸出金残高」として求めた。
11. 県内における大手銀行の貸出シェア (SCB)
『金融マップ』で都道府県別に掲載された大手銀行の県内貸出残高を分子とし、県内貸出残高合計を分母として算出した。
12. 県内貸出市場のハーフィンダール指数(HI)
※ 論文本文を参照のこと

補足．表5に関する付注

1. ハーフィンダール指数は、地銀、相銀、信金の貸出残高に基づいて算出されている。
2. 都道府県別の新規・短期借入金利は、『中小企業動向調査』の回答を都道府県別に単純平均して算出される。
3. この他に岩手県を加えた推計(説明変数は同じ)や説明変数にメインバンク浸透度を加えた推計も行われている。ここで、メインバンク浸透度とは「県内の年収10億円以上の企業数／これらの企業が取引している銀行数の累計」として定義される。(つまり、各企業が1つのメインバンクをもっていることが前提となっている) ただし、推計では貸出金利との有意な相関は認められない。
4. 信用金庫の貸出金利は『都道府県別貸出約定平均金利』(信用金庫)からとっている。
5. この他にも堀内(1988)と同様のメインバンク浸透度を加えた推計も行われている。ただし、推計では貸出金利との有意な相関は認められない。

6. 拘束預金が考慮された実効金利が分析に用いられる。
7. 自己資本比率が高く、「支払利息割引料／売上高」比率が低いほど当該企業の経営が健全であるため、貸出金利は低くなる。なお、企業の収益性の指標として、総資本経常利益率を加えたモデルも推計されているが、貸出金利と統計的に有意な関係は得られない。
8. 加納（1998）では、預貸率は「銀行と企業の取引の親密度を示す指標」とみなされる。
9. この他に建設業、卸売業、小売業、飲食店業、サービス業、不動産業、運輸・通信業の推計も行っているが、必ずしも期待される符号条件は満たされない。
10. この他に、『県民経済計算年報』をもとにした製造業、建設、卸売・小売、不動産、運輸・通信についての県内産業構成を説明変数に加えて「借手の質」を制御している。
11. ハーフィンダール指数は地銀・第二地銀・信金の貸出残高にしたがって算出される。
12. Kano and Tsutsui（2003）では、「地銀・第二地銀」グループを標本とした推計も行っているが、貸出金利の地域格差の存在を支持する結果は得られない。
13. 対象となる金利は Kano and Tsutsui（2003）で算出した1996年度の金利である。
14. メインバンク継続率（10年間メインバンクを変更しなかった企業の割合）は、メインバンクが地銀であるケースでは貸出金利と統計的に有意な正の関係をもつ。つまり、リレーションシップの成熟によってむしろ金利が上昇する。他方、第二地銀では有意とならず、信金・都銀のケースでは有意な負の相関をもつ。
15. 担保提供と信用保証取得確率の内生性を考慮した2段階最小二乗法で推定されている。
16. 実際の推定では、企業および経営者の定性的な情報（銀行への資料の提出頻度、経営者の持ち家の有無、経営者の学歴等）も説明変数に含まれる。

参 考 文 献

- 金子 隆（1994）、「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、13-23頁。
- 加納 正二（1998）、「審査と貸出金利」、『国際公共政策研究』（大阪大学）、第2巻、第1号、77-88頁。
- 加納 正二（2004a）、「取引銀行数とリレーションシップ・バンキング」、『経営情報研究』（摂南大学）、第12号、第1号、33-45頁。
- 加納 正二（2004b）、「リレーションシップ・バンキングが貸出金利に与える影響」、『国際公共政策研究』（大阪大学）、第8巻、第2号、33-46頁。
- 加納 正二（2004c）、「リレーションシップ・バンキングにおけるホールドアップ問題」、『国際公共政策研究』（大阪大学）、第9巻、第1号、37-53頁。
- 後藤 善行（1990）、「貸出金利の地域間格差と貸出市場の寡占」、『調査季報』、国民金融公庫調査部、第12号、19-39頁。
- 筒井 義郎・蛭山 昌一（1987）、「金融業の産業組織」、館龍一郎・蛭山昌一編『日本の金融 [I] 新しい見方』（東京大学出版会）、第5章、177-220頁。
- 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？ ～金融機関別・都道府県データによる実証分析～」、『財務総合政策研究所 ディスカッションペーパーシリーズ 06A-23』。
- 堀内 俊洋（1987）、「地域別の貸出市場構造と金利」、『調査時報』、中小企業金融公庫調査部、第29巻、第2号、24-38頁。
- 堀内 俊洋（1988）、「貸出市場組織の地域間比較 —金利競争と差別化競争—」、『調査時報』、中小企業金融公庫調査部、第30巻、第2号、54-71頁。

- 村本 孜 (1991), 「地域とリテールバンキング—地域間貸出金利をめぐって—」, 『地域金融問題研究』, 第1号, 127-143頁.
- Berger A. N. and G.F. Udell (1995) “Relationship Lending and Lines of Credit in Small Business Finance”. *Journal of Business*, 68 (3), 351-381.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler (1989) “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”, *American Economic Review*, Vol. 79 Issue 1, 14-31.
- Boot, A. W. A. and A.V.Thakor (1994) “Moral hazard and secured lending in an infinitely repeated credit market game”, *International Economic Review*, Vol. 35 Issue 4, 899-920.
- Hubbard R.G., N.K. Kuttner and D.N. Palia (2002) “Are There Bank Effects in Borrowers’ Costs of Funds? Evidence from a Matched Sample of Borrowers and Banks”, *Journal of Business* 75 (4), 559-581.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997), “Credit cycles”, *Journal of Political Economy*, Vol. 105 Issue 2, 211-248.
- Kano, Masaji and Yoshiro Tsutsui (2003), “Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets”, *Regional Science and Urban Economics*, 33(2), 157-174.
- Ongena, S. and D.Smith (2000) “Bank Relationships: A Review”, “Performance of financial institutions: Efficiency, innovation, regulation” (2000), Cambridge University Press, 221-258.
- Petersen, M. A. and R. G.Rajan (1994) “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *Journal of Finance*, Vol. 49 Issue 1, 3-37.
- Rajan, R.G (1992) “Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm’s-Length Debt”, *Journal of Finance*, Vol. 47 Issue 4, 1367-1400.
- Sharpe, S. A. (1990) Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships”, *Journal of Finance*, Vol. 45 Issue 4, 1069-1087.
- Watanabe, Wako (2005), “How Are Loans by Their Main Bank Priced? Bank Effects, Information and Non-price Terms of Contract”, RIETI Discussion Paper Series 05-E-028.