PRI Discussion Paper Series (No.06A-27)

政府系金融機関融資は「借りにくい地域」へ適切に配分されているか？
不完全競争に起因する「市場の失敗」の補完機能に関する実証分析

財務総合政策研究所主任研究官
中田　真佐男

財務総合政策研究所研究員
安達　茂弘

2006 年 9 月

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ありません。

財務省財務総合政策研究所研究部
〒100－8940　千代田区霞が関 3－1－1
TEL　03－3581－4111　（内線 5489）

政府系金融機関融資は「借りにくい地域」へ適切に配分されているか？
― 不完全競争に起因する「市場の失敗」の補完機能に関する実証分析 ―

中田 真佐男　　安達 茂弘[†]

2006 年 9 月 11 日改訂

【要旨】

直接融資の手法をとる政策金融の規模は縮小傾向にあり、この傾向は今後も続く見通しである。こうしたなかでは、限られた原資をより効果的に配分していくことが求められる。

政策金融に関する従来の理論分析によれば、非対称情報に起因する「市場の失敗」の補完は信用保証や間接融資でも可能である一方、不完全競争がもたらす「市場の失敗」の是正には直接融資という手法が意味をもつ。そこで本稿では、直接融資形態の政策金融を質的に評価する試みとして、近年の政府系金融機関融資の地域配分にあたって「不完全競争に起因する市場の失敗の是正」が明示的に配慮されていたか否かを検証した。この結果、都道府県別に指標化した「貸出市場の不完全競争度」と中小企業向け政府系金融機関融資のプレゼンス（対民間融資残高比率）との間に有意な相関が認められた。この意味で、政府系金融機関は希少な原資を「借りにくい地域」へと適切に配分している。

不完全競争の度合いが強い地方部の貸出市場では、政策金融の規模縮小によってむしろ寡占が進むことが懸念される。これを防ぐには、信用金庫の業務規制緩和や銀行代理店制度の定着等、競争環境の整備が急がれる。これらの競争促進策を迅速に導入することが難しければ、民間部門と対等な条件での競争を前提として、「ゆうちょ銀行」にいわゆる対抗力的な役割も期待されうる。

JEL：H81，G20，C23
Key Words：政策金融改革、政府系金融機関、不完全競争

[†] 中田真佐男（財務省財務総合政策研究所 主任研究官）、安達茂弘（同 研究員）：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。

政府系金融機関融資は「借りにくい地域」へ適切に配分されているか？
不完全競争に起因する「市場の失敗」の補完機能に関する実証分析

財務省 財務総合政策研究所　　中田 真佐男、安達 茂弘[†]

1. はじめに

政府系金融機関の中小企業向け融資が転機を迎えている。2001 年 4 月からの財政投融資制度の抜本的な改革、2002 年 1 月から持続する景気拡張を背景として、近年の貸出額は縮小傾向にある。加えて、2005 年 11 月に経済財政諮問会議で決定された「政策金融改革の基本方針」によると、日本政策投資銀行と商工組合中央金庫は完全民営化され、他の政府系金融機関も１つに統合される。 新しい政策金融機関（2008 年 10 月発足予定）については、現中小企業金融公庫の一般貸付を廃止し、特別貸付についても必要性が低下したものから撤退する旨が明記された。さらに、資金供給の手法についても、今後はできるだけ部分保証・証券化・間接融資等の「間接的手法」を活用する方針である。このように「直接融資」の手法をとる中小企業向け政策金融の規模は縮小傾向にあり、これからは限られた貸出原資をより効果的に配分していくことが求められている。

政策金融の役割は言うまでもなく「市場の補完」である。中小企業向け貸出市場における「市場の失敗」の主な原因は、非対称情報と不完全競争だと考えられる。このうち非対称情報下における政策金融の直接融資の厚生改善効果は井上・夏井・宮原（1999）や三井（2000）によって理論的に分析され、いずれも肯定的に評価されている。しかし、これらの分析では代替的手法の効果との比較はなされていない。欧米では、直接融資の効果を否定する理論分析（例えば Smith and Stutzer（1989））や「間接的手法」の有効性を主張する理論分析（例えば Gale（1990））もあり、この意味では、非対称情報下の「市場の補完」の手法として直接融資に優位性があるとは言えない。

他方、不完全競争下においては、政策金融が直接融資という手法をとることが正当化されうる。貝塚（1981）で検討されたように、公的金融機関が並存して貸出市場の競争圧力を高めれば、不完全競争下での民間金融機関の「独占利潤の追求」や「非効率性」が抑制される（いわゆる「対抗力効果」）。一定の条件のもとで政府系金融機関の存在が経済厚生を改善しうることは、林・井出（1992）、吉野・藤田（1996）、井上（1999）による複占競争モデルを用いた理論分析でも示されている。ただし、その定義上、貸出市場が完全競争的になれば「対抗力効果」はもはや存在意義を失う。

[†] 中田真佐男（財務省財務総合政策研究所 主任研究官）、安達茂弘（同 研究員）：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。

わが国金融市場の規制緩和は既にかなり進展しているものの、現実の中小企業向け貸出市場はいまだ競争的ではない。2000～2004 年度の第二地方銀行・信用金庫の貸出金利の格差について都道府県別に要因分解を行った中田・安達（2006）によれば、金利の地域間格差は産業構成・景況といった借手側の要因だけでは説明できず、むしろ貸手側の「独占利潤の追求」や「非効率性」で説明される部分が大きい。つまり、地域貸出市場では近年においても不完全競争に起因する「市場の失敗」が深刻である。このもとでは、政策金融に求められる「市場の補完」の役割も、非対称情報に起因する信用割当の解消にとどまらず、競争の欠如による資源配分の歪みの是正にまで及ぶ。とりわけ後者については「直接融資」という手法をとることが意味をもつ。

そこで本稿では、不完全競争下における直接金融形態の政策金融の役割について、実証的な評価を試みる。具体的には、近年の政府系金融機関の中小企業向け融資の地域配分にあたり、「不完全競争に起因する『市場の失敗』の是正」という目的が考慮されていたか否かを検証する。政策金融の経済効果については、これまでにも安田（2004）、根本・深沼・渡辺（2006）、Uesugi,Sakai and Yamamoto（2006）が個票データを用いて意欲的な実証分析を行ってきた。ただし、これらはいずれも非対称情報下での政策金融が想定されている。他方で、不完全競争下の政策金融の経済機能に関する実証分析は進んでいない。

もし上記の政策目的を考慮して融資の地域配分が決定されているなら、不完全競争に起因する「市場の失敗」がより深刻な地域に対して希少な原資が優先的に配分されるだろう。この仮説の妥当性をみるため、本稿では、中田・安達（2006）による貸出金利格差（第二地方銀行・信用金庫）の要因分解の結果をもとに不完全競争による弊害の程度を地域別に指標化し、この指標と各地域における政策金融のプレゼンス（「政府系金融機関貸出残高／民間金融機関の中小企業向け貸出残高」比率）との統計的な相関の有無を確認する。評価の対象は、国民生活金融公庫と中小企業金融公庫による直接融資とし、横断面を都道府県別（除：沖縄県）、期間を 2002～2004 年度とするパネルデータを構築して分析を行った。

我々の実証分析によれば、政府系金融機関による中小企業向け融資の地域別プレゼンスは、①市場競争環境に起因する貸出金利の地域間格差（貸手の独占的行動がもたらす資金制約の強さ）や、②貸手の規模の（不）経済性や固定費の高止まりに起因する貸出金利の地域間格差（競争の欠如による効率性低下がもたらす資金制約の強さ）と有意な正の相関をもつ。この結果から、中小企業向け政府系金融機関融資の地域配分にあたっては、不完全競争に起因する「市場の失敗」の是正が考慮されていたことが示唆される。すなわち、政府系金融機関融資はより「借りにくい地域」へ重点配分されていたと言える。ただし、推計したモデルの決定係数は低く、不完全競争に起因する「市場の失敗」の是正が直接融資の手法をとる中小企業向け政策金融の優先的な政策目的だったとまでは言えない。

池尾（1998）が指摘するように、政府が貸出市場の競争環境を整備しさえすれば「対抗力」は不要となる。ゆえに、我々もこの結果をもって政策金融の「対抗力効果」こそがその存在意義であると主張することはしない。しかし、一方で、金融仲介には大きな固定費用がかかるために参入が難しく、また、「信用秩序の維持」との関係で金融仲介業務への参入・退出を完全自由化することは困難であるため、地域貸出市場の不完全競争が容易には解消されがたいことも現実である。こうしたもとで政策金融が縮小されていった場合、むしろ不完全競争に起因する「市場の失敗」が悪化することにもなりかねない。ゆえに、政策金融の規模縮小は、同時に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重要だと考える。例えば、2007 年秋から業務を始める「ゆうちょ銀行」は当初は貸出を認められていないものの、民間金融機関が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、貸出市場における「対抗力」となりえよう。

本稿は以下のように構成される。第 2 節では、中小企業向け政府系金融機関融資のマクロレベルでの規模の推移を概観し、限られた貸出原資を効果的に活用していくことがこれまで以上に重要になっていることを確認する。第 3 節では、政策金融の経済機能について簡単にまとめ、関連する先行研究を整理したうえで本稿の分析の指針を述べる。第 4 節以降は実証分析にあてる。まず、第 4 節では中小企業向け政府系金融機関融資のプレゼンスを地域別に確認する。続く第 5 節では、貸出金利の地域間格差の要因分解を行った中田・安達（2006）の結果をまとめる。この結果をふまえ、第 6 節では「市場の失敗」に起因する資金制約の強さの地域差を定量的に示す指標を定義し、この指標を用いた実証分析によって中小企業向け政策金融の地域配分の妥当性を評価する。最後の第 7 節では分析の結果を要約するとともに、政策的な含意について言及する。

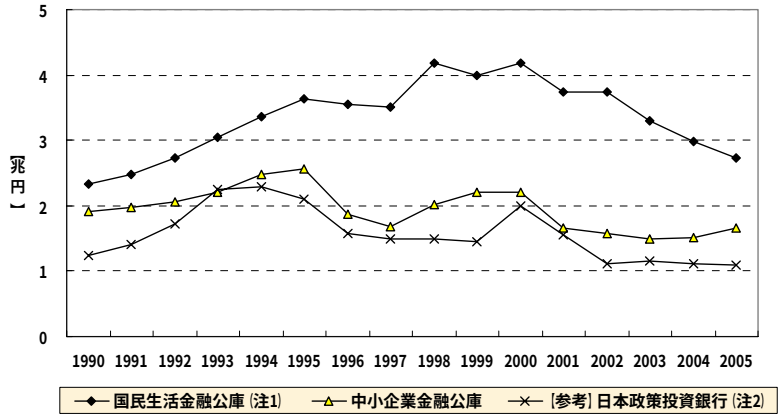
2. 政府系金融機関の中小企業向け融資の規模縮小

2001 年度から財政投融資制度の抜本的な改革が実施された。この背景には、財投の規模が「市場の補完」に必要な水準を越えて膨張したという「規模肥大化」への懸念に加え、実体経済へのプラスの寄与を相殺するコストを発生させているという「事業の非効率性」への批判があった。財投制度改革の進展に加え、2002 年 1 月から持続的に景気が拡張していることもあり、近年の中小企業向け政策金融の規模は縮小傾向にある。さらに、2005 年 11 月には経済財政諮問会議で「政策金融改革の基本方針」が決定され、直接融資の手法をとる政策金融の規模を縮小する方針が明確に打ち出されている。こうした状況のもと、政府系金融機関融資の経済機能をマクロレベルで量的に評価することはもはや適切といえなくなっている。

2-1. 中小企業向け政策金融（直接融資）の規模縮小

図 1 には、中小企業向け融資を行う政府系金融機関の規模の推移がフローベースで示されている。国民生活金融公庫（1999 年度までは国民金融公庫と環境衛生金融公庫の合計）の財投計画額は平成不況期（1991 年度～1994 年度）から増加し、消費税の増税やアジア通貨危機といった実物経済へのショック、大手金融機関の連続破綻を契機とする「金融システム不安」が続けて起こった 1998～2000 年度にピークに達している。しかし、2001 年度以降はフローで見た規模は縮小している。

図 1. 中小企業向け政府系金融機関
「財政投融資計画（当初）＋財投機関債発行予定額（2001 年度～）」の推移



※『財政投融資リポート』各年度版（財務省）より作成

（注 1）1999 年度以前は国民金融公庫と環境衛生金融公庫の合計
（注 2）1999 年度以前は日本政策投資銀行と北海道東北開発公庫の合計

【参考表】 「運用残額／（財政投融資計画＋財投機関債発行予定額）」比率の推移

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
国民生活金融公庫	0.22	0.09	0.18	0.09	0.17	0.17
中小企業金融公庫	0.29	0.15	0.10	0.12	0.13	0.18
【参考】日本政策投資銀行	0.72	0.21	0.00	0.06	0.08	0.15

出所：『財政融資資金運用報告』（財務省） 各年度版

中小企業金融公庫の場合、当初計画額のピークは平成不況期にあるが、中小企業の資金繰りが悪化した 1998～2000 年度に計画額が再び増加している点は国民生活金融公庫と同じである。参考として掲載した日本政策投資銀行の計画額の推移も中小企業金融公庫と類似している。なお、金融システム危機による「貸し渋り」の長期化が懸念された 2000 年度には、各機関の当初計画額が多めに計上されたが、参考表に示されるようにこの年度は運用

残額も大きくなっている。

図 1 には当初計画額（および財投機関債発行予定額）が示されているが、期中に経済情勢が変化した場合には財投計画も機動的に改定される。1990 年代以降の財投計画のうち中小企業向けに融資を行う政府系金融機関に関連するものについて期中改定額を示したものが表 1 である。

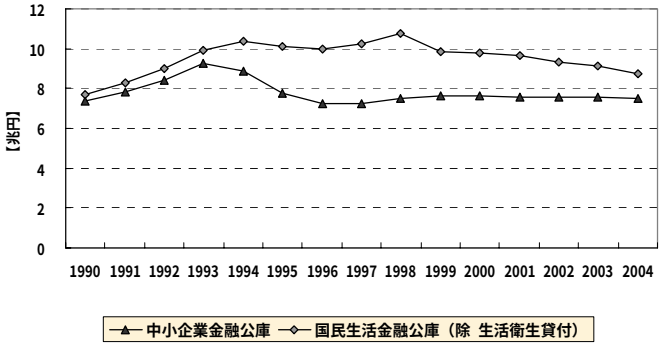
表 1. 中小企業向け政府系金融機関に関する財政投融資計画の期中改定額

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
国民生活金融公庫	3940	3625	4000	5540	0	0	-2829	6540	0	0	0	0	0	0	0
中小企業金融公庫	1400	1300	2400	6000	0	0	-2800	3000	2000	0	0	0	0	0	0
【参考】日本政策投資銀行	145	3200	7553	4885	250	142	0	2200	16824	957	0	500	600	0	0

出所：『財政投融資リポート』（財務省） 各年度版

平成不況期には数次にわたって経済対策が実施され、緊急的な中小企業対策として政策金融が積極的に活用された。また、1997 年度から「金融システム不安」が深刻化したときにも『中小企業等貸し渋り対策大綱』（1998 年 8 月）などの対策が講じられ、やはり政策金融関連の財投計画が大幅に上方修正された。しかし、2000 年代以降は財政投融資計画の期中改定はほとんど行われていない。[1] こうした当初計画、期中改定額の推移を反映し、主たる中小企業向け政府系金融機関である国民生活金融公庫、中小企業金融公庫の規模はストックレベルで見てもやはり近年は減少ないし横ばい傾向にある（図 2）。

図 2. 中小企業向け政府系金融機関の貸出残高の推移



注）1999 年度以前の国民生活金融公庫の値は国民金融公庫と環境衛生金融公庫の合計

2005 年 11 月 29 日、経済財政諮問会議で「政策金融改革の基本方針」（以下、「基本方針」）

[1] 中小企業対策としては、2002 年度に「金融セーフティネット対策」（補正予算を中心に約 4500 億円の規模）が実施されているが、その中心は都道府県の信用保証の拡充である。

が決定され、2006 年 6 月 27 日には、行政改革推進本部で「政策金融改革に係る制度設計」（以下、「制度設計」）が決定された。

「基本方針」では今後の政策金融の機能を、①中小零細企業・個人の資金調達支援、②国策上重要な海外資源確保、国際競争力確保に不可欠な金融、③（政策金融と援助機能を併せ持つ）円借款の３つに限定している。これに伴い、政府系金融機関は抜本的に再編される。第 1 に、日本政策投資銀行と商工組合中央金庫は民営化される。[2] 第 2 に、公営企業金融公庫は廃止され、地方公共団体が共同で資金調達のための新組織を設立する。[3] 第 3 に、国民生活金融公庫、中小企業金融公庫、農林漁業金融公庫、沖縄振興開発金融公庫、（貿易投資金融を除く）国際協力銀行は 2008 年 10 月から１機関（以下、「新政策金融機関」）に統合される。新政策金融機関の中小企業向け融資については、現国民生活金融公庫による教育貸付（2004 年度末で貸付金残高の 11.6%）を縮小し、現中小企業金融公庫による一般貸付（同 13.9%）から撤退することが決まっている。なお、現中小企業金融公庫の特別貸付についても、定期的に必要性を見直す旨が明記された。[4] 加えて、「基本方針」では、資金供給の手法についても見直しの方針が示されている。具体的には、従来の直接融資に偏った状況を改め、今後はできるだけ部分保証・証券化・間接融資等といった「間接的手法」を活用するとされている。

「基本方針」や「制度設計」に即して改革が進展する限り、直接融資の形態をとる政策金融の規模は今後も縮小が続くと予想される。このもとでは、政策金融がマクロレベルで経済効果を発現していくことはもはや難しい。ゆえに、政策金融の経済機能を評価するにあたっても、評価の視点を量的側面から質的側面にシフトさせることが求められる。

3. 政策金融の経済機能

3-1. 貸出市場における政策金融の役割

池尾（1998）の整理にしたがえば、公的部門による金融仲介が正当化されるのは、①未発達な金融市場において、市場にかわって効率的な資源配分を行うケース（市場の代替）、

---

[2] 「制度設計」によれば、まず、2008 年 10 月に従来の根拠法を廃止し、政府（商工中金の場合はこれに加えて既存の出資者）のみが株式を保有する特殊会社を発足させる。次いで、民間部門とのイコールフッティングを図りつつ、5 年後ないし 7 年後までに政府出資分を完全に処分する。

[3] 廃止は 2008 年 10 月である。新組織のもとでは地方公共団体が主体的に資本市場から資金調達する仕組みの確立が目指される。「制度設計」によれば、政府は新しい仕組みの構築・運用に必要な法整備はするものの、新組織に対して出資・保証といったかたちでの新たな関与は行わない。

[4] 「基本方針」では、政策金融全体の規模について、2008 年度までに貸出残高の対 GDP 比を対 2004 年度比半減させるという数値目標も盛り込まれた。しかし、この目標は民営化・廃止が決まった 3 機関の残高減少分で実質的に達成できる見通しであり、将来的にはこれを上回るスリム化が必要となろう。

②一定の発展を遂げた金融市場において、「市場の失敗」に起因する資金配分の歪みを是正するケース（市場の補完）の 2 つである。ただし、前者は発展途上の経済にのみ該当するので、近年の日本における政策金融の役割は「市場の補完」に限定されよう。[5]

中小企業向け貸出市場を念頭においた場合、「市場の失敗」が起こる大きな理由として、まず「非対称情報」の問題が挙げられる。非対称情報下の政策金融の役割についてはかなりの理論分析が蓄積されている。[6] このうち井上・夏井・宮原（1999）や三井（2000）では、直接融資を行う政府系金融機関の行動が明示的に分析されている点で興味深い。ただし、これらの研究では、いずれも非対称情報下での政府系金融機関の役割が肯定的に評価されているものの、代替的な手法（保証、利子補給などの「間接的手法」）の効果との相対比較が行われているわけではない。他方、Mankiw（1986）や Gale（1990）では、これらの間接的手法が肯定的に評価される。また、Smith and Stutzer（1989）、Williamson（1994）などは複数の政策金融手法の効果を比較する理論分析も行っている。岩本（2001）や根本（2005）で指摘されるように、これらの結論は直接融資を行う政府系金融機関の行動の定式化にかなり依存するものの、直接融資の優位性は支持されていない。

中小企業向け貸出市場において「市場の失敗」を発生させるもうひとつの大きな理由は「不完全競争」である。不完全競争下における政策金融の経済機能について本格的に検討した初期の研究として貝塚（1981）が挙げられる。貝塚（1981）は、当時の競争制限的な規制のもとで民間金融機関の金融仲介にさまざまな非効率性が見受けられたことを指摘したうえで、「金融業における競争促進のための１つの政策手段として、民業の非効率性に対抗するために官業が存在することに意味がある」という主張（いわゆる「対抗力効果」）の妥当性について検討している。対抗力効果については、産業組織論的なアプローチから林・井出（1992）、吉野・藤田（1996）、井上（1999）によって理論分析も行われている。[7] 複占競争モデルによる彼らの分析では、一定の条件のもとで政府系金融機関の存在が経済厚生を改善しうることが示される。

不完全競争下で政策金融が「市場の補完」の役割を果たすうえでは、政府系金融機関が民間金融機関と並存して複占競争を行うことが前提となる。この意味で、政策金融が「直接融資」という手法を採用することが正当化されうる。もっとも、政策金融が「対抗力」となるためには、政府系金融機関が費用効率性の面で民間金融機関に勝っていることがさらなる前提となる。この点に関し、吉野（1994）は民間金融機関と公的金融部門の経費率

[5] ただし、金融自由化以前の日本では、政策金融は「市場の代替」の役割も果たしていたと考えられる。山中（1996）では、金融自由化以前の政策金融を分析対象とした研究も含め、政策金融に関する理論・実証分析が広範にサーベイされている。
[6] 岩本（2001）、西垣（2003）、根本（2005）などの優れた展望論文も存在する。
[7] これら一連の分析の端緒となる研究は、わが国銀行業の参入規制について分析した鈴村（1990）である。

を比較し、公的金融の経費率は都市銀行と同程度であり、地方銀行よりは低いという結果を得ている。[8]

3-2. リレーションシップバンキングの深化と政策金融

近年になって金融庁は地域金融機関にリレーションシップバンキング機能の強化を促している。[9] 民間金融機関と借手企業間でのリレーションシップの深化は、政策金融に対して２つの異なる影響を及ぼすと考えられる。

リレーションシップの深化は一方で政策金融の必要性を低下させる。貸手-借手間に構築された密接な取引関係は「情報の非対称性」の度合いを緩和させるからだ。もっとも、リレーションの構築に時間的・金銭的なコストを伴うことをふまえると、地域金融市場において政策金融の必要性がすぐに失われる状況は想定しにくい。

他方で、リレーションシップの深化は金融市場の効率性を損ねる方向にも作用する。特定の相手との取引が長期化すると、同一の関係を他者と築くために要するコスト（Switching Cost）が高くなる。結果として取引関係が lock-in されると貸手の交渉力が高まり、借手が不利な取引を強いられる可能性が生じる。これが Sharpe（1990）や Rajan（1992）などによって指摘された Hold-up 問題である。リレーションシップバンキングという金融サービスの市場が競争的であれば、企業は取引銀行数を増やすことで Hold-up 問題を回避できる。しかし、もともと金融機関の数が少なく、域外からの参入が少ない金融市場ではこうした競争も期待できない。このとき、リレーションシップの深化は「市場の失敗」のもうひとつの主要因である「不完全競争」を常態化させてしまう。[10] こうした状況下では、政策金融には Hold-Up 問題を緩和する「対抗力」としての役割も期待されうる。

3-3. 政策金融と実態経済

Kiyotaki and Moore（1997）による“ Credit Cycle ”や Bernanke and Gertler（1989）、Bernanke, Gertler and Gilchrist（1999）の“ Financial Accelerator ”のモデルによれば、金融市場における

[8]近年において公的金融部門と民間金融部門のどちらが費用効率的であるかは必ずしも明らかではない。規制緩和の進展によって民間部門の費用効率性は以前よりも高まっているであろう。他方、いわゆる「ソフトな予算制約」の問題は残るものの、公的金融部門についても、財投制度改革以降、確実に費用効率性の向上が図られていると思われる。

[9]『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 －中小・地域金融機関の不良債権問題の解決に向けた中小企業金融の再生と持続可能性（サステナビリティー）の確保－』（2003 年 3 月 28 日）および『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（平成 17～18 年度）』（2005 年 3 月 29 日）を参照のこと。

[10] 加納（2004c）は日本の地域金融機関と中小企業のメインバンク関係について実証分析を行い、Hold-up 問題の発生を示唆する結果を得ている。

「情報の非対称性」の存在が実体経済にも影響を及ぼす。 貸出市場で「(借手の質に関する）情報の非対称性」が発生している状況では、資金貸借にあたってエージェンシーコスト（モニタリング費用など）が発生する。そこで、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(Kiyotaki and Moore(1997))や内部資金量(Bernanke and Gertler（1989)）に応じて信用供与額を決めるようになる。企業の投資額（さらには産出水準）が資金調達額に制約されるとすれば、結果として、産出水準は企業の内部資金量や地価と連動して変化することになる。小川・鈴木（1997）や小川・北坂（1998）の実証分析では、日本企業の設備投資が内部資金量や土地の担保価値に制約されることが示されている。また､櫻川(2002)の実証分析でも､バブル期以降の日本の景気循環が“ Credit Cycle ”モデルで説明可能であることが示唆される。

“ Credit Cycle ”や“ Financial Accelerator ”のモデルは地域間の景況格差の説明にも適用できる。[11] 地方経済では中小企業が中心的な役割を果たしているが、中小企業金融市場はもともと「情報の非対称性」の度合いが大きい。よって、地場産業の低迷などの影響で企業のキャッシュフローが乏しく、地価も低迷しているような地域では景気低迷が続くことになる。こうした状況下で政策金融が発動されると企業の資金制約が緩和され、実物経済にプラスのインパクトが及ぶ。

これまでは貸出市場における「非対称情報」がもたらす信用割当を想定していた。しかし、貸出市場が「不完全競争」であるケースでも資源配分に歪みが生じ、結果として借手が資金制約に直面することになる。よって、この場合にも政策金融は実体経済にプラスのインパクトを及ぼしうる。

3-4.「配分の妥当性」を基準とした政策金融評価の重要性

一般に、地方部では中小企業が経済活動の中心を担っている。中小企業の資金調達は金融機関借入に多くを依存しているため、貸出市場で発生した「市場の失敗」によって信用割当が発生すると、“ Credit Cycle ”や“ Financial Accelerator ”のもとで地域の実物経済にも負のインパクトが及ぶ。このため従来の政策金融には、金融市場における「市場の補完」のみならず、実物経済を刺激する役割も期待されてきた。しかし、規模縮小が続いていくなか、政策金融がマクロレベルで経済にインパクトを及ぼすことはもはや難しくなっている。このもとでは、政策金融の経済機能を質的に評価していくことが必要になる。とりわけ、希少な貸出原資が効果的に活用されているか否かという「配分の妥当性」の検証が重

11 地域経済の低迷の原因としては、金融的な側面だけでなく、アジア諸国との価格競争による地場産業の衰退や、企業自体の海外支出による空洞化、人口の高齢化・過疎化による労働力不足などが挙げられよう。これらについては『中小企業白書』（中小企業庁編）の各年版で分析されている。

要になると考えられる。[12]

政策金融の目的が「市場の補完」であることをふまえると、資金配分の妥当性を判断する基準としては、(1) 融資先や保証先が、『市場の失敗』に起因する信用割当に直面する主体に限定されているか (事前の妥当性)、(2) 政策金融を利用した企業のパフォーマンス (利益・投資額等) が利用しなかった企業と比較して向上しているか (事後の妥当性) が考えられる。[13] この分野に関連する実証研究として、総務省 (2003)、根本・深沼・渡辺 (2006)、安田 (2004)、Uesugi, Sakai and Yamamoto (2006) が挙げられる。

総務省 (2003) による『政策金融機関等による公的資金の供給に関する政策評価書』では、事業者にアンケート調査を実施し (有効回答数 (率) : 大・中堅企業 1216 社 (40.5%)、中小企業 1631 社 (54.4%))、政府系金融機関を利用した経験のある企業に借入理由を質問した。この結果によれば、民間金融機関から借入ができなかったことを主な理由に挙げた企業は全体の 10%に満たず、政策金融による「市場の補完」機能に否定的な見解が示されている。

根本・深沼・渡辺 (2006) は、『企業金融環境実態調査』(2003 年、中小企業庁) の個票データから 1980～2003 年に開業した企業を抽出し、創業期に政府系金融機関を利用した企業の属性を Probit 推計によって分析している。彼らの分析では、創業期に政府系金融機関を利用した企業は、民間企業のみから借り入れた企業に比して、有意に事業経験が少なく、資産・担保力が脆弱であるという結果が得られている。これは、政府系金融機関が「情報の非対称性」の度合いが大きい事業者を融資先としていることを示唆しており、資金配分に事前の妥当性があることを支持する結果といえる。また、根本・深沼・渡辺 (2006) の別の分析では、創業期に政府系金融機関を利用した企業は、創業年数の経過につれて雇用成長率が高まるという結果も得ている。[14] これは、政策金融の資金配分の事後の妥当性を支持する結果といえよう。

安田 (2004) は、『創業環境に関する実態調査』(2001 年、経済産業省・中小企業庁) の個票データを用いた分析を行い、創業時に公的機関の資金を利用した者は、非利用者に比

---

[12] 質的評価の視点としては、この他に「事業の効率性」も重要である。この点に関し、財投制度改革以降は機関ごとの詳細な政策コスト分析の結果が公表されるようになった。費用の見合いとなる便益の評価方法に課題は残るものの、政策コスト分析は政策金融の事業効率性の評価手法として確立されつつある。

[13] ただし、本来であれば民間金融機関でも貸出可能な優良な企業に政策金融が供給された場合 (いわゆる「民業圧迫」のケース) でも、政策金融を利用した企業の事後的なパフォーマンスの向上は観察されうる。ゆえに、「事後の妥当性」は「事前の妥当性」が満たされていることを前提とした判断基準である。

[14] このような結果が得られるのは、被説明変数を雇用成長率とする根本・深沼・渡辺 (2006) の操作変数法推定において、創業期における政府系金融機関からの借入経験ダミーの係数が有意に負となる一方、「創業期における政府系金融機関からの借入経験ダミー × 創業年数」の交差項の係数が有意に正となるためである。彼らの推計結果によれば、創業後 10～11 年で雇用成長へのネットの効果がプラスに転じる。

べて有意に創業規模が大きくなることを示した。また、別の分析では、創業後のパフォーマンス（年平均雇用成長率）と創業規模の間に統計的に有意な正相関が確認されることから、創業時の企業に対する政策金融の発動が有効であるとの結論を導いている。また、Uesugi, Sakai and Yamamoto（2006）は、『企業資金調達環境実態調査』（2001 年、中小企業庁）の個票データを東京商工リサーチが提供する有料財務諸表データと組み合わせ、特別信用保証制度（1998 年 10 月～2001 年 3 月）を利用した企業と利用しなかった企業の経時的なパフォーマンスの変化を比較している。彼らの分析によれば、特別保証の利用企業は非利用企業と比較して有意に長期借入が増加し、総資産利益率が改善する。安田（2004）や Uesugi, Sakai and Yamamoto（2006）の分析結果は、政策金融の事後の配分の妥当性を支持するものだといえる。[15]

3-5. 本稿の問題意識：貸出市場の不完全競争に起因する「市場の失敗」と政策金融

先行研究の結果は我々に重要な示唆を与えているものの、これらはいずれも非対称情報下における政策金融の経済機能が念頭におかれている。これに対し、本稿では、不完全競争下における政策金融の経済機能に着目する。都道府県間の貸出金利格差の要因分解を行った中田・安達（2006）によれば、現実の中小企業向け貸出市場は依然として不完全競争的である。このもとでは、政策金融には、非対称情報がもたらす信用割当を緩和するだけでなく、競争の欠如がもたらす資源配分の歪みを是正する役割も求められよう。そこで、我々は近年の政策金融が、「不完全競争に起因する『市場の失敗』の是正」という目的も考慮して資金供給を行っていたかを検証する。

具体的には、中田・安達（2006）による貸出金利格差の都道府県別要因分解の結果をもとに不完全競争による「市場の失敗」の程度を地域別に指標化し、この指標と各地域における政策金融のプレゼンス（「政府系金融機関貸出残高／民間金融機関の中小企業向け貸出残高」比率）との相関の有無を分析する。不完全競争下では政策金融が「直接融資」形態で発現されることが意味をもつことをふまえ、本分析では、国民生活金融公庫と中小企業金融公庫による融資を評価の対象とする。

[15] もちろん、政策金融の融資先・保証先が「事前の配分の妥当性」を満たしていることが前提である。

4. 政策金融の地域配分の現状

表 2 には、国民生活金融公庫と中小企業金融公庫について、貸出残高の都道府県別配分シェアが 2000 年度～2004 年度の平均値として示されている。なお、表中の括弧内は各都道府県の期中シェア変化の標準偏差である。参考として、全国の信用保証協会の保証債務残高についても同様の表を作成している。いずれの機関においても、大都市を抱える都道府県の配分シェアが高くなっている。また、標準偏差を見る限り、こうした配分シェアはかなり固定的であることがわかる。

もっとも、地域貸出市場の規模が大きい都道府県で政策金融の配分シェアが高くなるのは当然である。政策金融の地域配分の妥当性を評価する場合、むしろ各地域金融市場で政策金融がどの程度のシェアを占めるように配分されているかを検証することが重要であろう。図 3 には、国民生活金融公庫と中小企業金融公庫について、各都道府県の貸出残高と同一県内の民間金融機関の中小企業向け貸出残高の比率が示されている。また、参考として、全国の信用保証協会について、各都道府県の保証債務残高と同一県内の民間金融機関の中小企業向け貸出残高の比率も示されている。

都道府県別の民間金融機関貸出金の統計として一般的に用いられるのは『金融経済統計月報』（日本銀行）に掲載される都道府県別貸出金残高である。しかし、この統計は、国内銀行のみを対象としており、かつ、大手企業向け貸出や住宅ローンも含まれている。したがって、中小企業向け政府系金融機関の貸出対象と整合的ではない。そこで本分析では、国内銀行に加えて信用金庫と信用組合を対象に加え、かつ、各金融機関の貸出から大手企業向けと住宅ローンを控除した「民間金融機関の中小企業向け貸出残高」を都道府県別に独自に推計し、これを図 3 の分母に用いている。[16] 具体的な算出方法については、補論.1 を参照されたい。

図 3 を見ると、各地域の中小企業向け貸出市場におけるプレゼンスは、国民生活金融公庫と中小企業金融公庫では完全には一致していない。表 3 では、図 3-1～図 3-2 に示された各指標の相関係数が示されているが、国民生活金融公庫と中小企業金融公庫の相関係数は 0.64 程度である。次節以降では、各政府系金融機関融資の地域別プレゼンスと、市場の不完全競争に起因する「市場の失敗」の深刻度の地域差との相関関係の有無を実証分析によって検証する。

[16] なお、いずれの業態についても消費者ローン（除：住宅ローン）は中小企業向け貸出に含めた。これは、個人事業者が事業資金の調達に利用している可能性を否定できないためである。

表 2．政府系金融機関融資の都道府県別配分シェア（2000 年度～2004 年度の残高平均）

（）内は期中シェア変化の標準偏差

	国民生活金融公庫（※1）	中小企業金融公庫	【参考】信用保証協会保証債務残高（※2）
北海道	4.0%（0.01%）	2.9%（0.08%）	2.1%（0.12%）
青森	1.4%（0.02%）	0.8%（0.01%）	1.2%（0.07%）
岩手	1.2%（0.01%）	0.9%（0.01%）	0.9%（0.03%）
宮城	2.1%（0.03%）	1.3%（0.01%）	1.1%（0.04%）
秋田	0.9%（0.02%）	0.9%（0.02%）	0.6%（0.02%）
山形	1.2%（0.03%）	1.3%（0.01%）	1.1%（0.10%）
福島	1.8%（0.03%）	1.2%（0.02%）	0.8%（0.09%）
茨城	2.1%（0.07%）	1.1%（0.02%）	2.1%（0.18%）
栃木	1.5%（0.04%）	1.1%（0.04%）	1.3%（0.12%）
群馬	1.4%（0.05%）	1.6%（0.06%）	1.9%（0.10%）
埼玉	3.6%（0.11%）	3.0%（0.06%）	4.0%（0.20%）
千葉	2.5%（0.02%）	1.4%（0.02%）	2.7%（0.21%）
東京	11.1%（0.12%）	18.1%（0.06%）	16.2%（1.94%）
神奈川	4.3%（0.08%）	3.2%（0.16%）	6.0%（0.36%）
新潟	2.0%（0.03%）	2.6%（0.09%）	1.7%（0.05%）
富山	1.2%（0.02%）	1.7%（0.06%）	0.9%（0.08%）
石川	1.3%（0.01%）	1.4%（0.05%）	1.2%（0.16%）
福井	0.9%（0.01%）	1.0%（0.01%）	1.0%（0.07%）
山梨	1.0%（0.02%）	0.8%（0.02%）	0.7%（0.01%）
長野	2.2%（0.05%）	1.4%（0.03%）	1.8%（0.24%）
岐阜	1.1%（0.02%）	1.2%（0.01%）	1.9%（0.07%）
静岡	2.6%（0.05%）	2.5%（0.10%）	5.1%（0.28%）
愛知	4.4%（0.08%）	3.9%（0.17%）	7.9%（0.14%）
三重	1.7%（0.03%）	1.1%（0.02%）	1.4%（0.10%）
滋賀	0.8%（0.02%）	0.8%（0.02%）	0.9%（0.08%）
京都	1.9%（0.05%）	1.3%（0.01%）	2.4%（0.27%）
大阪	10.6%（0.07%）	13.3%（0.18%）	10.5%（0.54%）
兵庫	4.4%（0.22%）	4.4%（0.13%）	4.4%（0.11%）
奈良	1.0%（0.00%）	0.9%（0.02%）	0.9%（0.09%）
和歌山	1.3%（0.02%）	0.8%（0.02%）	0.9%（0.06%）
鳥取	0.5%（0.01%）	0.6%（0.02%）	0.5%（0.01%）
島根	0.9%（0.01%）	0.8%（0.05%）	0.6%（0.06%）
岡山	1.8%（0.06%）	1.8%（0.03%）	1.0%（0.10%）
広島	2.8%（0.04%）	2.7%（0.02%）	1.7%（0.07%）
山口	1.5%（0.06%）	1.4%（0.05%）	0.9%（0.06%）
徳島	0.5%（0.01%）	1.0%（0.02%）	0.5%（0.02%）
香川	1.0%（0.01%）	1.1%（0.04%）	0.5%（0.05%）
愛媛	1.5%（0.01%）	1.9%（0.01%）	0.6%（0.08%）
高知	0.6%（0.01%）	0.7%（0.02%）	0.5%（0.04%）
福岡	3.8%（0.09%）	3.5%（0.10%）	3.4%（0.09%）
佐賀	0.7%（0.02%）	0.8%（0.01%）	0.5%（0.02%）
長崎	1.3%（0.01%）	1.2%（0.02%）	0.8%（0.06%）
熊本	1.9%（0.04%）	1.5%（0.01%）	0.9%（0.08%）
大分	1.0%（0.01%）	0.9%（0.01%）	0.6%（0.08%）
宮崎	1.1%（0.02%）	1.0%（0.02%）	0.4%（0.01%）
鹿児島	1.7%（0.04%）	1.1%（0.03%）	0.5%（0.01%）
沖縄			0.5%（0.03%）

[出所] 政府系金融機関：『金融経済統計月報』（日本銀行）
信用保証協会　：全国信用保証協会連合会

※1：普通貸付と環境衛生資金貸付の合計

※2：川崎、横浜、名古屋、岐阜、大阪各市の保証協会の保証債務残高は所在県の信用保証協会の保証債務残高と合算した。

図 3.「政府系金融機関貸出残高／民間金融機関中小企業向け貸出残高」比率の都道府県比較

※ 民間金融機関の県内中小企業向け貸出残高の算出方法については本文を参照のこと

図 3-1. 国民生活金融公庫

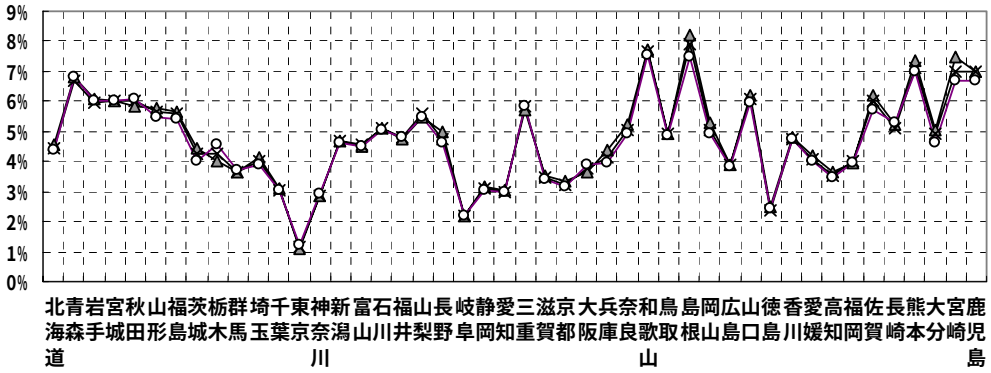


図 3-2. 中小企業金融公庫

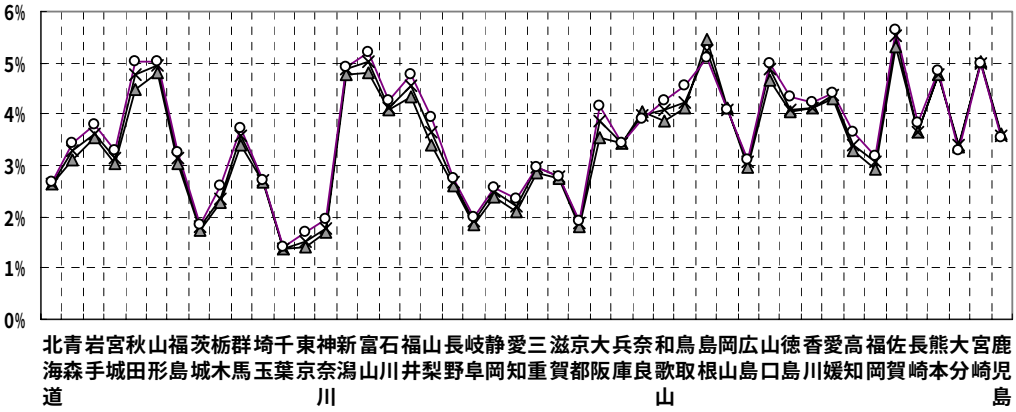


表 3.「政府系金融機関貸出残高／民間金融機関中小企業向け貸出残高」比率の相関

	国民生活金融公庫	中小企業金融公庫
国民生活金融公庫	1.00	
中小企業金融公庫	0.64	1.00

5. 不完全競争に起因する「市場の失敗」：地域間比較

5-1. 地域比較を可能にする指標の選択

分析にあたっては、不完全競争によってもたらされた中小企業貸出市場における「市場の失敗」の深刻さを地域別に把握しなければならない。現実の貸出市場が寡占的であるこ

とを前提とすると、「市場の失敗」の度合いは「競争的な状況下での貸出額」と「現実の貸出額」の差に反映されよう。しかし、完全競争が実現された場合の貸出額は先見的にはわからないため、各地域の「市場の失敗」の度合いを絶対水準で比較することは難しい。[17]

そこで、「市場の失敗」の度合いを地域間で相対比較する方法を検討する。融資の条件は概ね「貸出額・金利」で規定される。地域間で経済活動の規模に差があれば貸出市場の規模も異なるため、貸出額の地域間比較は意味を有さない。他方、仮に各地域貸出市場が同質的であれば、地域間で貸出金利に差異は生じないはずである。換言すれば、現実の貸出金利が地域間で異なる場合、地域間で資金の「借りやすさ」に差異が生じている可能性が示唆される。金利が高い地域ほど借入を断念する企業が多くなると考えられるため、地域間の金利格差は資金制約の強さ、さらには「市場の失敗」の深刻さを地域間で相対比較する指標となりうる。

もっとも、地域間の貸出金利の格差は市場の不完全競争の度合いのみに依存して決まっているわけではない。例えば、借手の質（信用）の地域差も重要な決定要因だと考えられる。 ゆえに、不完全競争に起因する「市場の失敗」の深刻さを地域間で比較するためには、地域間の金利格差の決定要因のうち、不完全競争に起因する部分を抽出して指標化する必要がある。そこで本稿では、貸出金利の格差について都道府県別に要因分解を行った中田・安達（2006）の結果を用いてこの地域比較指標の作成を試みる。

5-2. 貸出金利の地域間格差の要因分解：中田・安達（2006）による実証分析

中田・安達（2006）では、2000 年度～2004 年度の個別地域金融機関（第 2 地方銀行、信用金庫）の財務諸表および都道府県別の実物経済・貸出市場の集中度の統計からパネルデータを構築し、貸出金利に地域間格差が生じる要因を実証分析している。[18] そのうえで、都道府県別に金利格差の要因分解も行っている。 貸出金利の地域間格差の要因については、これまでにも筒井･蝋山（1987）、堀内（1988）、後藤（1990）、金子（1994）、Kano and Tsutsui（2003a）らによって実証分析されてきた。しかし、いずれも 2000 年度より前を分析対象と

[17] 筒井（1982）、浅子・内田（1986）のように、貸出市場の超過需要（供給）を考慮したうえで貸出供給関数と借入需要関数を推計したアプローチも存在するものの、これらの分析ではワルラス的な需給均衡が想定され、「信用割当」は需給均衡からの乖離とみなされる。つまり、このアプローチでは不完全競争が前提とされていない。

[18] 中田・安達（2006）では、地方銀行と信用組合については「第二地方銀行・信用金庫」グループの貸出金利と同じ平均・分散をもつ分布に従うという帰無仮説が棄却される。なお、パネルデータは①破綻金融機関、②破綻金融機関を吸収した金融機関、③合併した金融機関も含めて構築されている。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、このパネルデータは非バランスパネルとなる。

しているほか、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かった。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されるのかについて、先行研究では十分な比較分析が行われていなかった。

5-2-1. 貸出金利の地域間格差の現状

表 4 には、全国の第二地銀・信用金庫を対象として、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割合が都道府県別に集計されている。なお、ここで各金融機関の貸出金利は以下のように推計している。

（1） $r^{L}_{ij,t} = \dfrac{Intr_{ij,t}}{Loan_{ij,t}}$

$r^{L}_{ij,t}$ ：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

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、2000 年度から 2004 年度にかけて一貫して貸出金利が高くなっている。逆に、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）の貸出金利は低い。もっとも、東北や九州で金利が高く、東海・中京や近畿の一部で金利が低くなる傾向は後藤（1990）や Kano and Tsutsui（2003a）による 2000 年度より前の分析でも指摘されている。つまり、貸出金利の地域間格差の存在は長期にわたって固定化されたものだといえる。

5-2-2. 貸出金利格差決定式の推計

中田・安達（2006）では、不完全競争的な貸出市場のもとで、地域金融機関がマークアップ原理にしたがって貸出金利を決定しているケースが想定される。

（2） $r^{L}_{i,t} = (1+\rho)\dfrac{\partial C(L_{i,t}, D_{i,t}, X_{i,t}, Z_{i,t})}{\partial L_{i,t}}$ i：金融機関の添字，t ：時間の添字

ρ はマークアップ率をあらわす。 C(･)は金融機関の費用関数であり、D は預金吸収残高、X は費用に影響を及ぼす金融機関側の諸要因、Z は同じく費用に影響する借手側の諸要因を示す。

表 4. 第二地銀・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】

	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)

【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	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、県内にある同業態の金融機関の総数を示す。
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。

【出典】中田・安達（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・都道府県別データによる実証分析～」、PRI Discussion Paper Series 06A-23

ここでXとZを具体化し、費用関数を以下のように特定化する。

（3）
$$C_{ij,t} = \alpha_0 - \alpha_1 \cdot L_{i,t} \cdot D_{i,t} + (\beta_1 \cdot RD_{i,t} + \beta_2 \cdot CST_{i,t} - \beta_3 \cdot BCR_{i,t-1} + \beta_4 \cdot NPL_{i,t-1}) \cdot L_{i,t}$$
$$- (\gamma_1 \cdot Y_{i,t-1} - \gamma_2 \cdot DEF_{i,t-1} + \gamma_3 \cdot CLL_{i,t-1}) \cdot L_{i,t}$$
$$+ \left(\sum_{q=1}^{n} \delta_q \cdot RIN(q)_{j,t} - \sum_{v=1}^{s} \phi_s \cdot RSC(s)_{j,t} \right) \cdot L_{i,t}$$

ただし、$\alpha_k > 0$、$\beta_l > 0$、$\gamma_m > 0$、$\phi_v > 0$、δ_q：不定

（ i：金融機関，j：都道府県，t：時間，q：業種，s：資本金階級）

RD　：金融機関の預金利回り　　CST　：金融機関の単位あたり固定費
BCR　：金融機関の自己資本比率　　NPL　：金融機関の不良債権比率
Y　：借手の経済活動水準　　CLL　：借手の保有担保の価値
DEF　：借手の債務不履行リスク　　RIN(q)：第q産業に属する借手の構成比
RSC(s)：第s資本金階級に属する借手の構成比

（2）式と（3）式より、以下の貸出金利決定式が導出される。

（4）
$$r^{L}_{i,j,t} = (1+\rho) \left[\alpha_0 - \alpha_1 \cdot D_{i,j,t} \right.$$
$$+ (\beta_1 \cdot RD_{i,j,t} + \beta_2 \cdot CST_{i,j,t} - \beta_3 \cdot BCR_{i,j,t-1} + \beta_4 \cdot NPL_{i,j,t-1})$$
$$+ \sum_{q=1}^{n} \delta_q \cdot RIN(q)_{j,t} - \sum_{v=1}^{s} \phi_s \cdot RSC(s)_{j,t}$$
$$\left. - (\gamma_1 \cdot Y_{j,t-1} - \gamma_2 \cdot DEF_{j,t-1} + \gamma_3 \cdot CLL_{j,t-1}) \right]$$

ただし、$\alpha_k > 0$、$\beta_l > 0$、$\gamma_m > 0$、$\phi_v > 0$、δ_q：不定

（ i：金融機関，j：都道府県，t：時間，q：業種，s：資本金階級）

時間の添字が前期（t-1）の場合は金融機関が期初の情報を利用し、当期（t）の場合は期中の情報を利用すると仮定している。なお、中田・安達（2006）で実証分析に用いられたパネルデータでは、個別に財務諸表を入手できる貸手側（金融機関）の情報は金融機関別に定義される一方、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困難であるため全て都道府県別に定義される。換言すれば、同一県に所在する地域金融機関は全て同質の借り手に直面していると仮定している。

（4）式の各変数の係数に期待される符号は以下のとおりである。まず、費用関数に規模

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。よって、資金量は貸出金利と負の相関を有する。ここでは預金吸収残高（D）を資金量の代理変数としている。また、金融機関のコスト（資金調達金利（RD）や単位あたり固定費（CST））の増加は貸出金利を上昇させる。さらに、金融機関の健全性の低下（自己資本比率（BCR）の低下や不良債権比率（NPL）の上昇）によっても貸出金利は上昇すると仮定する。

他方、需要側要因の符号条件は以下のようになる。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て貸出金利は下落する。第 2 に、債務不履行リスク（DEF）が高い借手の金利にはリスクプレミアムが加味されよう。第 3 に、Kiyotaki and Moore（1997）の“ Credit Cycle ”のモデルに従えば、保有担保の価値（CLL）の上昇は資金制約を緩和し、貸出金利の下落につながると予想される。なお、これら 3 変数については貸手-借手間に情報の非対称性があり、借手の質に関する金融機関は 1 期前の情報しか利用できないと想定する。この他、資本金規模が大きい企業は支払余力が高まるので貸出金利は低くなる。産業構成については先見的に符号が定まらないものの、一般には景況の悪い産業に属する企業の貸出金利は高くなるであろう。

（4）式のマークアップ率（ρ）は、理論的には市場の不完全競争の度合い（需要の金利弾力性や企業数）に依存する。ここではρが地域貸出市場の集中度の増加関数になる一方、大手銀行の進出によって競争圧力が高まり、その影響の一部が相殺されると仮定する。

（5） $\rho_{i,j,t} = \rho_0 + (\theta_1 - \theta_2 \cdot SCB_{j,t-1}) \cdot HI_{j,t}$ 　　$\theta_k > 0$

HI ：各地域貸出市場のハーフィンダール指数
SCB ：大手銀行の県内貸出シェア

金利決定式（4）式にマークアップ率関数（5）式を代入すると推計式が複雑化してしまうため、推計では（4）式と（5）式に含まれる各説明要因を線形結合した定式化を採用する。また、我々の分析の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、以下の「貸出金利格差決定式」を推定のベースとする。

$$(6)\quad r^{L}_{i,j,t} - \bar{r}^{L}_{t} = +\sum_{q=1}^{n}\tilde{b}_q \cdot (RIN(q)_{j,t} - \overline{\overline{RIN}}(q)_t) \quad -\sum_{v=1}^{s}\tilde{c}_s \cdot (RSC(s)_{j,t} - \overline{\overline{RSC}}(s)_t)$$

$$-\tilde{a}_1 \cdot (Y_{j,t} - \overline{\overline{Y}}_t) - \tilde{a}_2 \cdot (CLL_{j,t-1} - \overline{\overline{CLL_{t-1}}}) + \tilde{a}_3 \cdot (DEF_{j,t-1} - \overline{\overline{DEF_{t-1}}})$$

$$+\tilde{a}_4 \cdot (RD_{j,t} - \overline{RD}_t) + \tilde{a}_5 \cdot (CST_{i,j,t} - \overline{CST}_t) - \tilde{a}_6 \cdot (D_{i,j,t} - \overline{D}_t)$$

$$-\tilde{a}_7 \cdot (BCR_{i,j,t-1} - \overline{BCR}_t) - \tilde{a}_8 \cdot (NPL_{i,j,t-1} - \overline{NPL}_t)$$

$$+\left(\tilde{a}_9 + \tilde{a}_{10} \cdot (if\ HI_{j,t} > \overline{\overline{HI}}_t) - \tilde{a}_{11} \cdot SCB_{j,t}\right) \cdot HI_{j,t} + \varepsilon'_{i,j,t} \qquad (\tilde{a}_k > 0)$$

※ 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

※ D_HI_{jt} は、ハーフィンダール指数が全国平均を上回るときのみ 1 の値をとるダミー変数をあらわす。

（6）式は原則として各変数を年度別平均からの偏差に変換したものである。ただし、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、ハーフィンダール指数については定式化を若干変更してある。

（6）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、財務諸表の営業経費を貸出残高で除して算出した。[19] 表 5 には、推計に用いる説明変数が整理されている。 なお、各変数の出所やデータの加工方法については文末の補論 2 に示した。また、各変数の記述統計量については文末の付表 1 に示されている。

[19] 営業経費を固定費とみなすことには異論があるかもしれない。推計では固定費を人件費で代理することも検討したものの、第二地銀について 2000~2004 年度までの人件費のデータが揃わなかった。ただし、推計では固定費の内生性が考慮されるため、仮に営業経費が変動費だったとしても大きな問題は生じない。

表 5. 中田・安達（2005）での推計に用いられた説明変数

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	産業構造	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 1）産業構造の基準は「建設業、その他」とする。

注 2）規模別企業構成の基準は「資本金 5000 万円未満」とする。

中田・安達（2006）では、都道府県ダミー、年度ダミー、破綻ダミー、営業譲渡ダミー、対等合併ダミーを加えたうえで（6）式を推計している。[20] なお、説明変数のうち「単位あたり固定費」は内生性を有することが確認されたため[21]、推定では操作変数（IV）を考慮して同時性バイアスの回避を試みている。[22] また、クロスセクションの不均一分散を考慮した一般化最小二乗推定（GLS）を行っている。[23] この推計結果表 6-1 および表 6-2 に Model A として示されている。

[20] 都道府県ダミーを付加したのは、表 5 の諸変数では説明できない「地域要因」が存在する可能性を考慮するためである。

[21] 説明変数行列と誤差項の直交性の検定（Wu-Hausman 検定）の結果は中田・安達（2006）に示される。

[22] 操作変数は、モデルの外生変数と先決内生変数、全てのダミー変数、単位あたり固定費のラグ項、預金金利、預金残高、経済活動規模（Y_MA、Y_WR、Y_CN）のラグ項、GDP 変化率のラグ項、金融機関別の店舗数と常勤役職員数（当期と 1 期前）とした。Sargan の過剰識別性検定では「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ず、この限りにおいて操作変数の選択は適切である。詳細については中田・安達（2006）を参照されたい。

[23] 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。なお、ここでは個別効果は定式化されていない。もっとも、推計には都道府県ダミーが加えられているので、その意味では「(同一県内に所在する金融機関の個別効果は全て等しいという）制約つき固定効果モデル」との解釈も成り立つ。なお、本推計の GLS は横断面の不均一分散を考慮したものであって変量効果の定式化ではない。

表 6-1. 第二地方銀行・信用金庫の金利格差決定式の推定結果①（中田・安達（2006））

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 A 標本数：1770 （金融機関数：456）		Model B-1 標本数：1763 （金融機関数：454）		Model B-2 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（RSL_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単位あたり営業経費（CST）	3.82 ***	(6.14)	2.98 ***	(4.27)	2.77 ***	(4.05)
東北(除：岩手県、福島県)	0.00 ***	(0.00)	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］（DP）	-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）	-3.67 ***	(-3.38)	-3.21 ***	(-3.38)	-3.05 ***	(-3.23)
決定係数（実績値と推計値の相関係数の二乗）	0.956 0.953	(PW変換後) (元データ)	0.921 0.917	(PW変換後) (元データ)	0.929 0.926	(PW変換後) (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（表 6-2 も同じ）。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。

表 6-2. 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 A				Model B-2			
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)
島根	-0.046		(-0.42)	島根	-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)「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 2）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。なお、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。

まず、表 6-1 の Model A の欄を見ると、産業構成については「金融・保険」、「製造業」、「運輸・通信」、「サービス業」の事業所シェアが統計的に有意となっている。借手の質に関する説明変数は、鉱工業と商業の経済活動のみが期待される符号条件を有意に満たす。他方、貸手側要因の説明変数は全て 1%水準で統計的に有意に符号条件が満たされる。市場の集中度については、ハーフィンダール指数が全国平均より高い地域でのみ貸出金利と有意な正の相関が確認される。同時に、こうした地域では大手銀行の進出が進むほど競争圧力が高まり、統計的に有意に貸出金利の上昇が抑制される。もっとも、表 6-2 を見ると、Model A では 20 もの都道府県でダミー変数が 5%水準で有意となっている。つまり、これらの地域については、Model A の定式化では貸出金利の格差が十分に説明されていない。

表 6-2 の Model A の欄では、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。まず、青森・秋田・山形・宮城の各県（以下、便宜上「東北」と呼ぶ）では県ダミーがいずれもプラスで有意である。次に、佐賀・長崎・熊本・大分・宮崎・鹿児島の各県（以下、便宜上「九州」と呼ぶ）でもやはり県ダミーはプラスで有意である。 他方、徳島・愛媛・高知の各県（以下、便宜上「四国」と呼ぶ）では県ダミーがマイナスで有意となっている。[24] 中田・安達（2006）はこの点に着目し、上記 3 地方でパラメータが異なる可能性を考慮した推計も行っている。この結果が、表 6-1 と表 6-2 において Model B として示されている。

このうち Model B-1 では、東北・九州・四国に所在する金融機関について単位あたり固定費（CST）と預金残高（D）に係数ダミーが加えられている。さらに、文末付表 2 に示されるように、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半を占めるのに対し、青森県と宮崎県ではこの比率が 3%を上回る金融機関が過半を占める。よって、両県における費用効率性の低さは「地域的な特性」であるとみなし、青森県と宮崎県にも単位あたり固定費の係数ダミーをおいている。ただし、Model B-1 の推計結果を見ると、これらのうち東北と九州における「単位あたり固定費（CST）」の係数ダミーの t 値が低い。よって、この２つの係数ダミーを除いたうえで改めて推定した。この結果が Model B-2 として示されている。

まず、「青森県・宮崎県」と「四国」の単位あたり固定費の係数ダミーはともにプラスで有意になっている。ただし、青森県と宮崎県では単位あたり固定費が全国平均より高いのに対し、四国各県では全国平均より低い。よって、このプラスの係数ダミーは両地域の貸出金利の格差に全く逆方向の影響を及ぼす。次に、預金吸収残高（D）に関する係数ダミーの符

[24] 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。

号は地域ごとに異なっている。 まず、東北地方では負の感応度がより大きくなる。文末付表 3 に示されるように、東北地方の各県では規模が小さい金融機関が多い。規模の小さい金融機関については、預金吸収残高の全国平均からの偏差がマイナスとなる。したがって、東北各県ではこの係数ダミーによって金融機関の費用関数で「規模の経済」がより働かなくなり、他地域と比べてより貸出金利が高くなる。 次に、九州地方でも係数ダミーはマイナスで有意となる。 九州各県でもやはり規模が小さい金融機関が多いため（付表 3 参照)、規模の経済が他県より働かないと解釈される。対照的に、四国では係数ダミーがプラスとなる。なお、全標本での係数推定値（-0.070）と四国地方の係数ダミー（0.051）の和がゼロになるという帰無仮説で 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。つまり、四国地方では貸出金利は金融機関の規模の経済性と無相関となる。

表 6-1 を見ると、その他の説明変数の係数推定値については Model A と Model B-2 とでは大きな差異は見られない。他方、表 6-2 を見ると、Model B-2 では 5%水準で統計的に有意となる都道府県ダミーの数が Model A（表 6-2）の半分程度にまで減っていることがわかる。ひとつの推論に過ぎないものの、Model B-2 でも統計的に有意となる都道府県ダミーの大きさ、すなわち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。

5-2-3. 貸出金利の地域間格差の要因分解

中田・安達（2006）では、Model B-2 の推計結果で統計的に有意な係数推定値が得られた説明変数を表 7 のように分類したうえで、貸出金利の地域間格差を要因分解している。

具体的には、まず、個別金融機関について Model B-2 の係数推定値を用いて上記カテゴリー別に要因の大きさを算出し、これらを各都道府県に所在する第二地銀・信用金庫の県内貸出金合計に対するシェアで加重平均したものを都道府県別の要因の大きさとした。2000～2004 年度の平均値で評価した要因分解の結果が図 4 に示されている

図 4 を見ると、貸出金利の地域間格差はおおむね、①借手の信用、②貸出市場の競争環境、③規模の経済の程度によって説明されることがわかる。ただし、さらに、青森県や宮崎県といった貸出金利が顕著に高い県では、金融機関の「費用非効率性（貸出にかかる固定費の高止まり)」も大きな要因となっている。 他方で、貸手側の要因のうち、資金調達費用と経営健全性が貸出金利の地域間格差に及ぼす影響は軽微である。 Model B-2 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) 預金利回りは地域間での差異が小さい、(2) 経営健全性に問題がある金融機関は比較的規模が小さいものが多く、

加重平均値に影響が反映されないといった理由から、金利格差への影響が小さくなっていると考えられる。

表 7. 貸出金利の地域格差の要因分解：各要因の内訳

A. 借手の信用

A-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

A-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

B. 貸手側（金融機関）の費用構造

B-1. 資金調達費用： 預金金利

B-2. 固定費 ： 貸出 1 単位当たり固定費

B-3. 規模の経済 ： 預金吸収残高

B-4. 経営健全性 ： BIS 基準自己資本比率、不良債権比率

C. 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）

図 4. 貸出金利の地域間格差の要因分解（中田・安達（2005））

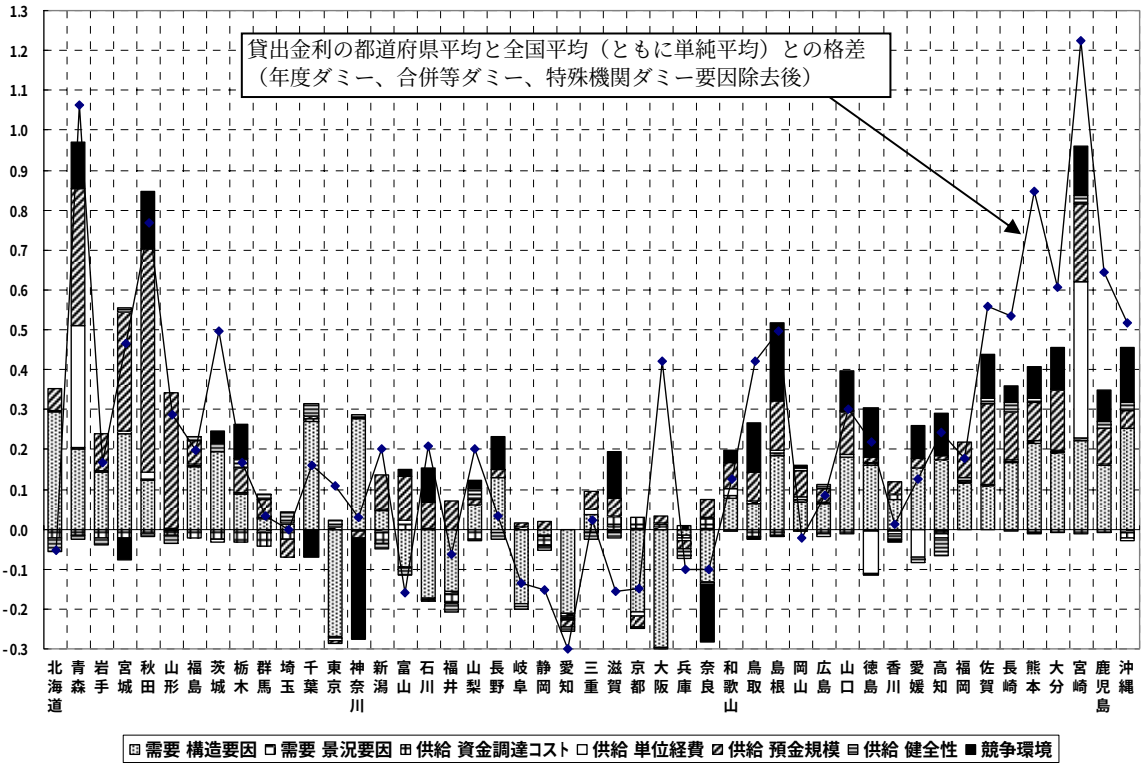


図 4 の解釈にあたって補足すべきことが 2 点ある。第 1 に、貸手側の要因については個別金融機関の当該要因の大きさを県内シェアで加重平均して導出しているため、突出して高い県内シェアをもつ金融機関が存在する場合にはその影響が強く反映されることになる。ゆえに、都道府県別の数値を解釈するときには、それが県内金融機関全体の傾向であるのか、それとも、県内シェアが高い金融機関の個別の影響が反映されているだけなのかを見極めることが不可欠である。この点に関し、付表 3 に示された預金残高別の第二地銀・信用金庫の分布を見ると、青森県や秋田県には第二地銀が存在せず、かなり規模の小さい信用金庫で占められている。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。また、熊本県を例外とすると、山陰地方や九州地方でも同じ傾向が確認される。ゆえに、図 4 において金利が高い地域で「規模の経済性要因」が大きな割合を占めているのは、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と判断できる。換言すれば、「規模の経済性」は貸出金利の地域間格差を説明するうえで重要な要因とみなすことができる。同様のことは、「費用非効率性」要因についてもあてはまる。 既に付表 2 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る。これは他の都道府県とは大きく異なる特質であり、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と思われる。

第 2 の補足は、やはり「費用非効率性」要因の解釈にかかわるものである。貸出金利格差決定式の推計では、貸出１単位あたり固定費の内生性が考慮されていた。貸出金利が高い借り手は信用がなく、また、こうした借手に貸出を行う際にかかるコストが高くなることは十分に考えられるが、こうした内生性の影響を制御したうえでも「費用非効率性」が一定の重要性をもつことは注目に値する。

6. 政府系金融機関融資の地域配分の妥当性：実証分析

6-1. 資金制約の強さに関する地域比較指標の定義

要因分解された貸出金利の地域間格差は、資金制約の強さを地域間で比較するにあたって有益な指標となりうる。本分析では、第 5 節で示された要因分解の結果をもとに、以下のように①貸手の独占的行動（不完全競争要因Ⅰ）」、②貸手の費用非効率性（不完全競争要因Ⅱ）、③エージェンシーコスト（参考指標）、④借手の信用力の４つの指標を作成した。

①貸手の独占的行動（不完全競争要因Ⅰ）

「貸手の独占的行動」要因は、Model B-2（表 6-1 参照）において市場の集中度（ハーフィ

ンダール指数）と競争圧力（大手銀行の県内貸出シェア）によって説明可能な金利格差から構成される。なお、Model B-2 は全国の第二地銀と信用金庫の標本を用いて推計されているが、説明変数として含まれる「ハーフィンダール指数（都道府県別）」は地方銀行の県内貸出シェアも考慮して算出されている（補論 2 を参照のこと）。 つまり、県内地方銀行のシェアが非常に高い地域では、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）第二地銀や信用金庫も同様に高い金利を課している。「貸手の独占的行動」要因は、不完全競争に起因するにこうした貸手（地域金融機関）の独占利潤の追求によってもたらされる資金制約の強さを示す指標と解釈できる。

②貸手の費用非効率性（不完全競争要因Ⅱ）

表 7 に示された「貸手（金融機関）側の費用構造」は 4 つの要素から構成されている。このうち「B-1. 資金調達費用」と「B-2. 経営健全性」については、図 4 に示された要因分解の結果でも影響が軽微であったことから、本節の実証分析では明示的に考慮しない。他方、「B-3. 固定費」と「B-4. 規模の経済性」の 2 要因は、以下の理由により、一括して指標化することが妥当である。

資金量が小さい金融機関ばかりで構成される貸出市場では、規模の経済性が働かないために地域全体の貸出金利が高くなる。もっとも、特に地方部に規模の小さい金融機関が多数存在することには一定の理由がある。というのは、金融機関の資金量は営業地域の貯蓄総額に制約を受けるからだ。ゆえに、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は小さくなりうる。とりわけ、営業地域が規制された信用金庫ではこの影響が大きい。しかし、県内の複数の金融機関が合併して規模の経済を追求することも可能である。それにもかかわらず、高金利地域において破綻金融機関の吸収合併以外にこうした動きが少ないのは、競争の欠如によるものだと考えられる。同様に、単位あたり固定費の高止まりについても、競争が欠如しているために解消されないのだと考えられる。

こうしてみると、「規模の経済性」と「固定費」はいずれも、不完全競争に起因する「市場の失敗」によってもたらされる資金制約の強さを示す指標として解釈できる。ゆえに、以下では一括して「供給サイドの非効率性（不完全競争要因Ⅱ）」要因として扱う。

③エージェンシーコスト（参考指標）

Model B-2 の推定では 11 の都道府県のダミーが依然として統計的に有意であった。これらの都道府県ダミーの大きさには、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。この場

合、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）。そこで、我々はこの統計的に有意な都道府県ダミーを、貸手-借手間の情報の非対称性にともなう「エージェンシーコスト」によってもたらされる資金制約と解釈した。ただし、定数項部分には、Model B-2 では考慮されなかった「定量情報」の影響が反映されている可能性もあるので、この「エージェンシーコスト」要因については参考指標として扱う。

④借手の信用力

表 7 における「A. 借手の信用」（構造要因と景況要因の合計）をそのまま需要側の信用力に起因する資金制約の指標とみなす。もっとも、借手の信用力に応じて資金調達の条件に差異が生じるのは当然であるため、この指標は「市場の失敗」とは無関係である。

6-2. 実証分析

図 3 に示された国民生活金融公庫、中小企業金融公庫の都道府県別プレゼンス（「政府系金融機関貸出残高（保証残高）／民間企業の中小企業向け貸出残高」比率）について、6-1 節で整理した 4 つの指標との相関の有無を検証する。

推計に用いるのは、クロスセクションを都道府県（除：沖縄県）、期間を 2002 年度~2004 年度とするバランスパネル（標本数：138）である。期間を直近に限定することで、財投制度改革実施後で、かつ、景気対策としての政策金融の発動が一服した後のいわば「平時」の政策金融の経済機能を評価する狙いがある。文末付表 4 には、推計に利用する変数の記述統計量が示されている。 最初に、説明変数となる 4 つの指標の相関係数と分散拡大要因（VIF）を確認した。説明変数間の相関は低く、分散拡大要因（VIF）も多重共線性の目安となる 10 より小さい。よって、これらの変数をそのまま用いて回帰分析を実施した。

表 8. 各指標間の相関係数と分散拡大要因（VIF）

<相関係数>

	独占的行動	費用非効率性	エージェンシー費用	借手の信用力
①貸手の独占的行動	1.00			
②貸手の費用非効率性	0.30	1.00		
③エージェンシーコスト	0.06	0.15	1.00	
④借手の信用力	0.19	0.27	-0.14	1.00

<分散拡大要因>

①貸手の独占的行動	1.12
②貸手の費用非効率性	1.20
③エージェンシーコスト	1.06
④借手の信用力	1.14

従属変数の時系列変動が小さいことをふまえ、推計手法は単純な OLS とクロスセクションの不均一分散を考慮した GLS を採用した。 推計結果は表 9 に示されている。

表 9. 政策金融の地域配分の妥当性評価：実証分析の結果

標本数： 138（沖縄県を除く 46 都道府県、2002～2004 年度）

従属変数：「政府系金融機関貸出残高／民間企業の中小企業向け貸出残高」比率

国民生活金融公庫		OLS		GLS	
説明変数（資金制約の強さを表す指標）	符号条件	係数推定値	t値	係数推定値	t値
定数項		0.041 ***	(23.7)	0.043 ***	(143.3)
貸手の独占的行動	＋	0.035 ***	(2.77)	0.026 ***	(7.95)
貸手の費用非効率性	＋	0.041 ***	(6.19)	0.043 ***	(27.50)
エージェンシーコスト【参考】	＋	0.006	(1.04)	0.003 **	(2.24)
借手の信用力	＋	0.027 ***	(4.03)	0.024 ***	(10.98)
年度ダミー（2003）	?	0.000	(-0.20)	-0.001 *	(-1.91)
年度ダミー（2004）	?	-0.002	(-0.65)	-0.002 ***	(-4.49)
決定係数		0.432		0.995（0.451）	

中小企業金融公庫		OLS		GLS	
説明変数（資金制約の強さを表す指標）	符号条件	係数推定値	t値	係数推定値	t値
定数項		0.031 ***	(21.2)	0.032 ***	(65.7)
貸手の独占的行動	＋	0.047 ***	(4.38)	0.042 ***	(20.89)
貸手の費用非効率性	＋	0.022 ***	(4.00)	0.025 ***	(24.29)
エージェンシーコスト【参考】	＋	-0.002	(-0.47)	0.000	(-0.05)
借手の信用力	＋	-0.005	(-0.84)	-0.012 ***	(-4.68)
年度ダミー（2003）	?	0.001	(0.27)	0.001	(1.50)
年度ダミー（2004）	?	0.002	(0.78)	0.001 ***	(4.27)
決定係数		0.248		0.985（0.269）	

※ 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。

推計結果を見ると、第 1 に、「貸手の独占的行動」指標と「貸手の費用非効率性」指標の係数推定値は、国民生活金融公庫・中小企業金融公庫ともに統計的に有意にプラスである。すなわち、不完全競争に起因する「市場の失敗」の帰結として生じる資金制約がより深刻な地域に対し、中小企業向け政策金融の直接融資が重点配分されている。

第 2 に、クロスセクションの不均一分散を考慮した GLS で評価した場合、国民生活金融公庫では「エージェンシー費用」指標の係数推定値がプラスで有意である。 6-1 節で断ったように参考指標としての解釈にとどまるものの、国民生活金融公庫は「貸手-借手間の情報の非対称性情報に起因する「市場の失敗」がより深刻な地域に重点的に配分されていることが示唆される。

第 3 に、「借手の信用力」指標に対する感応度は中小企業金融公庫と国民生活金融公庫とでは符号が逆になる。中小企業金融公庫では係数推定値の符号が有意にマイナスとなる、すなわち、債務履行の確実性をより重視した資金配分になっていることが示唆される。他方、国民生活金融公庫ではこの係数推定値がプラスで有意になる。 国民生活金融公庫法第１条では、その業務の目的を「一般の金融機関からその融通を受けることを困難とする国民大衆が必要とするものを供給し、もって国民経済の健全な発展及び公衆衛生その他の国民生活の向上に寄与すること」と定めている。よって、信用力の低い地域に重点的に資金配分していることがただちに問題となるわけではない。しかし、これによって国民生活金融公庫が抱えるリスクがより大きくなることは否定しがたい。 政策金融の原資は有償資金であることをふまえると、こうした資金配分の妥当性については政策コスト分析の結果等も交えて慎重に判断する必要があろう。

最後に、推計では、分析の最大の関心であった「市場の不完全競争に起因する『市場の失敗』」にかかる指標についてはいずれの政府系金融機関でも期待される符号条件が統計的に有意に満たされたものの、モデルの決定係数は国民生活金融公庫で 0.43、中小企業金融公庫の推計で 0.25（ともに OLS）と低い。この意味では、不完全競争への対処が直接融資の形態をとる中小企業向け政策金融の優先的な政策目的であったとまでは言えない。

7. むすびにかえて

財政投融資制度が抜本的に改革された 2001 年度以降、政策金融の規模は縮小している。政府系金融機関による中小企業向け融資もその例外ではない。加えて、経済財政諮問会議で決定された「政策金融改革の基本方針」（2005 年 11 月）では、今後はできるだけ部分保証・証券化・間接融資といった「間接的手法」を活用する旨が明記されており、「直接融資」の手法をとる中小企業向け政策金融の規模は今後も縮小していくと予想される。こうした

状況では、貸出市場に発生する全ての「市場の失敗」に対処することはもはや困難であり、限られた貸出原資を「市場の失敗」が深刻な分野に優先的に配分していくことがいっそう重要になる。

もっとも、「直接融資」という手法でしか対処できない「市場の失敗」の範囲はかなり限定されている。中小企業向け貸出市場における「市場の失敗」の主な原因は「非対称情報」と「不完全競争」である。だが、これまで蓄積されてきた理論分析の結果から判断する限り、このうち非対称情報下における資金制約を緩和する役割については「直接融資」の「間接的手法」に対する優位性は認められない。他方で、不完全競争に起因する「市場の失敗」を是正する役割を果たすうえでは、政府系金融機関が民間金融機関と併存して貸出を行うことが意味をもつ。したがって、現実の貸出市場が不完全競争的であるとすれば、政府系金融機関による直接融資は市場の補完を図る政策として妥当性をもつといえる。

われわれの実証分析の結果、国民生活金融公庫と中小企業向金融公庫による直接融資の地域別プレゼンスは、①市場の競争環境に起因する貸出金利の地域間格差（貸手の独占的行動がもたらす資金制約の強さ）や、②貸手の規模の経済性や固定費の大小に起因する貸出金利の地域間格差（競争の欠如による効率性低下がもたらす資金制約の強さ）と統計的に有意な正の相関をもつことが示された。したがって、中小企業向け政府系金融機関融資の地域配分にあたっては、不完全競争に起因する「市場の失敗」の是正が考慮されていたといえる。換言すれば、政府系金融機関融資はより「借りにくい地域」に対してより重点的に配分されている。ただし、推計式の決定係数は低く、この意味では、貸出市場の不完全競争への対処が優先的な政策目的だったとまでは言えない。

政府系金融機関への民業圧迫批判が高まり、政策金融の規模縮小が進むなか、不完全競争がもたらす「市場の失敗」を是正する役割は、「直接融資」形態をとる政策金融の存在を正当化する数少ない根拠となっている。ただし、ここで貝塚（1981）により、いわゆる「対抗力」としての公的金融の意義が最初に本格的に検討された当時の金融市場の状況について改めて整理する必要があろう。当時の民間金融機関は「護送船団方式」とも言われた競争制限的規制に護られていた。よって、貸出市場は寡占状態になり、加えて、既得権を得た金融機関が非効率な経営を行っていたと考えられる。こうしたもとでは政府系金融機関が並存して「対抗力」となることには意義があった。しかし、逆に見れば、金融市場の規制緩和が進むにつれ、「対抗力」としての公的金融はその存在意義を失うこととなる。[25]

我々もこの点は否定しない。よって、実証分析の結果をもって、「対抗力」としての政府系金融機関の存在意義をことさら強調することはしない。しかし、一方では、中田・安達

[25] この点に関連し、池尾（1998）は、政府が競争環境の維持という役割を怠っていることを考慮せずに、公的金融の対抗力のみを評価することに疑問を投げかけている。

（2006）で示されたように、規制緩和がかなり進んだ近年（2000~2004 年度）においても地方部の貸出市場が未だに不完全競争下にあることも現実である。加えて、こうした貸出市場の不完全競争が早期に解消されるとも考えにくい。なぜなら、金融仲介業はもともと大きな固定費がかかる産業であるため参入が容易でなく、また、「信用秩序の維持」との関係で金融仲介業への参入・退出を完全自由化することも難しいと考えられるからだ。

こうしたもとで政策金融が縮小されていった場合、むしろ不完全競争に起因する「市場の失敗」が悪化することにもなりかねない。ゆえに、政策金融の規模縮小にあたっては、それと同時に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重要である。例えば、2007 年秋から業務を始める「ゆうちょ銀行」は当初は貸出を認められていないものの、民間金融機関が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、地域貸出市場における不完全競争にともなう「市場の失敗」を是正する役割を果たしうる。

最後に今後の課題について言及したい。本稿では都道府県別・金融機関別のデータで実証分析を行った。しかし、『資金調達環境実態調査』（2004 年、中小企業庁）などを用いれば、個票ベースで中小企業の資金調達に及ぼす政策金融の影響を分析することも可能である。この調査の標本抽出に用いる（株）東京商工リサーチのデータベースはもともと規模の小さい企業があまり含まれておらず、この意味で調査対象の偏りに留意する必要はあるものの、今後は本稿と同様の問題意識のもとで個票ベースを用いた分析も試みたい。[26]

[26] 加えて、分析に不可欠な企業情報（企業の所在地、自己資本等）を入手するためには、8000 程度の標本について別途（株）東京商工リサーチから有料でデータを購入する必要が生じる。

[参考文献]

安孫子 勇一（2005）、「経済活動と貸出行動」、『地域金融と企業の再生』（堀江康熙編著）、中央経済社、第 4 章、85-114 頁

池尾 和人（1998）、「政府金融活動の役割：理論的整理」、岩田和政・深尾光洋編、『財政投融資の経済分析』（日本経済新聞社）、第 2 章、25-48 頁

井上 徹（1999）、「寡占的金融市場と公的金融仲介」、『わが国公的金融の役割』（井上徹・鵜瀞由巳編著）、日本評論社、第 1 章、1-26 頁

井上 徹・夏井 高志・宮原 勝一（1999）、「非対称情報と公的金融」、『わが国公的金融の役割』（井上徹・鵜瀞由巳編著）、日本評論社、第 3 章、45-69 頁

岩本 康志（2001）、「日本の財政投融資」、『経済研究』、第 52 巻、第 1 号、pp2-15

大関 由美子（2005）、「中小・地域金融機関の貸出行動に関する分析 －信用金庫の貸出関数の推定－」、2005 年度日本金融学会 春季大会報告論文

小川 一夫・鈴木 和志（1997）、「設備投資と土地担保」、浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』（東京大学出版会）、第 6 章、193-217 頁

小川 一夫・北坂 真一（1998）、『資産市場と景気変動 現代日本経済の実証分析』（日本経済新聞社）

小川 一夫（2005）、「メインバンクの財務状況と企業行動：中小企業の個票データに基づく実証分析」、RIETI Discussion Paper Series 05-J-031

貝塚 啓明（1981）、「金融業における官業と民業」、『季刊 現代経済』（臨時増刊）、42-50 頁

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

加納 正二（2005）、「リレーションシップと付利行動」、『地域金融と企業の再生』（堀江康熙編著）、中央経済社、第 3 章、61-84 頁

加納 正二（2006）、「メインバンクを変更する中小企業の特徴」、RIETI Discussion Paper S

eries、06-J-005
金融庁 金融審議会 金融分化会 第二部会（2003)、『リレーションシップ・バンキングの機能強化に向けて』
金融庁（2003)、『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 ―中小・地域金融機関の不良債権問題の解決に向けた中小企業金融の再生と持続可能性（サステナビリティー）の確保―』
金融庁（2005)、『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（平成17～18 年度)』
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
竹澤 康子・松浦 克巳・堀 雅博(2004)、「中小企業金融円滑化策と倒産・代位弁済の相互関係」、ESRI Discussion Paper Series（内閣府社会経済総合研究所)、No.87（February 2004）
佐竹 光彦・筒井 義郎（2003)、「なぜ京都は『信金王国』なのか？ －Efficiency Structure 仮説の視点による分析－」、『京都の地域金融 －理論・歴史・実証－』（日本評論社）
中小企業庁編『中小企業白書』各年版
筒井 義郎（2005)、『金融業における競争と効率性』（東洋経済新報社）
筒井 義郎・蝋山 昌一（1987)、「金融業の産業組織」、館龍一郎・蝋山昌一編『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・都道府県別データによる実証分析～」、PRI Discussion Paper Series 06A-23（財務省 財務総合政策研究所）
西垣 鳴人（2003)、『ディレギュレーション時代の公的金融 民業補完とは何か』、御茶ノ水書房（岡山大学経済学研究叢書）
根本 忠宣・深沼 光・渡部 和孝（2006)、「創業期における政府系金融機関の役割」、RIETI Discussion Paper Series 06-J-004
根本 忠宣（2005)、「中小企業向け公的金融の理論的根拠と実態」、『商学論叢』、第 46 巻第 3 号、387-481 頁
藤野 次雄（1994)、「地域金融と中小企業信用補完制度」、『地域金融問題研究』、第 2 号、87-105 頁
藤野 次雄（2001)、「中小企業金融分野における民間・公的金融機関の比較分析」、『地域金融問題研究』、第 4 号、73-92 頁
堀内 俊洋（1987a)、「中小企業向け貸出における官民の地域的役割分担」、『調査時報』、中

小企業金融公庫調査部、第 29 巻、第 2 号、2-23
堀内 俊洋（1987b)、「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
堀内 俊洋(1988a)、「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
堀内 俊洋（1988b)、『メインバンク競争と貸出市場貸出市場』（東洋経済新報社）
堀江 康熙（2001)、『銀行貸出の経済分析』、東京大学出版会
堀江 康熙（2004)、「地域金融機関と関係型取引」、『地域経済の再生と公共政策』（堀江康熙編著)、中央経済社、第 6 章、117-140
堀 雅博・木滝 秀彰（2003)、「金融機関の健全性と地域経済」、ESRI Discussion Paper Series（内閣府社会経済総合研究所)、No 38（May 2003）
松浦 克己・竹澤 康子（2001)、「銀行の中小企業向け貸出供給と担保、信用保証、不良債権」、郵政研究所ディスカッションペーパーシリーズ 、No.2001-01
三井 清（2001)、「情報の不完全性と政策金融の役割」、『変革期の金融資本市場』（松浦克己・吉野直行・米澤康博編著)、日本評論社、郵政研究所研究叢書、第 8 章、pp.181-205
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
村本 孜(1994)、「クレジット・クランチと地域金融」、『地域金融問題研究』、第 2 号、106-136 頁
村本 孜（2005)、『リレーションシップ・バンキングと金融システム』、東洋経済新報社 ；
藪下 史郎（1991)、「地域金融と銀行の役割：理論的考察」、『地域金融問題研究』、第 1 号、111-126 頁
藪下 史郎・武士俣 友生（2002)、『中小企業金融入門』、東洋経済新報社
家森 信善（2004)、「地域金融システムの危機と中小企業金融―信用保証制度の役割と信用金庫のガバナンス」、千倉書房
山中 尚（1995)、「政策金融と財政投融資－資金供給機能に関する研究の現状－」、『経済分析』、第 140 号、.57-87 頁
安田 武彦（2004)、「創業時の流動性制約と創業動機、政策金融の効果」、RIETI Discussion Paper Series 04-J-032
吉野 直行（1994)、「寡占的金融市場における公的金融の役割」、『変革期の金融システム』（貝塚啓明・植田和男編著)、第 5 章、東京大学出版会、119-141 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

Berger, A. N. and G. F. Udell（1998）"The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle", Journal of Banking and Finance, Vol. 22 Issue 6-8, 613-673

Berger A.N. and G.F. Udell (2002) "Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organisational Structure", Economic Journal, Vol. 112 Issue 477, F32-F53

Bernanke, B. S. and M. Gertler (1989) "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", American Economic Review, Vol. 79 Issue 1, p14-31

Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist(1999) "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", Handbook of macroeconomics. Volume 1C, 1341-93

Boot A.W..(2000) "Relationship banking: What do we know?", Journal of Financial Intermediation, Vol. 9, Issue 1, 7-25

Boot A. W. and A.V. Thakor (2000), "Can Relationship Banking Survive Competition?", Journal of Finance, vol. 55, issue 2, 679-713

de Meza, David, and David C. Webb (1987), "Too Much Investment: A Problem of Asymmetric Information," Quarterly Journal of Economics, Vol. 102, Issue 2, 281-292.

Gale, William G. (1990), "Federal Lending and the Market for Credit," Journal of Public Economics, Vol. 42, No. 2, 177-193.

Gale, William G. (1991), "Economic Effects of Federal Credit Programs," American Economic Review, Vol. 81, No. 1, 133-152.

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

Innes, R.（1991）"Investment and government intervention in credit markets when there is asymmetric information". Journal of Public Economics, Vol. 46, Issue 3, p347-381

Jaffee,D. and T.Russel(1976) "Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing", Quarterly Journal of Economics, Vol.90,No.4, 651-666

Kiyotaki, N. and J. Moore(1999), "Credit cycles",Journal of Political Economy, Vol. 105 Issue 2, p211-248

Kano, Masaji and Yoshiro Tsutsui（2003a）, "Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets", Regional Science and Urban Economics, 33(2), 157-174

Kano, Masaji and Yoshiro Tsutsui（2003b）“Adjusted Interest Rates and Segmentation Hypothesis of Japanese Bank Loan Markets”, Osaka Economic Papers, June Vol.53, No.1, 1-15

Mankiw, N. Gregory (1986), “The Allocation of Credit and Financial Collapse,” Quarterly Journal of Economics, Vol. 101, Issue 3, 455-470.

Ongena, S. and D.Smith (2000) “Bank Relationships: A Review”, “Performance of financial institutions: Efficiency, innovation, regulation”(2000), Cambridge University Press, 221-258,

Peek, J. and E. S. Rosengren (2005), “Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan”, American Economic Review, 95 (4): 1144-66.

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

Sakai, Koji, Iichiro Uesugi and Tsutomu Watanabe（2006）, “Firm Age and the Evolution of Borrowing Costs: Evidence from Japanese Small Firms”, RIETI Discussion Paper Series 05-E-026

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

Stiglitz, J.E. and A.Weiss(1981) “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”, American Economic Review 71, 1981 393-410

Uesugi ,Iichiro, Koji Sakai and Guy M. Yamashiro（2006）, “Effectiveness of Credit Guarantees in the Japanese Loan Market”, RIETI Discussion Paper Series 06-E-004

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

Williamson, S.D.(1986) “Costly Monitoring, Financial Intermediation, and Equilibrium Credit Rationing”, Journal of Monetary Economics, Vol.18, 159-179

Williamson S. D. (1994), “Do Informational Frictions Justify Federal Credit Program”, Journal of Money, Credit and Banking, Vol.26, No.3,523-554

補論 1. 都道府県別「民間金融機関による中小企業向け貸出残高」の推計方法

1）金融機関別に県内貸出残高を把握する。

・県内に所在する個別信用金庫・信用組合の貸出残高については、それぞれ『全国信用金庫財務諸表』および『全国信用組合財務諸表』（ともに金融図書コンサルタント社）に掲載された貸出金残高の値を用いた。

・地方銀行・第二地方銀行の多くは県外でもかなりの貸出を行っているため、財務諸表に掲載される「貸出金残高」は県内企業向けの貸出額を反映しない。そこで、地方銀行・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）に掲載された個別行の県内貸出金残高の値を用いた。また、県内貸出残高の業態合計から県内所在銀行の県内貸出残高の和を除いた値は「県外地銀・第二地銀の県内における貸出残高」として定義した。

・大手銀行の県内貸出残高も『金融マップ』の値を用いた。ただし、『金融マップ』では個別大手銀行の県内貸出残高までは掲載されていない。よって、大手銀行の県内貸出については業態合計のみ考慮することとした。

2）金融機関別に中小企業向け貸出額を推計する。

・国内銀行については、個別行のディスクローズ誌から中小企業等向け貸出比率（含：個人向け貸出し）、住宅ローン比率を把握できる。よって、「1－中小企業等向け貸出比率」を大企業向け貸出比率とみなしたうえで、金融機関毎に県内貸出額から大企業向け貸出と住宅ローンを控除した。ただし、大手銀行については県別に「大企業向け貸出比率」・「住宅ローン比率」を算出できない。よって、各行の当該比率の加重平均値を算出し、これを全ての都道府県における大手銀行の県内貸出に適用した。また、「県外地銀・第二地銀の県内における貸出残高」については、当該県に所在する地銀・第二地銀の「大企業向け貸出比率」・「住宅ローン比率」の加重平均値を用いて中小企業向け貸出分を抽出した。

・信用金庫については、大企業向けの貸出は行っていないとみなし、住宅ローンのみを控除した。具体的には、『月間 金融ジャーナル』に特集掲載された個別信用金庫の住宅ローン比率を用いた。

・信用組合については、住宅ローン比率がわからない。よって、便宜的に全て中小企業向け貸出とみなしている。

3）こうして算出した個別金融機関の中小企業向け貸出を各都道府県で集計した。

補論 2. 金利格差決定式の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ている。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、その間の平成 12・14・15 年度の事業所数については伸び率で補完している。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」として定義している。

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. GDP（S_FCP の作成に利用）

『県民経済計算年報』（内閣府経済社会研究所編）から都道府県別の系列を利用した。

7. 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とし、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。事業所数については、やはり平成 12・14・15 年度の値を伸び率で補完した。

8. 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。

9. 貸出１単位あたりの営業経費（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。

10. 預金残高（D)、自己資本比率（RCP）

各金融機関の財務諸表の値をそのまま利用した

11. 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」として算出した。

12. 県内における大手銀行の貸出シェア（SCB）

『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）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。

13. 県内における県外地銀・第二地銀の貸出シェア（SLB）

『金融マップ』で都道府県別に掲載された地方銀行・第二地方銀行の県内貸出残高から、県内に所在する地銀・第二地銀の県内貸出残高の累計を除いたものを「県外地銀・第二地銀の県内における貸出残高」とし、これを県内貸出残高の合計額で除して算出した。

14. 県内貸出市場のハーフィンダール指数（HI）

『金融マップ』の各年版に示された各都道府県に所在する地方銀行・第二地銀の県内貸出残高、同じく『金融マップ』の各年版から求めた「県外地銀・第二地銀連合」（架空の単一金融機関として想定）の県内貸出残高、財務諸表に掲載された信用金庫・信用組合の貸出残高をもとにして算出した。

付表 1. 金利格差決定式（中田・安達（2006））の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）		2.80	0.48	7.79	2.74	0.30	1897
県内事業所シェア							
金融・保険（RIN_FI）		0.016	0.002	0.022	0.016	0.012	235
製造業（RIN_MA）		0.096	0.033	0.180	0.095	0.043	235
卸売･小売（RIN_WR）		0.415	0.024	0.478	0.417	0.364	235
サービス（RIN_SV）		0.290	0.016	0.326	0.291	0.253	235
建設（RIN_CN）		0.106	0.017	0.141	0.108	0.062	235
県内会社企業シェア							
資本金1000万円未満（RSL_L）		0.035	0.009	0.076	0.033	0.024	235
資本金5000万円以上（RSC_S）		0.536	0.096	0.669	0.556	0.240	235
工業付加価値額 変化率（Y_MA）	当期	-0.003	0.073	0.229	-0.003	-0.207	235
	前期	-0.017	0.071	0.229	-0.022	-0.207	235
商業販売額 変化率（Y_WR）	当期	-0.013	0.044	0.190	-0.018	-0.166	235
	前期	-0.008	0.045	0.156	-0.013	-0.166	235
建設 元請工事高 （Y_CN）	当期	-0.051	0.089	0.404	-0.049	-0.431	235
	前期	-0.057	0.086	0.404	-0.059	-0.431	235
企業の自己資本比率の代理変数（S_FCP）		0.000	0.001	0.002	0.000	-0.003	235
住宅地 土地平均価格 変化率（CLL）		-0.091	0.029	0.008	-0.093	-0.166	235
倒産発生率[%]（DEF）		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
	前期	0.191	0.106	0.666	0.184	0.029	1828
貸出1単位あたり営業経費（CST）		0.027	0.006	0.074	0.027	0.003	1904
金融機関の預金残高［対数］（DP）	当期	12.35	1.08	15.50	12.27	9.37	1903
	前期	12.32	1.08	15.48	12.23	9.37	1828
金融機関の自己資本比率［%］（BCR）		10.92	4.23	50.03	10.04	1.15	1895
金融機関の不良債権比率（NPL）		7.76	4.71	102.66	6.95	0.79	1887
※ 異常値（25%以上）を除いた場合		7.62	3.79	24.88	6.94	0.79	1881
ハーフィンダール指数 （HI_3）		0.283	0.083	0.531	0.294	0.112	235
県内貸出シェア							
大手銀行（SCB）		0.138	0.178	0.816	0.062	0.009	235
県外地銀・第二地銀（SLB）		0.096	0.078	0.483	0.086	0.000	235

※ データの出所、変数の加工方法については補論を参照のこと

【出典】中田・安達（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・都道府県別データによる実証分析～」、PRI Discussion Paper Series 06A-23

付表 2. 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	1	6	(1)
東京	23	***	4	0	0	0	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	0	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	1	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	0	3	(0)
大阪	10	**	2	1	0	0	13	(2)
兵庫	9	*	0	1	1	1	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	223		59	31	13	19	345	(48)
（うち第二地銀）	(48)		(0)	(0)	(0)	(0)	48	

【データ出所】各金融機関の財務諸表より筆者作成

注 1）網掛け部分は、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。

【出典】中田・安達（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・都道府県別データによる実証分析～」、PRI Discussion Paper Series 06A-23

付表 3. 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	3	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)	島根銀行	45%
島根	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	(0)	島根中央	31%
岡山	2	4	1	0	1	0	0	1*	0	0	0	9	(1)	トマト銀行	45%
広島	2	0	0	1	0	0	1	0	0	0	2*	6	(1)	もみじ銀行	56%
山口	6	1	1	0	0	0	1*	0	0	0	0	9	(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	73	73	51	29	21	19	13	9	9	4	43	345	(48)		
(うち第二地銀)	(0)	(1)	(3)	(3)	(4)	(4)	(5)	(3)	(4)	(1)	(20)	(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。

【出典】中田・安達（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・都道府県別データによる実証分析～」、PRI Discussion Paper Series 06A-23

付表 4. 政府系金融機関融資に関する地域配分の妥当性の評価
推計に用いる変数の記述統計量

※標本数：138（沖縄県を除く 46 都道府県、2002～2004 年度）

系列名	平均値	標準偏差	最大値	中央値	最小値
【従属変数】 「政府系金融機関貸出残高／民間企業の中小企業向け貸出残高」比率					
A）国民生活金融公庫	0.047	0.015	0.082	0.047	0.011
B）中小企業金融公庫	0.035	0.011	0.056	0.036	0.014
参考）信用保証協会	0.133	0.039	0.221	0.134	0.050
①貸手の独占的行動（不完全競争要因Ⅰ）	0.035	0.079	0.199	0.000	-0.257
②貸手の費用非効率性（不完全競争要因Ⅱ）	0.085	0.157	0.637	0.055	-0.168
③エージェンシーコスト（参考指標）	0.026	0.161	0.641	0.000	-0.342
④借手の信用力	0.064	0.149	0.299	0.087	-0.294