

PDF issue: 2025-01-18

リレーションシップ・バンキングの機能強化と地域 金融

石橋,尚平

(Degree)

博士 (商学)

(Date of Degree)

2008-03-25

(Date of Publication)

2012-03-01

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲4254

(URL)

https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1004254

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博士論文

リレーションシップ・バンキング の機能強化と地域金融

> 2008年3月6日 神戸大学大学院経営学研究科 市場科学専攻 指導教官 藤原賢哉 030B001B 石橋 尚平

リレーションシップ・バンキング の機能強化と地域金融

1 序 1

2 リレーションシップ・ハンキングに関する研究のレビュー 4	
2.1 リレーションシップ・バンキングの定義	4
2.1.1 Boot (2000) の定義	4
2.1.2 Duration ≥ Scope	5
2.1.3 リレーションシップ・バンキングとトランズアクション・バンキング	5
2.1.4 わが国における金融業務の実際	7
2.1.5 メインバンク制度とリレーションシップ・バンキング	7
2.1.6 リレーションシップ・バンキングと貸出金利のプライシング	9
2.1.7 異なる観点からの分析	11
2.2 リレーションシップ・バンキングが生む付加価値	12
2.2.1 リレーションシップ・バンキングによる厚生の改善	12
2.2.2 リレーションシップ・バンキングの強度と貸出金利、信用のアベイラヒ	ジリティ
	13
2.2.3 Berlin and Mester (1998)	15
2.3 リレーションシップ・バンキングにおける競争と弊害	18
2.3.1 Boot and Thakor (2000)のモデル	18
2.3.2 わが国の金融行政と競争	20
2.3.3 リレーションシップ・バンキングの弊害	20
2. 3. 4 Berger, Rosen, and Udell (2007)	22
3 地銀の預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング 26	
3.1 はじめに	26
3.1.1 地銀・第二地銀の実現信用コストの推移	26
3.1.2 リレーションシップ・バンキングにおける地銀・第二地銀の特質	27

3.1.3 リレーションシップ・パンキングと信用リスクのプライシング	28
3.2 モデルの定式化	29
3.2.1 基本モデルと被説明変数	29
3. 2. 2 データ	31
3. 2. 3 説明変数ーPure Spread 部分	31
3.2.4 説明変数一財務安定性	31
3.2.5 説明変数一都道府県経済状況	32
3.2.6 説明変数ー資本構成の変化に関するダミー変数	32
3.3 推計結果	33
3.3.1 推計結果ならびにパネル分析の検定	33
3.3.2 推計された係数の分析	34
3.3.3 Fixed Effect一固定効果	35
3.4 地域別の Fixed Effect一固定効果分析	37
3.4.1 Fixed Effect と市場構造ならびに競争状況	37
3.4.2 地元の市場構造と利鞘の Fixed Effect	39
3.4.3 地元の活動と利鞘の Fixed Effect	41
3.5 おわりに	43
4. 地銀の早期事業再生に向けた取組みの初期評価 46	
4.1 はじめに	46
4.2 わが国の金融機関と再生	48
4.2.1 不良債権処理と事業再生	48
4.2.2 事業再生ビジネスの経緯	49
4.3 定式化	50
4.3.1 被説明変数と説明変数	50

4	1. 3. 2	グループ化		51
4. 4	全	本の推計結果	52	
4. 5	ラグ.	ループ化による推計結果	53	
4	1. 5. 1	地元一番手行対地元二番手以下の銀行(グループ化 1)		53
Z	1. 5. 2	地元での貸出金残高の比率が高い銀行対低い銀行(グループ化2)		55
4	4. 5. 3	地元での預貸率の高い銀行対低い銀行(グループ化3)		56
4. 6	う お	わりに	57	
5. ;	大阪エ	:リアの信用金庫の再編と貸出市場における競争 59		
5. 1	は	じめに	59	
5. 2	2 先	行研究と分析手法	61	
í	5. 2. 1	先行研究について		61
ļ	5. 2. 2	信用金庫と利潤最大化		62
į	5. 2. 3	リレーションシップ・バンキングと貸出金利		63
ŧ	5. 2. 4	本章で用いた分析手法		65
5. 3	3 定	式化	68	
ļ	5. 3. 1	データの調整		68
į	5. 3. 2	需要関数		69
Į.	5. 3. 3	費用関数		70
į	5. 3. 4	利潤関数と同時方程式による推計		71
5. 4	4 推	計結果	72	
ļ	5. 4. 1	需要関数の推計結果		72
ļ	5. 4. 2	費用関数の推計結果		73
ļ	5. 4. 3	λの推計値		74
!	5. 4. 4	マークアップ率		74

5.4.5 ダミー変数モデ	ル
---------------	---

5.5 おわりに

76

6. 結び 78

図表 83

APPENDIX 101

参考文献一覧 105

1. 序

2003 年 3 月に発表された金融審議会の『リレーションシップバンキングの機能強化に向けて』(以下、金融審議会(2003))によって、わが国ではリレーションシップ・バンキングあるいはリレバンという言葉が、専門家のみならず一般的にも人口に膾炙するようになった。

同報告では、「リレーションシップ・バンキングには必ずしも統一的な定義がない」としつつも、「金融機関が顧客との間で親密な関係を長く維持することにより顧客に関する情報を蓄積し、この情報を基に貸出等の金融サービスの提供を行うことで展開するビジネスモデルを指すのが一般的である」としている。リレーションシップ・バンキングに関する研究は、欧米において以前から蓄積されてきた。しかし、それらの研究から得られた知見は、必ずしもわが国の金融システムにそのままあてはまるわけではない。

とりわけわが国の金融システムは、ドイツなどの欧州大陸諸国のそれと同様に、銀行信用に基礎を置いており、米国の金融システムのように資本市場に基礎を置くものではない。相対的に銀行の役割が経済にとってより大きなものであるが故に、リレーションシップ・バンキングの位置づけも、他の諸国でのものとも違った意味をもつ。以前より大きな存在感を示してきた間接金融の強固なシステムが、本来のリレーションシップ・バンキングと類似しているが故に、その機能を疎外している可能性もある一方、導入することが容易である可能性もある。同報告も、リレーションシップ・バンキングのビジネス・モデルを、「わが国において戦後、メインバンク制のもとにおける産業金融モデルとして長く機能してきたものと類似」していると指摘している。その「類似したもの」を素地とした上で、本来のリレーションシップ・バンキングのやに強化であろう。

また、わが国の経済はバブル崩壊以降、長期に渡る不況を経た。90年代後半からは、大 手行を含めた破綻が相次ぎ、銀行が破綻しないという神話も崩れた。金融不安は容易に払 拭しえず、破綻処理や経営不健全な銀行に対する公的資金の注入など社会的なコストも増 大した。その間地域金融機関から大手行に至るまで、金融機関の再編も相次いだ。金融審議会(2003)が発表され、地域金融におけるリレーションシップ・バンキングが注目されるようになったのは、わが国の金融システムが、バブル崩壊後の長期不況を抜け出して、再び健全化の軌道に乗ることを模索している時期であった。その模索は現在も続いているが、残されている多くの課題の中の一つに地域金融の機能強化がある。

それではリレーションシップ・バンキングとは、いったいどういうものなのであろうか。 我々はその定義から知る必要がある。さらに、リレーションシップ・バンキングの意義や 生み出す付加価値、問題点なども知っておかなければならない。欧米の研究では、理論な らびに実証分析の研究文献が蓄積しているほか、わが国でもリレーションシップ・バンキ ングに関する研究が近年充実してきている。これらの内外の文献をレビューして、論考の ベースとしたい。第2章では、リレーションシップ・バンキングに関する欧米やわが国の 研究をレビューする。

また、リレーションシップ・バンキングの概念に普遍性があっても、わが国の金融システムにおいて、どのように位置づけられ、どのような価値を生むのか、どういった環境においてその機能を最大限に活かすことができるのかというような諸点が問われる必要がある。金融審議会(2003)が指摘している本来のリレーションシップ・バンキングが、わが国の環境においてどのように活用されうるのかを分析する必要があるからである。当論文では、第3章から第5章にかけて、わが国の地域金融におけるリレーションシップ・バンキングの機能に関する三つの実証分析を行っている。

第3章の「地銀の預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング」では地銀・第二地銀の 預貸利鞘を分析する。地銀・第二地銀の預貸利鞘には都道府県ごとのばらつきがある。ま た、不良債権処理費用である実現信用コストの預貸利鞘にどの程度まで反映されているか についても大きなばらつきがある。これらのばらつきがどういった要因から生じているの かを分析する。

第4章の「地銀の早期事業再生に向けた取組みの初期評価」では地銀・第二地銀の早期

事業再生への取組みをとりあげる。2003 年度ならびに 2004 年度に、リレーシションシップ・バンキングの機能の強化のためのアクション・プログラムが実施され、その具体策の一つとして、地域金融機関に早期事業再生への取組みが課されたが、どのような特性のある地銀・第二地銀の早期事業再生への取組みの積極性が、貸出残高の伸びに影響しているのかを考察する。

第5章の「大阪エリアにおける信用金庫の再編と貸出市場における競争」では大阪エリアにおける信用金庫の競争状態を分析する。90年代を通じて多くの信用金庫が破綻・合併などの再編を経たが、貸出市場における競争状態ならびにその変化から何がうかがえるかを考察する。

第3~5章のいずれの実証分析においても、地域金融機関がリレーションシップ・バンキングの機能を発揮するための要因を分析することがテーマとなっている。本来のリレーションシップ・バンキングの機能を強化するには地域金融機関のどのような点を改善すればいいのか、リレーションシップ・バンキングの機能強化を果たすことで、どのような変化がみられるのか、そして今後どのような課題が残されているのか。リレーションシップ・バンキングに関する研究文献のレビューと、三つの実証分析によって、これらの疑問を解くための含意が得られるだろう。

2. リレーションシップ・バンキングに関する研究のレビュー

2.1 リレーションシップ・バンキングの定義

2.1.1 Boot (2000) の定義

金融審議会(2003)も冒頭で指摘している通り、リレーションシップ・バンキングには統一的な定義がなく、指し示すものが曖昧である。これは、欧米の研究における定義との相違も原因の一つであると考えられる。欧米の研究では、リレーションシップ・バンキングの定義から始まって、その意義や生み出される付加価値などを検証した上で、銀行の一つの手法としてモデル化がなされている。その上で数々の実証がなされているわけだが、必ずしも欧米のリレーションシップ・バンキングに関するモデルがわが国のリレーションシップ・バンキングの実態に則したものであるとは限らない。基本的な部分が妥当していても、様々な面で異なる可能性がある。

当節では、欧米の文献におけるリレーションシップ・バンキングの定義とわが国の現状とを比較して考えてみたい。そこでまず Boot (2000) ロの論文中におけるリレーションシップ・バンキングの定義を検証してみよう。Boot (2000) では、リレーションシップ・バンキングの定義として以下の二点が指摘されている。

- ① 顧客特有の情報の収集に投資する。この情報は、他の金融機関が入手できない 性質の情報であることが多い。
- ② 同じ顧客と何度も、また様々な金融商品を通じて接触することを通じて、投融 資の収益性を評価する。

Boot (2000) の定義では、銀行の情報生産活動に焦点があてられている。事前の情報生産機能であるスクリーニングも、事後的な情報生産機能であるモニタリングも、リレーシ

¹⁾ ここではリレーションシップ・バンキングのレビューについては、主に Boot(2000)を参照しているが、他にも Onega and Smith(1998)、Elyasiani and Goldberg(2004)などがある。

ョンシップ・バンキングの活動の一環であると考えられている。繰り返し行われる情報生 産活動によって、銀行は顧客についての独占的な情報を得ることができる。

2.1.2 Duration ≥ Scope

この Boot (2000) の観点は、Petersen and Rajan(1994)が定義していたリレーションシップ・バンキングの強度の定義に沿ったものになっている。Petersen and Rajan(1994)は、リレーションシップ・バンキングの強度は、Duration (長さ) ならびに Scope (サービスの範囲の広さ)で表されるとしている。

このうち Duration については、Onega and Smith(1998)が敷衍しているように、リレーションが長くなると、必然的に顧客情報を観察し、学び、利用する機会、契約を作成し、その契約のフレキシビリティを強化する機会がより多く得られることになることを意味する。つまり、取引関係が長くなればなるほど、銀行は他の金融機関が入手できない性質の顧客情報を得て、融資の判断の材料とすることが可能になる。

また、Scope については、銀行が顧客に提供するサービスの範囲が広くなると、銀行は借手の返済能力についてより多くの情報を得ることができるということを意味する。わが国の銀行業務に具体的にあてはめてみると、当座預金、普通預金、金融商品の販売、資金移動、決裁事務、コンサルティング、外国為替業務などのサービスは、いずれも銀行に何らかの顧客の情報を提供しうる。

このように、Duration と Scope の二つの強度を高めたリレーションシップ・バンキングは、必然的に銀行の情報生産機能を高めるが、ここで銀行が得る顧客の「情報」とは、定性的なソフトな情報のことである。Boot(2000)も、銀行が収集する情報は、特にソフトな情報(Soft Information)であることが多いことを指摘している。

2.1.3 リレーションシップ・バンキングとトランズアクション・バンキング

ソフトな情報とは、銀行がリレーションシップ・バンキングを通じて得る顧客の定性的

な情報を一般的に指し示すと考えられるが、内田(2007)はソフトな情報を以下のように定義している。

「ソフトな情報とは、文書化したり、他人に伝達したり、あるいはそれに基づいて契約を結んだりすることが難しい情報であり、外部者にとって容易に利用することのできない情報である」

一方、ハードな情報とは、ディスクロージャなどによって容易に入手できる情報である。 両者には立証や伝達や定量化が困難であるかどうかの相違がある。村本(2005)が区分しているように、リレーションシップ・バンキングでは経営者などに関するソフトな情報が重視されるのに対し、その対の概念であるトランズアクション・バンキングでは信用履歴等のハードな情報が重視される傾向にある。Boot(2000)の定義では、トランズアクション・バンキングは、顧客との一回の取引を前提としている。

また、Berger and Udell(2002)は、銀行による貸出手法を以下の四通りに区分している¹⁾。まず、ソフトなデータを扱うかどうかの違いに基づいて、Relationship Lending、Transaction Lendingの二つに区分している。その上で後者を貸出のプロセスの違いによって、"Financial Statement Lending"、"Asset Based Lending", "Credit Scoring"の三つに区分している。²⁾ また、Relationship Lending には規模の小さい銀行が有利であり、規模の大きい銀行は、中小企業向け融資において Transaction Lending を用いることを指摘している。Berger and Udell(2006)でも、中小企業向け融資についてさらに詳細な議論がなされている。

¹⁾ わが国では、リレーションシップ・バンキングに対して、トランズアクション・バンキングという言葉が一般的に用いられるが、Berger et Udell(2002)をはじめとする欧米の論文では、貸出手法を指し示す用語として、それぞれ Relationship Lending、Transaction Lending という言葉が用いられることが多い。
2) Financial Statement Lending は企業の財務諸表から得られる情報、Asset-Based Lending は担保の質のモニタリングから得られる情報、Credit Scoring は景気の状態や融資履歴などの定量的なスコアリング情報が重視される。

2.1.4 わが国における金融業務の実際

わが国の実際の銀行業務においては、Berger and Udell(1995)の二分法ないし四分法も、そのままきれいにあてはまるとは考えられない。わが国の中小企業向け融資においても、Transaction Lending が用いられるが、それは加納(2006)が指摘しているように、銀行規模の大小を問わず、両方の手法は補完的に用いられているからである。実務的には銀行員と借手との接触によって収集されたソフトな情報に加え、財務諸表、担保物件の状況、定量化されたスコアリングのハードな情報が、並行して活用されている。銀行の規模が小さければ Relationship Lending、銀行の規模が大きければ Transaction Banking という区分は単純にはあてはまらないだろう。また、わが国の間接金融は、貸出において担保至上主義が強かったと指摘されることもあるように、小さい規模の銀行でも Asset-Based Lending の手法に依存していたケースも少なくない。

さらに Berger and Udell(2002)は、ソフトな情報の生産を、Loan Officer というエージェントが担うことを前提としているが、これは組織で行動し、ジョブ・ローテーションも頻繁な日本の金融機関のシステムの実情と異なっている。わが国の銀行支店は、一般的には、役割の違いから、預金、融資、営業の部門に分けられているが 3)、異なる組織間での人材のジョブ・ローテーションも頻繁にある。例えば、ソフト情報を収集する役割の Loan Officer に近い営業部門の担当者が、数年で預金業務や審査業務に異動することも珍しくはない。以上の二点は、日米間の制度や文化の違いによるものと考えればよいだろう。理論や実証の研究において留意しておけばいいことである。しかし、問題は次の点である。

2.1.5 メインバンク制度とリレーションシップ・バンキング

第1章「はじめに」でも述べたように、金融審議会(2003)は、リレーションシップ・バン

³⁾ 組織の機動性を重視するために、最近では住宅ローンや個人ローンの分野で預金、融資、営業の三組織をすべて兼ねた組織形態もみられる。また、Credit Scoring の手法を用いたクイック・ローンを取り扱う組織を別に設けている銀行も多い。

キングを「わが国の産業金融のモデルとして長く機能してきたものに類似している」としている。この「類似」とは、メインバンク制度との類似である。わが国の金融システムにはメインバンク制度が伝統的に強くあり、リレーションシップ・バンキングはその素地の上に築かれていると考えられる。

メインバンクは、最大の株主や債権者を兼ねることが多く、企業が破綻した時に最も大きな利害関係を持つ。それゆえに、企業との長期的なリレーションシップを維持して、企業に関するハードならびにソフトの精度の高い情報を生産することが必要になるので、債権者を代表して企業をモニタリングする。池尾・広田(1992)は、メインバンクが情報生産を行うと全体のエージェンシーコストが節約されるため、わが国の企業はメインバンクへの依存を高めてきたことを指摘している。

同じメインバンクでも、地域金融機関では、大手行に比べてメインの貸出先への役員派 遣や株式の持ち合いは少ないが、取引関係が長いため、情報生産のための素地は十分に築 かれていると考えられる。

『中小企業白書2004年版』によると、わが国の企業とメインバンクの取引年数は、従業員20人以下の企業については、34.8%が30~50年であり、51年以上の取引も3.9%存在している。一方、米国のリレーションシップ・バンキングの期間は、Petersen and Rajan(1995)によると10.5年となっている。Durationで考えると、日本の金融機関は借手との長期的な関係があり、リレーションシップ・バンキングの強度が米国に比べて、はっきりと高い。ソフトな情報の収集も、ジョブ・ローテーションによって複数の行員に引き継がれていき、銀行と借手との間には長期的なリレーションシップが形成されている。

また、Scopeという観点からも、メインバンク制度を通じた多様な金融サービスの提供による関係強化が以前からあることから、わが国のリレーションシップ・バンキングの強度は高いと考えられる。

⁴⁾ これらの日米のメインバンクの継続期間については、加納(2006)から引用した。

2.1.6 リレーションシップ・バンキングと貸出金利のプライシング

取引期間が長く多様な金融サービスを提供していれば、必然的にソフト情報が蓄積される可能性は高まるが、リレーションシップ・バンキングにおいて、問われるべきなのは、ソフトな情報がいかに活用されているかである。メインバンク制度はあくまでリレーションシップ・バンキングの機能を活かす上での素地であり、けっして同じものではない。メインバンク制度が確立されていれば、Duration や Scope といった、リレーションシップ・バンキングの強度が高いことにはなるが、ソフトな情報を活かしたリレーションシップ・バンキングが確立されているとは限らない。

例えば、金融審議会(2003)は現状の問題点として、「わが国の中小・地域金融機関は取引 先や地域にコミットするため、金利水準からは正当化できない信用リスクを負担している」 ことを指摘している。具体的には、①担保や保証に頼り審査能力が不十分であるケース、 ②長期的に採算がとれることを前提として取引されていないケース、③地域における悪評 の発生(レピュテーショナル・リスク)を恐れて問題を先送りしているケースなどが指摘 されている。金融機関が過剰な信用リスクを負担し、適正な貸出金利が設定されていない のは、本来のリレーションシップ・バンキングがうまく活用されていないからであると考 えられる。

リレーションシップ・バンキングの活用を銀行の側から考えれば、銀行が信用リスクを貸出金利に織り込むことができるかについての論考がある。例えば、わが国の研究では小野(1997)、白鳥・大山(2001)、みずほ総研(2003)、細野・澤田・渡辺(2005)などがある。わが国の金融機関はバブル崩壊後、不良債権処理費用の負担が急激に高まり、十分な利潤を得られない時期が続いたため、信用リスクに基づいた適切な貸出金利のプライシングが問題提議されてきたのである。

白鳥・大山(2001)によると、わが国の銀行の貸出スプレッドは、1990年代以降の信用 リスクに対する銀行の意識の高まりによって、一時的にスプレッド幅が拡大したものの、 実現信用コストの急激な増大に対応しきれなかった。それは銀行が、信用コストの増大を 営業収益によって埋め合わされる経常的な損失ではなく、資本で対応すべき一時的な損失とみなしていたことによる。さらに白鳥・大山(2001)はリレーションシップ・バンキングによる貸出金利の平準化が、現在の金融システムにおいては、むしろ弊害になっていると考えている。銀行が貸出先との長期的なRelationを重視すると、一時的に貸出先の信用リスクが悪化した場合でも、貸出金利は同水準に固定されがちになるため、Transaction Lendingのように一回性の取引に基づいて、その信用リスクを貸出金利にプレミアム部分として柔軟に織り込むことができなくなるからである。つまり、景況の悪化に対応できない、わが国の銀行のプライシング行動に問題があったということである。

しかし、上述のように金融審議会 (2003) は、過剰なコミットメント・コストを認めながらも、本来の意味でのリレーションシップ・バンキングの機能強化を進めることで収益性を改善させることを提案している。「リレーションシップから得られる情報を有効活用しつつ、収益性の向上、健全性の確保、経営基盤の強化に向けて自助努力を早急に進めるが、その際には借り手企業による適正な対価の負担を求める」のは、ソフト情報を実際に活用するという意味での、本来のリレーションシップ・バンキングの姿である。

ここで金融審議会 (2003) が示しているリレーションシップ・バンキングの機能強化は、地域金融機関に対して向けられたものであることに留意する必要がある。2002 年 10 月に金融庁が発表した「金融再生プログラム」は、大手行に対しては、不良債権処理のための数値目標を課していたが、地域金融機関に対しては、「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」が示された。同アクション・プログラムは、金融審議会 (2003) の議論をたたき台として策定されたものである。金融行政は、大手行と地域金融機関に対して異なる対応をとっており、ダブル・スタンダードになっている。南地(2004)はこの地域金融機関に対する対応の違いを、その経営特性によるものとして金融社会論の観点から分析している。白鳥・大山(2001) はわが国の銀行を一般化して議論したものであり、どちらかと言えば大手行を中心に考察された研究であると言える。したがって、地域金融機関に限定したリレーションシップ・バンキングの機能強化については、

少し観点が異なっていると考えられる。

本来のリレーションシップ・バンキングの持つ機能を少し原理的に考えてみよう。リレーションシップ・バンキングによる貸出金利の平準化は、優良な貸出先を銀行がロック・インすることを前提としている。Sharpe(1990)がモデルで示しているように、すでに取引のある銀行(内部銀行)は、最良の借手に対してコストぎりぎりの貸出をオフォーしつつ、長期的なレントを確保する。それは取引のない銀行(外部銀行)が正確に評価しえない顧客の信用リスクを、(内部銀行)が正確に評価しているからである。金融審議会(2003)が指摘するように、銀行が借手の獲得だけを考えて過剰にコミットしているのであれば、このメカニズムは働かない。長期的なリレーションシップを前提とした貸出金利の平準化が機能しないのである。白鳥・大山(2001)は、わが国の金融機関についての一般論として、景況が悪化すると、そのレントの確保にも限界があるとしているわけだが、地域金融機関に関しては、リレーションシップ・バンキングが確立していない状況に景況の悪化が重なり、実現信用コストが急増したと考えられる。勿論、本来の意味でのリレーションシップ・バンキングが確立していても、景況の悪化によって地域金融機関の機能が低下し、資金需要が急減することもあるわけだが、リレーションシップ・バンキングの機能は、そうした状況から地域金融のシステムを保護するバッファーになると考えられる。

2.1.7 異なる観点からの分析

わが国では一般的にメインバンクと顧客との取引期間が長いので、その点では銀行間での大きな差が見いだせない。そこで、Duration や Scope だけではなく、別の観点からの分析が有効であると考えられる。銀行が借手への過剰なコミットメントによって、信用リスクをプライシングできない状態であるとすれば、それはソフト情報を活用する素地ができていないからである。

第3章「地銀の預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング」では、再編期を経てリレーションシップ・バンキングを強化しようとする地銀・第二地銀の預貸利鞘を分析するが、

そこでは従来の Duration とは異なる観点から、以下の二つの研究を参考とした。

一つは Berger, Rosen, and Udell (2007) である。この研究は地域の市場構造とリレーションシップ・バンキングとの関係を分析している。地元の市場において金融機関がどのような位置づけにあるのかという点や、地元の市場構造は、地域金融機関のリレーションシップ・バンキングの活用に大きな影響を及ぼしていると考えられる。これはわが国の金融機関においても注目すべき点であろう。

もう一つは Berlin and Mester(1998)である。同研究はリレーションシップ・バンキングによる貸出金利の平準化という観点から、リレーションシップ・バンキングの生み出す付加価値を実証している。貸出金利の平準化が、信用リスクならびに金利リスクがどういった形で地域金融機関の収益に影響を及ぼすのかは、わが国のリレーションシップ・バンキングの機能強化を考える上で重要である。同研究の方法を実証分析に取り込むことはできなかったが、インプリケーションとして示唆的であった。

これらの二つの研究について、前者は「2.3 リレーションシップ・バンキングと競争」 後者は「2.2 リレーションシップ・バンキングが生む付加価値」で詳述する。

2.2 リレーションシップ・バンキングが生む付加価値

2.2.1 リレーションシップ・バンキングによる厚生の改善

2.2 節では角度を変えて、リレーションシップ・バンキングの生み出す付加価値や社会における意義を考察する。リレーションシップ・バンキングによって何が生み出されるのか、Boot(2000)は厚生の改善として、①情報の交換、②契約のフレキシビリティ、③コベナンツ(制約条項)など明示的な契約内容、④担保、⑤異時点間でのスムージング(貸出金利の平準化)、⑥社債との補完を挙げている。

このうち、①情報の交換は、借手ならびに貸手の双方のパレート改善をもたらす。リレーションシップ・バンキングによって、借手はより多くの情報を流し、貸手はより多く情報 生産に投資するからである。②~④については、契約の不完備性を補完する役割を担って いる。⑤は 2.1 で触れた貸出金利の平準化のことである。Petersen and Rajan(1995)が示しているように、創設まもない企業や経営難の企業は、潜在的に将来の事業キャッシュフローが高くても、資金調達が困難な状況に置かれやすい。そこでリレーションシップ・バンキングを導入して、企業が獲得する将来のレントを通じて、企業が生み出す将来の余剰を分け合う形での資金援助を実現させることができる。これについては、Berlin and Mester(1998)が実証研究を行っており、2.2.3 で紹介する。⑥については銀行からの借入が、将来的な資本市場での調達の布石になるというものである。

2.2.2 リレーションシップ・バンキングの強度と貸出金利、信用のアベイラビリテ

マイクロ・データを用いた欧米の研究では、リレーションシップ・バンキングが貸出金利 や信用のアベイラビリティ(与信の実現性)に与える影響について実証した数多くの研究 があるが、結果は様々である。リレーションシップ・バンキングによって貸出金利が低下 し、信用供与が拡大するのであれば、リレーションシップ・バンキングの社会的意義が明 確になるのだが、得られた実証結果は一様ではない。

米国での中小企業向け貸出を取り上げた Petersen and Rajan(1994)はその嚆矢となっているが、その結果は、リレーションシップが長くなっても、貸出金利に有意な影響はみられない(係数の符号は正)というものであった。しかし、銀行の信用のアベイラビリティとは優位な正の相関が確認されている。一方、Berger and Udell(1995)は、Petersen and Rajan(1994)が Line of Credit の融資形態に焦点をあてなかったために、金利と貸出のデュレーションとの関係を見誤ったとし、リレーションシップが長くなると、Line of Credit の貸出金利が低下する結果を示した。また、Blackwell and Winters(1997) もリレーションシップが長くなると、モニタリングの頻度ならびに信用コストが低下することを示している。

一方、欧州大陸や日本など銀行の支配力強い経済においては、米国に比べて一般的に貸

出の Duration は長い傾向にある。ドイツの Elsas and Krahnen(1998)は、ドイツの大手行である'House Bank'の中小企業向け融資のデータから、Harhoff and Körting(1998)は独企業への貸出のマイクロ・データから、リレーションシップと貸出金利の相関を研究したが、いずれも有意な結果は見いだせなかった。後者では信用のアベイラビリティにおいても同様に有意な結果が得られなかった。しかし、ベルギーの Degryse and Van Cayseele(2000)はリレーションシップと貸出金利との間に正の相関を見いだしており、この貸出金利の上昇をホールド・アップ問題によって発生した独占のレントである可能性を示唆している。イタリアの Angelini, Di Salvo and Ferri(1998)では、リレーションシップの長さと貸出金利に有意な正の相関がみられないのは、協同組織である地域金融機関の組合員向け貸出だけで、それ以外では正の相関がみられたという実証結果だった。一方、信用のアベイラビリティについては、優位な相関がみられなかった。

日本では Kano, Uchida, Udell and Watanabe(2006)の、マイクロ・データを用いた実証研究がある。同研究では細かく区分しているが、競争がゆるやかな状況において、ソフト情報の分析に特化した信用金庫の貸出であれば、リレーションシップが長くなるほど貸出金利が低下することが実証されている。

Scope については、Berlin and Mester(1999)が、預金市場において強い市場支配力を持つ銀行は、貸出市場においてさらに強い市場支配力を持っていることを実証している。Petersen and Rajan(1994)は、Scope の代理変数として、金融サービスの購入比率をモデルの説明変数に加えている。その結果、上記の Duration の場合と同様に、貸出金利とは有意な相関はないが、信用のアベイラビリティに対しては正の相関があることを見いだしている。Cole(1998)は、金融サービスの取引がすでにある借手の信用のアベイラビリティは高くなるが、借手が様々な金融機関から金融サービスを購入している場合、信用のアベイラビリティは高くなるが、借手が様々な金融機関から金融サービスを購入している場合、信用のアベイラビリティは低下する傾向にあることを指摘している。Degryse and Van Cayseele(2000) は、Durationの場合と逆に、貸出金利が低下すると結論している。Kano, Uchida, Udell and Watanabe(2006)も Scope については、Duration の場合と逆に、競争

がゆるやかな状況における、ソフト情報の分析に特化した信用金庫による貸出金利は上昇 し、信用のアベイラビリティも低下するとしている。

このように、Duration ならびに Scope と、貸出金利あるいは信用のアベイラビリティ との相関を調べる実証分析の結果がまちまちになっているのは、実証分析におけるリレーションシップの強度の定義が統一されていないことや、国による制度の違いが影響しているからであると考えられる。

また 2.1 で考察したように、わが国で本来の意味でのリレーションシップ・バンキング が機能しているかどうかを判断するにあたっては、従来の Duration や Scope のように情報を収集できるかという観点だけではなく、情報を活用できているかという観点が必要であると考えられる。その一つとして考えられるのが、異時点間のスムージング(貸出金利の平準化)である。この機能についての実証分析を行っている、Berlin and Mester(1998)の内容を 2.2.3 で詳述する。

2.2.3 Berlin and Mester (1998)

上述したように Berlin and Mester(1998)は、異時点間のスムージング(貸出金利の平準化)という観点から、リレーションシップ・バンキングの機能を分析している。実証分析における期間は、1977年度第 I 四半期から、1989年度第IV四半期で、米国の 126銀行における 60 万件を超える貸出金残高のデータを用いている。

まず信用リスクならびに金利リスクによる変動に対する貸出金利の平準化の程度を、以下のマークアップ率を示す三通りの式から推計する。マークアップ率(MARKUP)は、デュレーションが同じである、各銀行の貸出金利と米国債利回りとのスプレッドである。 以下の三つの式は、銀行ごと、貸出残高ごと、会計期間(四半期)ごとに区分される。

 $MARKUP = a_0 + a_1*信用リスク + bX$

 $MARKUP = c_0 + c_1*失業率 + dX$

ここで「信用リスク」は、ムーディーズによる格付けで、Aaa 格と Baa 格向けの貸出金利のスプレッドである。「失業率」は、銀行の本部のある州の四半期ごとの数値、「米国債金利」は、貸出金とデュレーションが同じ国債の金利を用いている。

マークアップ率は3通りあり、信用リスクについては、ムーディーズによる格付けでAaa格と Baa 格の債券のスプレッドならびに失業率の二通りの代理変数とする一次の回帰式から求める。 a_1 、 c_1 、 f_1 の推計値に-1を乗じた値を、それぞれ、SMOOTHQ、SMOOTHU、SMOOTHMU と表す。前二者は信用リスク、後一者は金利リスクに対する貸出金利の平準化の程度を表す。これらの平準化の程度を表す変数を、変動費用ならびに利益を被説明変数とするトランス・ログ型の関数の説明変数の一つとする。

これらのトランス・ログ型の関数では、生産財を貸出金(リース)残高ならびに固定資産を除くすべての資産残高、投入財を預金等の調達資金(Purchased Fund)ならびに労働としている。上記のスムージングの程度を表す説明変数の他、「信用リスク」(上記参照)、定期預金残高を除いた国内の預金残高(Core Deposit)、固定資産(Physical Capital)、金融資本残高(Financial Equity Capital)、貸出金残高ならびにリース残高のネットでの貸倒損失比率、タイム・トレンドを説明変数に加えている。これと、調達資金(Purchased Fund)を被説明変数とするコスト・シェア式との同時方程式を、SURによって推計している。

推計の結果、まず信用リスクに対する貸出金利の平準化(SMOOTHQ、SMOOTHU)は、全般的に利益に負の影響を及ぼすことが分かった。変動費用にも負の影響があることから、平準化の程度が高まった場合の利益の減少は、モニタリング費用などの増加による利益の低下ではないと推察される。銀行を規模別に区分して推計すると、総資産 10 億ドル未満の小規模の銀行では、1977~1982 年の期間(前半)においては、利益に対して正の影響、1983~1989 年の期間(後半)においては負の影響を及ぼしていた。中規模(総資産 10 億

ドル~100 億ドル)の銀行では、前半は利益に対して負の影響だったが、後半は正の影響を 及ぼしていた。

次に金利リスクに対する貸出金利の平準化 (SMOOTHM) は、費用ならびに利益ともに正の影響を及ぼしている。これは、この平準化が費用のかかるヘッジの役割を果たしていることを裏付けている。規模別、期間別の推計では、中規模ならびに大規模 (総資産 100億ドル超) の銀行では、概ね利益に対して正の影響を及ぼしている。ただし小規模の銀行では、負の影響あるいは有意でない結果が得られた。また費用に対してはいずれの規模、期間に区分してもほぼ正の影響がみられた。これは、金利リスクをヘッジするにあたって、規模の大きい銀行が有利であることを意味している。

以上をまとめると、信用リスクに対する貸出金利の平準化については、1977~1982 年の期間(前半)において、リレーションシップ・バンキングが総資産 10 億ドル未満の小規模の銀行の利益にプラスに寄与している。1983~1989 年の期間(後半)は影響がマイナスになっているが、これについて著者は、競争が激しくなったことによってリレーションシップ・バンキングの効果が薄れてきたからであると解釈している。

一方、金利リスクに対する貸出金利の平準化については、中~大規模の銀行で利益に対する正の影響がみられたが、小規模な銀行では負の影響がみられるか、あるいは有意でない係数が推計されるかであった。つまり、リレーションシップ・バンキングによる金利リスクに対する貸出金利の平準化が、小規模な銀行の利益には有利に働いていないという結果となっている。

それまでの先行研究によって導出された理論や実証結果からは、貸出金利の平準化の程度の高さは、市場独占力の結果であると考えられていた。市場独占力が強いほど価格支配力が増し、銀行の利益が増加するからである。しかし、この実証分析の結果では、貸出金利の平準化そのものが銀行の利益に対して負の影響を及ぼすことも少なくなく、市場独占力が銀行の利益に正の影響を及ぼすとは言えない結果となっている。

しかし、小規模な銀行については、競争が激しくなかった時期(1977~1982年)にお

いては、リレーションシップ・バンキングによる貸出金利の平準化によって、信用リスク に対して利益が得られていたことが確認されている。

当論文では第5章「大阪エリアの信金の再編と貸出市場における再編」で、バブル崩壊 以降の大阪エリアにおける信用金庫の再編と、競争状態を分析するが、この信用リスクに 対する貸出金利の平準化も、信用金庫の収益性に大きな影響を及ぼしていると考えられる。

2.3 リレーションシップ・バンキングにおける競争と弊害

2.3.1 Boot and Thakor (2000) のモデル

Boot and Thakor (2000) は、資本市場の拡大を伴うグローバリゼーションの進展によって、リレーションシップ・バンキングがどのような影響を受けるかを考察しているが、従来の研究はリレーションシップ・バンキングとトランズアクション・バンキングの二分法に依り過ぎていることを指摘している。実際には、両者の区分は曖昧であり、銀行は一方だけではなく双方を行っているからである。Boot and Thakor (2000) は、両方を行っていることを前提として、①競争がない場合、②銀行間の競争、③銀行と資本市場との競争の三つの場合における銀行の行動をモデルで示している。以下、それぞれの状態における銀行の行動をまとめる。

①競争がない場合、独占状態にある銀行は、信用度が低~中程度の企業にリレーションシップ・バンキングを行う。長期的なリレーションシップを築くことで、貸出の付加価値が高まっていき、銀行にはレントが確保される。したがってリレーションシップ・バンキングの方がトランズアクション・バンキングよりも、生まれる付加価値が高い。情報収集コストがレントを上回るような、信用度が高い企業にはトランズアクション・バンキングが活用される。

②銀行間の競争がもたらされると、銀行のリレーションシップ・バンキングによるレントは縮小する。情報収集のための専門領域への投資も減少する。競争が激しくなると、トランズアクション・バンキングの利益率も低下するが、情報生産による差別化が可能なリ

レーションシップ・バンキングは、トランズアクション・バンキングに比べて純粋な価格 競争に陥りにくい。したがって、レントは縮小するものの、相対的な利益の高さから銀行 はリレーションシップ・バンキングを重視するようになる。

③資本市場との競争がもたらされると、銀行全体のレントが縮小する。信用度の高い借 手は資本市場で資金調達して銀行離れが進む。しかし、銀行間の競争が緩和され、銀行は 情報収集のための専門領域への投資を拡大する。こうして銀行間の差別化が進む。信用度 が中~高の借手にとっては厚生が高まる。信用度の低い借手にとっては厚生が悪化するこ ともある。

Petersen and Rajan(1995)は、銀行間あるいは資本市場との競争が激しくなると、銀行のリレーションシップ・バンキングは衰退するという見解を示している。これに対し、Boot and Thakor (2000) は、この見解は銀行がリレーションシップ・バンキングだけを行っているという前提に依拠しているからだとしている。リレーションシップ・バンキングにはトランズアクション・バンキングとの代替性があり、純粋な価格競争を避ける利点があるからである。この点について、Boot(2000)も Boot and Thakor (2000)を敷衍する形で「貸出における価格競争は銀行の利潤に対して圧力となるが、リレーションシップに基づく貸出は競争相手との差別化ができるため、その競争圧力を緩和する」と指摘している。資本市場との競争が激しくなった場合には、リレーションシップに基づく貸出も生み出す付加価値が低くなり、トランズアクション・バンキングが重視されるようになるということである。

また、2.3.2 で詳述する Berger, Rosen, and Udell(2001), (2007) も、規模の大きい銀行は、規模の小さい企業への貸出を苦手にしているとの前提に疑義を挟んでいる。規模の大きい銀行は、規模の小さい企業への貸出において、Relationship Lending だけではなく、Asset-Based Lending やスコアリング・システムの活用など、公表された定量的データに基づく手法を用いるからである。推計結果から、同論文は規模の大きい銀行が Relationship Lending を提供できないとする前提は間違いであると結論している。

つまり、いずれの論文も、リレーションシップ・バンキングとトランズアクション・バンキングが併存しており、状況によって、どちらかが重視される度合いが変化するとしている。

2.3.2 わが国の金融行政と競争

2.1.4 で述べたように、わが国の貸出の現場では、こうした細分化された手法は、実務において並行して用いられている。ソフトな情報もハードな情報も同時に活用されているわけである。

金融審議会(2003)が、その「わが国の産業金融のモデルとして長く機能してきたもの」に過剰なコミットメント・コストという弊害があり、地域金融機関に対してリレーションシップ・バンキングの機能強化をあらためて指導しているのは、それによって地域金融機関が、純粋な価格競争ではなく、情報生産による差別化が可能になるからである。これにより、過剰なコミットメント・コストを軽減することが可能になる。

一方、資本市場との競争においては、財務体質改善を目指した大手行がその役割を担うことになる。資本市場との競争はリレーションシップ・バンキングの優位性を低下させうるが、大手行にはその競争に対応すべく数値目標による財務体質の改善が課せられたと考えられる。つまり、わが国の大手行と地域金融機関の間の金融行政の二重性は、Boot and Thakor (2000) が示した「銀行と資本市場との競争」と「銀行間の競争」という二種類の競争が、大手行と地域金融機関にそれぞれ割り当てられているからであると考えられる。

2.3.3 リレーションシップ・バンキングの弊害

リレーションシップ・バンキングに起因する弊害は主に二つあり、いずれも多くの文献で指摘されている。一つはソフトな予算制約問題(Soft-budget Constraint Problem)であり、もう一つはホールド・アップ問題(Holdup Problem)である。ソフトな予算制約問題は、銀行が契約の上で弱い立場に置かれていることに関する問題で、ホールド・アップ問

題は、逆に銀行が借手情報の独占によって強い立場に置かれる問題である。いずれも情報 の非対称性や契約の不完備性と関わっている。

ソフトな予算制約問題が、銀行と企業との関係に表れる代表的な事例は、「追い貸し」の問題である 5。「追い貸し」は、一般的には、業績悪化で不良債権化した貸出のある企業に対して、あえて貸出を続けて、利息収入だけでも得ようとする銀行の行動を指す。語義通り、銀行の予算制約がゆるやか(ソフトに)なると、企業が経営努力を怠るというモラル・ハザードが発生する。

特にリレーションシップ・バンキングでは、借手企業に問題が生じた場合でも、銀行は借手の経営難の問題が一時的な問題とみなすことで、「追い貸し」などの支援策が講じられやすい。リレーションシップの消滅は、銀行にとって、情報生産によってつくられた無形資産の喪失を意味するからである。

ソフトな予算制約問題の解決策としては、担保の増額徴求や、コベナンツの付加などによって、金融機関が法的優先性(Seniority)を確保することである。また、「追い貸し」に至る以前の不良債権処理については、事業再生スキームや債権の流動化などの施策が考えられる。当論文では第4章「地銀の早期事業再生に向けた取組みの初期評価」で、アクション・プログラムの下で、地銀が行った中小企業金融の事業再生と持続可能性の確保の取組を検証するが、これらの施策は「追い貸し」の有効な問題解決策の一つであると考えられる。

ホールド・アップ問題は、契約の不完備性を悪用して、取引先が自身に有利な行動をとることを意味するが、銀行と借手の間のホールド・アップ問題は、銀行が情報独占の結果、取引条件の設定にあたって独占力を行使し、有利な条件を借手に押しつける状況を意味する。

リレーションシップ・バンキングでは、銀行は借手のソフトな情報を蓄積するが、銀行

⁵⁾ わが国の「追い貸し」のメカニズムを理論化した文献として、小林・才田・関根(2002)を挙げることができる。ソフトな予算制約問題については、Dewatripont and Maskin(1995)が詳しい。

がその借手の情報を独占することで、ロック・インしてしまうこともある。この場合、銀行のロック・インを嫌忌した借手が借入を控えて収益機会を逸してしまう懸念も生まれる。 また、銀行の情報生産コストがサンク・コストである場合は、情報を独占している銀行に レントが発生する。銀行は競争が働かない状態で、借手に対して強気に貸出条件の設定を 課すので、借手の経営改善の誘因を低下させることにもなる。

こうした状態を防ぐためには、複数の銀行との取引が有効であると考えられるが、Ongena and Smith(2000)は、その場合、信用のアベイラビリティが低下することを指摘している。リレーションシップ・バンキングによる銀行間の差別化の競争が働いていれば、情報の独占によるレントが発生していたとしても、ホールド・アップ問題の弊害の懸念は乏しいからである。

2. 3. 4 Berger, Rosen, and Udell (2007)

Berger, Rosen, and Udell (2007) は、「銀行の規模による市場構造」(銀行の規模別の市場シェア)を実証分析に取り入れており、規模の大きな銀行は、規模の小さな企業への貸出を苦手としているとするこれまでの先行研究の前提を覆している。

同研究において用いたマイクロ・データには、貸出先企業の財務状況、組織構造、ファイナンスの契約内容、取引先の銀行の情報が含まれている。これらの最近の貸出データが LC(信用委任状)発行によるものであることを確認した上で、企業のデータを、銀行のデータに照合させて両方を用いている。

まず、最初のモデルの準備として、規模の小さい企業と規模の大きい銀行(資金量 10 億 ドル以上)が、LC発行による融資の取引を行う確率を調べる。この確率の値は下記のよう にロジット・モデルにあてはめる。これをモデル1とする。

$$\ln \left[\begin{array}{c} (p_{\iota c}) \\ (1-p_{\iota c}) \end{array} \right]$$

= f (規模の大きい銀行の預金残高シェア、市場集中度、市場の特性、企業の特性)

ここで、p_{LC}は、企業の最近のLC発行による融資が規模の大きい銀行とのものである場合の確率である。またロジット・モデルの説明変数として、地元の規模の大きい銀行の預金残高シェア、市場集中度(預金残高シェアによるハーフィンダール指数)、市場特性(市場成長率、総預金残高の対数値、人口の多い地域かどうかのダミー変数)、企業特性(設立後経過年数、財務レシオ、資産規模、経営、組織構造に関する様々なダミー変数など)を用いる。

データには、あらゆる規模の銀行と、あらゆる規模の貸出債権が含まれているが、これによりバイアスが生じる恐れがある。それは規模の小さい銀行が、規模の大きい企業に貸し出しすることが法的に規制されているからである。このバイアスを抑えるために、LCの保証額によって融資残高を3つに区分してサブ・サンプルとする。①100万ドル未満、②10万ドル~100万ドル、③10万ドル未満である。

次に、銀行の規模による市場構造、銀行の規模、市場集中度などが貸出金利に及ぼす影響を調べるが、LC 発行による融資の貸出金利と銀行のプライム・レートとの差をPREMIUM とし、下記のモデル2を設定する。

PREMIUM = f (銀行の規模による市場構造、銀行の規模、市場集中度、その他の市場の特性、企業の特性、その他の銀行の特性、銀行 - 借手の関係、貸出の契約内容)

銀行の規模による市場構造の代理変数として、規模の大きい銀行(総資産 10 億ドル以上)の預金残高シェアが用いられている。銀行の規模については、銀行の規模が大きい場合(総資産 10 億ドル以上)を1とするダミー変数を用いている。市場集中度やその他の市場ならびに銀行の特性についてはモデル1と同様のダミー変数を用いている。

モデル1では、企業数 648 のうち 359 (55%) のLC発行による融資が規模の大きい銀行によるものであった。「規模の大きい銀行の預金残高シェア」の推計係数は 3.743、Marginal Effect (説明変数 1 単位の増加による被説明変数の変化の比率) は 0.925 と推計された。Marginal Effect は 1 を若干下回っているが、帰無仮説を Marginal Effect = 1 とした場合の p 値は 0.900 であることから、同値は統計的には 1 と異ならないことが分かる。つまり、規模の大きい銀行が預金残高シェアを 1 %拡大すると、規模の小さい企業と規模の大きい銀行との取引発生確率も同様に 1 %高まることを示しており、規模の大きい銀行は規模の小さい企業への貸出が苦手で、残高を増やすことができないというこれまでの実証研究の前提が間違っていることが示されている。 3 つのサブ・サンプルにおいてもそれぞれ同様の結果となった。

モデル2は、貸出金利のデータ欠損のため、サンプル数はモデル1より若干少ない520で説明変数を入れ換えた3本の推計を行っている。説明変数「規模の大きい銀行の預金残高シェア」を除いた推計式では、ダミー変数「規模の大きい銀行」の係数は-0.183と有意な負の数値が推計された。これは総資産10億ドル以上の規模大きい銀行は、それより規模が小さい銀行よりも、18.3BP貸出金利が低いことを意味する。これは多くの先行研究による結果と符合している。

しかし、説明変数「規模の大きい銀行の預金残高シェア」を含めた推計式では、同説明変数の係数は-0.475 と有意な負の数値が推計された。一方「規模の大きい銀行」の係数も-0.112 と負の数値が推計されたが有意ではなかった。つまり、銀行の総資産が 10 億ドルを上回っているからではなく、総資産が 10 億ドルを上回る規模の大きい銀行が預金市場においてシェアが高いが故に、貸出金利は低下する。

また、他の推計された係数からは、リレーションシップが長く、市場集中度(ハーフィンダール指数)が低いと、貸出金利のリスク・プレミアム部分は縮小するということも確認されている。「規模の大きい銀行の預金残高シェア」は市場集中度(ハーフィンダール指数)とは独立して貸出金利に負の影響を及ぼしていることが分かる。

まとめると、同論文では「銀行の規模による市場構造」の代理変数(預金残高シェア)を説明変数として導入したが、規模の大きい銀行は、規模の小さい企業向けの融資において不利であるとされていた先行研究の前提を覆す結果が得られた。それは規模の小さい企業向けの融資は、ソフトな情報を活用する Relationship Lending の手法のみであり、規模の大きい銀行は Relationship Lending をうまく活用できないという前提が間違いであることを意味する。

モデル1からは、規模の小さい企業は、必ずしも規模の小さい銀行のみから融資を受けるわけではなく、地元の預金市場におけるシェアの高低と同じ比率で規模の大きい銀行からも融資を受けることが分かった。

またモデル2からは、地元の預金市場におけるシェアの高さは、貸出金利に負の影響を及ぼすことが分かった。総資産残高 10 億ドル以上の銀行の預金残高シェアが高くなればなるほど、貸出金利のリスク・プレミアム部分は低くなる。一方で、銀行の規模(総資産10億ドル以上を1とするダミー変数)による貸出金利のリスク・プレミアム部分への影響を調べてみると、推計された係数は統計的に有意なものではなかった。

3. 地銀の預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング

3.1 はじめに

3.1.1 地銀・第二地銀の実現信用コストの推移

バブル崩壊後の長期不況により、1990 年代半ばよりわが国の金融機関の負う信用コストが急増した。地銀・第二地銀も不良債権処理の必要に迫られ、都銀などと同様に信用コストが急増している。図表-1のグラフは地銀・第二地銀の実現信用コストならびに実現信用コスト比率(対貸出残高平均残高)の推移を示している。また、図表-2のグラフは、地銀・第二地銀の預貸利鞘 6 (棒グラフ)ならびに実現信用コスト控除後預貸利鞘⁷⁾ (折れ線グラフ)の推移を示している。

わが国の地銀・第二地銀(1989 年度以前の第二地銀は相互銀行)の預貸利鞘については、1970年代から、地銀は 1980年代後半に至るまで、第二地銀は 1980年代半ばまで、縮小傾向が続いた。預金金利の自由化によって預金金利が上昇した 1980年代後半までに地銀の預貸利鞘は縮小していた。これはわが国の経済が高度成長期から安定成長期へと移行したことによって、企業等の資金需要が低下し、資金需給バランスが緩和したからであると考えられる。

その後 1990 年代以降は、地銀・第二地銀の預貸利鞘は地銀で 2%、第二地銀で 2.5%前後とほぼ一定で推移している。しかし、1990 年代半ば以降、それまでごくわずかにとどまっていた実現信用コストが急激に拡大し、図表-2の折れ線グラフで示す実現信用コスト控除後預貸利鞘は預貸利鞘と大きく乖離した。 8) 1999 年 3 月期には預貸利鞘が地銀で

⁶ ここでの預貸利鞘(以下、LDM)とは、(貸出金利息/貸出金勘定平均残高) — (預金利息/預金勘定平均残高)のことである。通常、調達コストとしては債券の利回り等を含んだ「預金債券等利回り」を用いるが、この預貸利鞘は後に紹介するモデル式の前提に合わせて、貸出利回りから預金利回りを引いた数値としている。

⁷⁾ 実現信用コスト控除後預貸利鞘 (NetLDM) は脚注 6) の預貸利鞘 (LDM) から、実現信用コスト (貸倒引当金繰入額+貸出金償却額) を貸出金勘定平均残高で割ったものを差し引いて求めている。ここで注意しなければいけないのは、分母の貸出金勘定平均残高は、間接償却として貸倒引当金に立てられた金額の一部を控除して調整していないという点である。これによって分母が調整されるべきであるが、それらの集計が困難であることから、この貸出金勘定平均残高からは何も控除していない。したがって、NetLDM は厳密には実際の数値よりもやや過少に求められている。

⁸⁾ 地銀・第二地銀では 1990 年代以降の実現信用コスト控除後の預貸利鞘は各期とも正であるが、都銀は

2.05%、第二地銀で 2.33%だったのに対して、実現信用コストを控除した預貸利鞘はそれ ぞれ 0.55%、0.86% と最低の水準に達した。

3.1.2 リレーションシップ・バンキングにおける地銀・第二地銀の特質

第3章において、地域金融機関の中でも地銀・第二地銀をとりあげるのは、2つの理由がある。第一点は、この2つの業態が他の業態以上に貸出先と継続的な取引を行っているからである。加納(2004a),(2004b)は業態別のメインバンクの継続率を計測しているが、1990~2000年の10年間においては、地銀、第二地銀の順に継続率が高く、都銀はもとより信金や信組よりも長かったとしている。⁹⁾これは規模の大きな銀行ほどリレーションシップの期間が短いとするBerger et al(2002)の実証分析と逆の結果である。同時期におけるわが国の地銀・第二地銀は、メインバンクとして貸出先と長いリレーションシップを築いている。つまり、地銀・第二地銀はわが国の金融機関の業態の中でも、リレーションシップ・バンキングの強度(Duration)が高く、ソフトな情報が集積していると考えられる。銀行ごとにリレーションシップ・バンキングの機能の格差が生じているとすれば、それは第二章でみたように、ソフトな情報の活用の差によるものであろう。

第二点として、地銀・第二地銀は貸出金市場(預金市場)において都道府県ごとにはっきりと市場分断されておらず、都市部にある地銀は都市銀行との競合も見られるからである。Kano and Tsutsui (2003) は、地銀・第二地銀の貸出市場は信金の貸出市場と異なり、県ごとに分断されていないと結論している。また北海道、千葉、埼玉、神奈川、東京、愛知、京都、大阪、兵庫といった都銀の支店が多い県における地銀・第二地銀の県別平均貸出金利は、それ以外の県の平均貸出金利を下回っており、これらの地域では都銀による競

負になっている期があり、それらの期は全国銀行ベースでも負となっている。

 $^{^{9)}}$ 同研究で計測されている 1990 年代ならびに 80 年代における各業態のメインバンク継続率は以下のとおりである。括弧内は 1980 年代の同比率である。地銀 88. 9% (89. 9%)、第二地銀 76. 0% (73. 6%)、都銀 70. 2% (75. 7%)、信金 67. 2% (69. 3%)、信組 61. 1% (45. 6%)。

争圧力が働いていることを示唆している。2.3.4 では Berger, Rosen and Udell(2007)を紹介したが、地銀・第二地銀の地元における預金ならびに貸出金の市場構造は、貸出金利を決定する上で重要な要因になっていると考えられる。一般的により規模の大きい都銀や、より規模の小さい信金や信組など、地元ならびに他の都道府県の市場で競争する地銀・第二地銀との預貸利鞘の格差を分析することは重要であると考えられる。

3.1.3 リレーションシップ・バンキングと信用リスクのプライシング

仮に地銀・第二地銀が、実現信用コストを控除しても充分に高い利鞘を享受できるように、事後的に貸出金利の引き上げることができるならば、株式などの資産の売却などで実現信用コストを捻出しなくてもよくなりうるが、これは容易なことではない。とりわけ不況下では、過年度の信用リスクのミスプライシングをカバーするために利鞘を急に拡大しようにも、リレーションシップ・バンキングの特性である金利の平準化が制約要因になる。

実際にわが国の長期不況においては、少なくとも二つの金融機能不全の現象がみられた。 一つは、経営難に陥っている企業などへの所謂「追い貸し」、すなわち 2.3.3 で述べたソフトな予算制約の問題である。もう一つは所謂「貸し渋り」のように、金融機関が貸出金利の引き上げではなく信用のアベイラビリティを低下させる、信用割当の問題である。いずれの現象もわが国の地域金融機関の機能や地域経済そのものを損ねた。地銀・第二地銀の預貸利鞘においても、それらの問題が反映されていたと考えられる。

図表-1,2が示すように、全体の平均値を見る限り、地銀・第二地銀の預貸利鞘は1990年代以降安定しており、実現信用コストの増大に対して、迅速に預貸利鞘を拡大させて対応することは困難であることが分かる。結局、信用コストが実現する前に、信用リスクを正確にプライシングすることが問われるわけである。その信用リスクに対するプライシングの能力こそが、本来の意味でのリレーションシップ・バンキングの強みなのではないだろうか。第2章で述べたように、借手と長期的なリレーションシップを築けば、ソフトな情報を蓄積させることができうるが、そのソフトな情報を活用しなければ、本来の意味で

のリレーションシップ・バンキングの機能を活かすことはできない。

一方、個々の地銀・第二地銀で見ると、過年度における信用リスクのミスプライシングである実現信用コスト自体にも格差があったことに加え、その損失をカバーする預貸利鞘にも大きなばらつきがある。地銀・第二地銀の間のリレーションシップ・バンキングの機能を活用する能力格差を理解するためには、こうしたばらつきがどのようなもので、また何に起因するのかを分析する必要がある。

本章では、地銀・第二地銀の利鞘の分析を行う。地域金融機関の破綻が多かった 1999 年度から、このリレーションシップ・バンキングの機能強化についての報告(アクション・プログラム)が発表されて1年後、すなわち 2003 年度までのわが国の地銀・第二地銀の預貸金利鞘を分析の対象とする。この時期、不良債権処理費用を上回る業務純益を上げている地銀・第二地銀がある一方、不良債権処理費用がかさんで赤字を計上する地銀・第二地銀もあり、預貸利鞘ならびに信用コストには銀行間のばらつきがある。そこで地銀・第二地銀のパネルデータを用いて預貸利鞘のモデルを推計し、各行の預貸利鞘を形成する個別要因を考察する。

3.2 モデルの定式化

3.2.1 基本モデルと被説明変数

基本モデルとして Dealership Model を用いる。これは Ho and Saunders(1981)が先駆的に用いて、Allen(1988)や Angbazo(1997)で発展していった手法である。実証研究としては、Angbazo(1997)や Saunders and Schumacher(2000)がある。

同モデルでは、銀行は市場においてリスク回避的に、預金と貸出金を媒介する dealer として行動することを仮定する。信用リスクや金利リスクの変動によって、dealer としての銀行が直面する保有ポートフォリオのリスクが変化する。銀行は貸出金ならびに現金と預金との差額である期末の純資産額の期待効用を最大化させるべく、預貸利鞘を期首に設定する。この期待効用を最大化させる預貸利鞘は以下のように表される(APPENDIX 参

照)。

$$S' = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) + \frac{R_a}{2} \left[\left(Q + 2L_0\right) \sigma_L^2 + 2Q \sigma_C^2 + 2\left(C_0 - Q\right) \sigma_{CL} \right]$$

ここで、 α/β はリスク中立的な spread である。 α ならびに β は預貸取引が発生する確率変数 λ のパラメータであるので、 α/β は預貸金市場における競争圧力であると考えることもできる。 $R_s = \frac{U'(\overline{w})}{^2U'(\overline{w})}$ は相対的リスク回避度(Wは期末純資産額)である。リスクを

示す変数としては、分散値として σ_c^2 が信用リスク、 σ_L^2 が流動性リスクを示し、 σ_c^2 が両者の交差積すなわち共分散を示している。これらにQ(預貸金需要)、 L_0 (期初貸出金残高)、 C_0 (期初現金残高)が組み合わさった多項式となっている。当研究では、Angbazo(1997)と同様に、2種類の分散ならびに共分散の部分に代理変数を置いて、預貸利鞘の成立要因を分析する。それらの代理変数をあてはめた Dealership Model を理論上の Pure Spread を説明するベース部分として、わが国における地銀・第二地銀がリスク変数に応じてどのように利鞘を設定するかの分析に用いる。

Angbazo(1997)は、被説明変数を総資金利輔とし、Dealership Model との差異を埋めるために複数の財務変数を説明変数に加えている。当研究では、 α/β 、Q、Lo、Co、R。に代理変数をあてはめず、後述する Fixed Effect にこれらの変数ならびに係数を含めさせるように意図している。また、預貸利輔(以下、LDM と略)ならびに実現信用コスト控除後預貸利輔(以下 NetLDM と略)という 2 通りの被説明変数をとるモデルを設定し、前者をモデル I、後者をモデル II とする。さらに被説明変数を LDM とし、左辺の説明変数に実現信用コスト比率(以下 RCC と略)を加えたモデル式をモデルIIIとする。モデルIIIは事後的に発生した信用コストが預貸利輔にどれほど織り込まれているのかを調べるために用いる。いずれのモデルにおいても、上記の基本部分だけでは不十分であると考えられるので、3.4 節以降に記す説明変数をモデル式に加えていく。

3.2.2 データ

実証分析において、1999~2003 年度の5期における、地銀延べ 64 行、第二地銀延べ 57 行の計 121 行のパネルデータを用いる。対象期間中に破綻や合併などにより一部の地銀・第二地銀が消滅しているため、アンバランスド・パネルデータとしている。数値は全国銀行協会による『全国銀行財務諸表分析』や、各行のディスクロージャ誌からとった。Pure Spread のモデルだけでは説明しきれない要素もあると考えられるので、各行の財務状況、都道府県の経済状況、資本構成の変化に関するダミー変数をコントロール変数としてモデル式に加えている。

3.2.3 説明変数-Pure Spread 部分

上記の Pure Spread を導くモデル式において、信用リスク、流動性リスク、そして共分散を説明変数として考える。信用リスクの代理変数として不良債権比率(NPL)、市場金利リスクの代理変数として短期資産比率(SHORT)を用いる。

不良債権比率(NPL)は、リスク管理債権ベースの不良債権比率を用いた。なお、不良債権比率(NPL)には内生性が確認されたので、不良債権比率1期ラグ(NPLLAG)を操作変数としてパネル分析を行う。

短期資産比率(SHORT)は、分母を資本の平均残高として、分子をコールローン、商品有価証券、期限1年未満貸出金、期限1年未満有価証券のそれぞれの期における平均残高の和から、コールマネーならびに当座借越残高の平均残高の和を控除したものを用いる。短期資産比率(SHORT)はパーセンテージではなくレシオとして表している。これらの2変数は分散と考えるので、それぞれの値を2乗したものを用いている。

不良債権比率と短期資産比率の交差積(NPL*SHORT)は、上記の説明変数ならびに操作変数の値から求められる共分散である。

3.2.4 説明変数-財務安定性

分析対象期間とする 1999~2003 年度においては、地銀・第二地銀の多くは不良債権処理が経営課題となっていた。したがって、各行の財務基盤の安定性を示す指標は利鞘の説明変数になりうると考えられる。

財務指標としては、リスク債権引当率(ALLOWANCE)と繰延税金資産比率 (REFERRED) を用いた。不良債権に対してどれだけの比率で引き当てているか、繰延税金資産によって毀損した資本をかさ上げしていないかを示す変数を採用した。

3.2.5 説明変数一都道府県経済状況

地銀・第二地銀の預貸行動は地域の経済状況の影響を受けるので、それぞれの本店所在 地がある都道府県ごとに経済変数をとり、利鞘への影響を考えてみた。

都道府県地価調査に基づく商業地公示地価(LAND)、東京商工リサーチによる都道府県別の企業倒産件数(BANKRUPTCY)、全国信用保証協会による信用保証債務残高(GUARANTEE)を採用し、それぞれの原データの対数値を採用している。

地銀・第二地銀の融資において中小企業向け融資比率は高く、情報の非対称性の軽減という意味で担保とする地価の変化の影響は大きい。企業の倒産件数は地域の信用コストに直接的に影響を及ぼす。信用保証制度も企業の信用を高めることで地域における貸出を促進する効果があると考えられる。

3.2.6 説明変数一資本構成の変化に関するダミー変数

1999~2003 年度の分析対象期間において、一部の地銀・第二地銀に合併などの再編、早期健全化法に基づいた一部の金融機関への予防的な公的資金注入、金融再生法に基づく破綻処理とその後の外資への売却などの動きが見られた。

これらの事象の影響をコントロールするため、それらの事象が発生した以降の期の値を 1、それ以外の値を 0 とする 3 通りのダミー変数を用いた。合併のダミー変数 (MADUMMY)、資本構成変化ダミー (RECAPDUMMY)、外資ダミー

(FOREIGNCAPDUMMY) である。

合併ダミー(MADUMMY)では合併当事者である地銀・第二地銀の合併が実現した期の翌期以降の値を1とした。資本構成変化ダミー(RECAPDUMMY)では早期健全化法を受けて予防的に優先株の形で公的資金注入を受けた地銀・第二地銀、または他の金融グループの増資を受けて傘下となった地銀・第二地銀の、それらの事象が発生した期の翌期以降の値を1とした。外資ダミー(FOREIGNCAPDUMMY)は、幸福銀行ならびに東京相和銀行の破綻処理後に外資が受け皿となり営業譲渡された、関西さわやか銀行(現関西アーバン銀行)ならびに東京スター銀行を対象としたダミー変数である。両行とも外資への譲渡前に預金保険機構による資金援助¹⁰⁾によって財務内容が改善しているため、他の地銀・第二地銀と区別する必要がある。

以上の被説明変数、説明変数は図表-3のデータの記述統計量にまとめている。

3.3 推計結果

3.3.1 推計結果ならびにパネル分析の検定

モデル I (被説明変数 LDM)、モデル II (被説明変数 Net LDM) ならびにモデル III (被説明変数 LDM) の 3 通りのモデルでの推計結果をそれぞれ図表 -4 に示している。

なお、被説明変数を実現信用コスト控除後 NetLDM としたモデルIIは、実現信用コストが増大する一方、預貸利鞘 (LDM)を容易に拡大できない状況の中での収益構造を説明するモデルである。将来に発生する実現信用コストを見越したうえで設定された預貸利鞘と実現信用コスト比率との差ではないので留意する必要がある。

図表 - 4 の各モデルの最下段に記している Wu-Hausman 検定によって示されるとおり、 Random Effect Model は I ~IIIのいずれのモデルにおいても棄却された。またいずれのモ

¹⁰⁾ 資金援助とは破綻金融機関の処理に際して、受け皿金融機関への営業譲渡や合併が円滑にいくように、預金保険機構が行うもので、受け皿銀行に引き渡すのにふさわしくない不良資産の「資産買取り」と、破綻金融機関の債務超過の穴埋め分を受け皿金融機関に贈与する「金銭贈与」がある。1999年5月に破綻した幸福銀行に対しては、2001年2月に6,560億円の資金援助が、1999年6月に破綻した東京相和銀行に対しては、2001年6月に8,089億円の資金援助がなされている。

デルにおいても、F検定から一元配置 Fixed Effect Model が支持されている。

F検定は2通り行っている。1つはPooled OLS と一元配置ならびに二元配置とのF検定(F値を F_1 とする)であり、もう一方は一元配置と二元配置とのF検定(F値を F_2 とする)である。F値はそれぞれ下記のような式で表される。

$$F_1 = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - K)}, \qquad F_2 = \frac{(RRSS - URSS)/(T-1)}{URSS/\{(N-1)(T-1) - k\}}$$

ここで、RRSS は制約のあるモデルの残差平方和、URSS は制約のないモデルの残差の 平方和である。Nはサンプル数、Tは期間の数、kは説明変数の数である。

3.3.2 推計された係数の分析

モデルIIIにおける実現信用コスト比率(RCC)の係数は、0.013 と正の係数が推計されたが、t値は1.75 と低く、かろうじて10%水準で有意であった。分析対象時期における地銀・第二地銀を全般的に見た場合、過年度の信用リスクのミスプライシングによって発生した実現信用コスト比率(RCC)が、預貸利鞘(LDM)にある程度織り込まれているとはいえるが、低いt値から強く支持されるものではない。また、推計された係数も0.013と1に比べてかなり小さいことから、信用コストの増大を見越しての貸出金利の十分な引き上げは困難であり、金利平準化や信用割当による量的調整がかなり働いたと考えられる。

Pure Spread 部分の説明変数について、推計された係数を見ると、不良債権比率 (NPL) の係数はモデル I で 0.003、モデル II で 0.033 といずれも有意な正の数値となっている。 流動性リスクについても、短期資産比率 (SHORT) の係数はモデル I で 0.005、モデル II で 0.085 といずれも有意な正の数値であった。

財務安定性に関する説明変数の係数を見ると、リスク債権引当率(ALLOWANCE)の係数は、モデルIでは有意ではなく、モデルIIでは有意な負の数値となっている。繰延税金資産比率(REFERRED)の係数は両モデルとも有意ではなかった。

都道府県の経済状況に関する説明変数の係数を見ると、モデルⅠ、モデルⅡでは商業地

公示地価(LAND)の係数がいずれも有意な正、モデルⅡにおいては企業倒産件数(BANKRUPTCY)の係数も有意な負の数値が推計されている。信用保証債務残高(GUARANTEE)の係数は、いずれのモデルにおいても有意ではなかった。地価はすべての都道府県で下落基調にある中で、下げ幅が縮小するほど、地元の地銀・第二地銀の貸出を増やす能力が高まる可能性があることを示している。モデルⅠの商業地公示地価(LAND)についての係数が 0.108 であるのに対して、実現信用コストを反映したモデルⅡの同係数は 1.103 と大きい。企業倒産件数(BANKRUPTCY)については、モデルⅡのみー0.543 と有意な負の係数となったが、これは地元で倒産が増えるとリスクをとって貸出を増やすことができにくくなることが示されている。

資本構成の変化に関するダミー変数の係数を見ると、有意な係数が推計されたのはモデルIIのみであった。合併ダミー(MADUMMY)、資本構成変化ダミー(RECAPDUMMY)のいずれも有意な負の係数が推計されているが、これは金融再編や予防的な公的資金注入を経た地銀・第二地銀は、そうでない銀行に比べて実現信用コストの負担が大きいことを示している。特に合併ダミー(MADUMMY)はモデルIでは有意ではないが 0.102 と正の係数が推計されているのに対し、モデルIIではー1.895 と負の数値であり絶対値も大きくなっている。合併によって財務状態を改善しようとする地銀・第二地銀は、もともと不良債権比率が高い傾向にあることが理由として考えられる。資本構成変化ダミー(RECAPDUMMY)についても、同様のことがいえよう。

外資ダミー (FOREIGNCAPDUMMY) については、いずれも有意ではないものの、モデルIで 0.155、モデルIIで 0.443 といずれも正の係数が推計された。この変数を採用することで、関西さわやか銀行ならびに東京スター銀行の特殊要因をコントロールすることができたと考えられる。

3.3.3 Fixed Effect 一固定効果

最近の計量ソフトでは、パネル分析による Fixed Effect Model をダミー変数最小自乗法

(Least Squares Dummy Variables Model) によって計算している。このモデルでは、クロスセクションで用いるN(地銀・第二地銀数)のすべてのダミー変数をモデル式に反映させたことと同じになる。すなわち、これらのダミー変数につく係数は、利鞘を決定する、個々の地銀・第二地銀の固定効果であると考えることができる。そこで、地銀・第二地銀が負う信用リスク、金利リスク、銀行の財務変数、都道府県の経済状況を表す変数、資本構成の変化に関するダミー変数を、コントロール変数とし、これらの変数で説明しきれない、個々の地銀・第二地銀の預貸利鞘を決定する要因が Fixed Effect に反映されていると考える。また、モデル I 〜IIIのベースとなった Dealership Model の切片は、リスク中立的なスプレッドであり、預貸市場で取引が成立するための競争圧力であると考えられることから、モデル I 〜IIIの Fixed Effect も市場の競争圧力の部分を強く反映していると考えられる。これらの Fixed Effect を分析することで、地銀・第二地銀間での利鞘のばらつきの要因を考察することができよう。11)

パネル分析で対象とした延べ 121 行の地銀・第二地銀ごとに Fixed Effect を求め、上位と下位 10 行のそれぞれの Fixed Effect を並べたものが図表 - 5 ならびに図表 - 6 である。モデル I の預貸利鞘を決定する Fixed Effect が最大なのは東京スター銀行だが、上位に茨城県や九州・沖縄地域を地元とする地銀・第二地銀が多いことがわかる。一方、モデル II の実現信用コスト控除後預貸利鞘を決定する Fixed Effect では、大阪府、茨城県、北海道を地元とする地銀・第二地銀が上位を占めた。 12)

これらの点を確認するため、図表 - 7ならびに図表 - 8では、モデルⅠ、モデルⅡから

 $^{^{11)}}$ 当論文は、第4節でのモデル式推計後に Fixed Effect を抽出したうえで、第5節でその Fixed Effect と地元の市場構造ならびに地元での地銀・第二地銀の活動を表す指標との相関を分析する 2 段階の手法を とっている。これは Dealership Model において、Fixed Effect が市場の競争圧力を強く反映したリスク中立部分ならびに代理変数を立てなかった部分であるという前提から、市場の競争圧力に関する相関分析を分離する意図による。

¹²⁾ また図表-6のモデルIIから求められたFixed Effect のランキングには、合併(近畿大阪、関東つくば)や経営統合(札幌)といった再編を経た地銀・第二地銀が上位に入っている。これらの再編に踏み切った地銀・第二地銀には、財務体質の悪化を単独の経営で乗り切れなくなったところもある。モデルIIから求められたFixed Effect が高く、分析対象期間(1999~2003 年度)中は実現信用コストをより合理的に預貸利鞘に織り込んでいる地銀・第二地銀にも、分析対象期間以前から経営体力に比して多額の信用コストがかさんだことで、財務状態がすでに悪化している地銀・第二地銀もある。

求められた Fixed Effect の総資産加重平均値ならびに単純平均値を、それぞれ都道府県別ならびに地域別にして総資産加重平均値の順に並べ替えた。その結果、モデル I から求められた Fixed Effect の平均値を並べた図表-7 からは、九州・沖縄地域ならびに四国地域が、モデル I から求められた Fixed Effect の平均値を並べた図表-8 からは、北海道を筆頭として大阪府や東京都など大都市のある都道府県が上位にあることが確認された。 13

業態別に考えると、地銀の Fixed Effect の総資産残高加重平均値はモデル I で -0.260、モデル II で -0.189 であるのに対し、第二地銀の同値はそれぞれ 0.052、0.187 となっており、地銀と第二地銀の間の Fixed Effect の平均値の格差は、モデル II (0.376) の方がモデル I (0.312) よりも大きくなっている。また標準偏差を求めると、地銀の Fixed Effect はモデル I で 0.271、モデル II で 0.778 であるのに対し、第二地銀の同値はそれぞれ 0.348、1.296 となっており、Fixed Effect のばらつきは、地銀・第二地銀のいずれの業態においてもモデル II の方が、モデル I、II のいずれにおいても第二地銀の方が、それぞれ大きくなっていることがわかる。

3.4 地域別の Fixed Effect 一固定効果分析

3.4.1 Fixed Effect と市場構造ならびに競争状況

3.3.3 で示したような傾向が表れた背景を考察してみよう。モデル I から求められた Fixed Effect からは九州・沖縄や四国を地元とする地銀・第二地銀の LDM (預貸利鞘) が、モデル II から求められた Fixed Effect からは、北海道や、茨城県、それに大都市のある都 道府県に本店を置いている地銀・第二地銀の NetLDM が、高くなる傾向にあることがわかった。これらはそれぞれの地域の固有の要因によるものなのだろうか。

 $^{^{13)}}$ 図表 $^{-6}$ では茨城県を地元とする3銀行(関東つくば銀行、つくば銀行、茨城銀行)が上位 10 行に入っていたが、図表 $^{-8}$ の都道府県別ランキングでは茨城県は7位となっている。これは茨城県の地銀・第二地銀が、資金量規模の大きい常陽銀行と、規模の小さい関東つくば銀行(関東銀行とつくば銀行が 2003 年4月に合併して発足)、茨城銀行で構成されているからである。常陽銀行のモデル 11 から求められた 11 Fixed Effect は $^{-0}$.025 と平均値 (0.002) を下回っており、茨城県の同総資産加重平均値を引き下げた。 なお、同単純平均値では茨城県は第2位である。同様のことはモデル 11 でも起こっている(単純平均値で都道府県4位に対して総資産加重平均値では 21 0。 茨城県の下位3行(現在は2行)の Fixed Effect が上位を占めた理由については脚注 17 0で後述する。

2.3.4 で述べたように、Berger, Rosen and Udell(2007)は、地元の預金市場でのシェアが高いほど、銀行の融資枠(Line of Credit)を用いた契約の貸出金利は低くなることを指摘している。つまり、規模の大きな銀行が支配的である市場では、貸出金利が低くなり、規模の小さな銀行が支配的である市場では、逆に貸出金利が高いということである。このことがわが国の状況にもあてはまれば、Fixed Effect のばらつきは単なる地銀・第二地銀の固有要因だけではなく、市場構造による影響もあると考えられる。

そこで、各地銀・第二地銀の地元での預貸率、地元での貸出金ならびに預貸金の全体の 残高に占める比率、地元での預貸金シェアとの相関を分析する。

その前に 1999~2003 年度の研究対象期間における、わが国の地銀・第二地銀を経路とする間接金融の資金の流れを確認してみる。地銀・第二地銀の都道府県別預貸率は、2001年度の数値が 200%を超えるなど東京都が突出している。東京都ほどではないが、大阪府も平均して 110%近くで推移している。一方で全国の同比率の平均値は 60%前後である。東京都や大阪府のほか、大都市のある愛知県、福岡県、兵庫県や首都圏の都道府県も同比率は平均を上回って推移している。また北海道、沖縄県といった本州からの遠隔地も地元の預貸率が平均に比べて高い。

東京都、大阪府など大都市のある都道府県の高い預貸率は、地方での信用収縮と大都市 部での資金運用の伸長によるものである。また北海道や沖縄県の同比率の高さについては、 地元の金融機関の地域特化が理由として考えられる。

大都市を地元とする地銀・第二地銀は、地元での融資のスタンスが他の地方の地銀・第二地銀と異なっている。地方で集められた預金が貸出金として都市部に流入するうえ、都銀の支店との競合が激しくなると考えられるからである。北海道や沖縄県の地銀・第二地銀も地元の金融機関が地元での貸出に特化している傾向が強いが、北海道には札幌があり、都銀との競合も激しい。一方、他の地方の地銀・第二地銀は地元での資金運用難から、東京をはじめとした大都市での貸出を増やそうとする傾向にあると考えられる。

3.4.2 地元の市場構造と利鞘のFixed Effect

そうした資金の流れを念頭に置いて、この節では地元とする都道府県内の市場構造と Fixed Effect との関係を分析する。市場構造を示す変数として以下のものを用いる。

まず、各地銀・第二地銀の本店所在地のある都道府県における、都銀、地銀・第二地銀、信金の支店数を地元支店数とする($A\sim C$)。次に、各地銀・第二地銀の本店所在地のある都道府県における、都銀、地銀・第二地銀、信金の貸出金残高シェアならびに預金残高シェアを、それぞれ地元貸出金シェア、地元預金シェアとする ($D\sim I$)。これらはいずれも都道府県ごとの数値であり、分析対象期間($1999\sim2003$ 年度)の平均値を用いている。 $A\sim I$ のそれぞれの変数と、モデル IならびにモデルIIから求められた Fixed Effect との順位相関係数を求める。スピアマンの順位相関係数は図表-9の上部に示すとおりのものとなった。 14)

結果を見ると、支店数(A~C)と Fixed Effect との順位相関係数は、モデル I とモデル II とでは符号が正負で逆になっていることがわかる。モデル I ではいずれの業態においても負の符号であり、モデル II ではいずれの業態においても正の符号となっており、相関の度合いはモデル II の方がすべて強くなっている。どの業態においても、同じ都道府県内での支店の数が増えると、モデル I から求められた Fixed Effect は減少し、モデル II から求められた Fixed Effect は増加する。つまり、都道府県内の競争が激しくなると、モデル I では通常考えられるように LDM が縮小するが、モデル II では NetLDM が拡大している。

貸出金シェアを表す変数 $(D \sim F)$ ならびに預金シェアを表す変数 $(G \sim I)$ と、モデル I から求められた Fixed Effect との順位相関係数は、都銀と信金が有意に負、地銀・第二地

¹⁴⁾ 都道府県別の業態別支店数、貸付金残高、預金残高のデータは、月刊金融ジャーナル増刊号として毎年発行されている『金融マップ』(金融ジャーナル社)の 2000~2005 年版からとった。5.2 節の都道府県別預貸率の数値も同様である。

¹⁵⁾ Kano, Uchida, Udell and Watanabe(2006)はマイクロ・データを用いて、貸出金利や融資のアベラビリティ、担保徴求額の変化を分析しているが、激しい競争下にある地銀第二地銀による財務諸表分析を審査の中心とした融資(同研究ではこの方法を Financial Statement Lending とし、ソフトな情報を判断材料とする Relationship Lending と区分している)は、借入申込者に融資の拒否や減額を求める傾向が高まることを示している。

銀が有意に正となっているのに対し、モデルIIから求められた Fixed Effect との順位相関係数は都銀が有意に正、地銀・第二地銀が有意に負と、都銀と地銀・第二地銀の間では正負で逆の符号となっている。都銀のように業態区分の上で上位である業態がシェアの上で優位である場合には、モデルI から求められた Fixed Effect は減少し、モデルII から求められた Fixed Effect は増加している。一方、業態区分の上で同位である地銀・第二地銀がシェアの上で優位である場合には、モデルI から求められた Fixed Effect は増加し、モデルII から求められた Fixed Effect は増加し、モデルII から求められた Fixed Effect は増加し、モデルII から求められた Fixed Effect は減少している。また地銀・第二地銀よりも下位の業態である信金がシェアの上で優位であれば、モデルII の場合のみ Fixed Effect の減少が見られる。

つまり、各都道府県の市場構造と利鞘の Fixed Effect との相関関係は、モデル I とモデル II とでおおむね逆になっていることがわかる。 D~ I の貸出金残高ならびに預金残高シェアと Fixed Effect との相関関係を考えた場合、モデル I から求められた Fixed Effect との順位相関係数は、Berger, Rosen and Udell(2001)の実証結果があてはまるものになっている。 16) すなわち、規模の大きな業態(都銀)が支配的である市場では、LDM が小さくなるように Fixed Effect が働き、規模の小さな業態(地銀・第二地銀)が支配的である市場では LDM が大きくなるように Fixed Effect が働いている。また、信金が支配的な市場では LDM が小さくなるように Fixed Effect が働いている。一方、モデル II から求められた Fixed Effect との順位相関係数の符号は、モデル I から求められた Fixed Effect との場合の符号と正負でおおむね逆になっており、Berger, Rosen and Udell(2001)の実証結果があてはまらない。

 $^{^{16)}}$ Berger, Rosen and Udell(2001)は、同(2007)の基となった Working Paper で、同(2007)より 細かく説明変数を区分した推計結果を掲載している。説明変数の預金シェア(%)ならびに規模(総資産 残高によるダミー変数)を 4 段階に区分して、貸出金利のリスクプレミアムとの相関をロジスティック・モデルで推計しており、規模の大きい銀行が預金シェアで高い市場ほど、貸出金利のプレミアムが低下することが示されている。ただし、下から 4 段階の区分のうち、下から二番目の規模(総資産 1 億~10 億ドル)の銀行が支配的である市場は、それ以上の規模(総資産 10~100 億ドルならびに 100 億ドル超)の銀行が支配的である市場に比べて推計係数のマイナス値が縮小している。尚、最も小さい規模の区分(総資産 1 億ドル以下)はサンプル数が少ないため、推計式から外されているが、下から二つの区分の銀行の預金シェアが高いテキサス州ミッドランド(44%)と、同シェアが低いペンシルバニア州フィラデルフィア(15%)における貸出金利のリスクプレミアムには 15BP もの差があることが示されている。

3.4.3 地元の活動と利鞘の Fixed Effect

NetLDM は過年度の信用リスクの評価の失敗などによって生じた実現信用コストに影響を受けるが、これは本来の意味でのリレーションシップ・バンキングが機能していなかったことによる経年的な結果であると考えることもできる。第2章でも述べたように、金融審議会(2003)では、わが国の地域金融機関は取引先や地域社会への「過剰なコミットメント」によって、金利水準で正当化しえない信用リスクを負担してきたとしている。

繰り返し述べてきたように、本来のリレーションシップ・バンキングの機能を強化するには、単に長い関係を築くだけではなく、親密な関係からソフトな情報を蓄積し、それらを活用する必要がある。それができれば、エージェンシー・コストを低減し、事前に予想される信用コストをより合理的に預貸利鞘に反映させることが可能になる。

したがって、本来のリレーションシップ・バンキングに基づく地元での活動を示す指標から、地銀・第二地銀の Fixed Effect のばらつきを分析することができると考えられる。例えば、地元での預貸業務の集中度など、地元での活動を通じてソフトな情報を活用する基盤がどれほど確立されているかを示す指標と、モデル I、モデル II から求められた Fixed Effect との順位相関係数を調べることが有効ではないかと考えられる。地銀・第二地銀の地元での活動の度合いが高ければ、地域に密着した業務が可能であり、蓄積されたソフトな情報を活用する可能性が高まると考えられる。そこで以下の変数と Fixed Effect との順位相関係数を求めることにする。

まず、各地銀・第二地銀の地元都道府県における貸出金残高(以下、地元貸出金残高)を、同様の預金残高(以下、地元預金残高)で割った値を地元預貸率とする(J)。次に、地元貸出金残高を各地銀・第二地銀の全貸出金残高で割った値を地元貸出金残高比率(K)、地元預金残高を各地銀・第二地銀の全預金残高で割った値を地元預金残高比率(M)とする。さらに、地元貸出金残高を各都道府県における金融機関の全貸出金残高で割った値を地元貸出金シェア(L)、地元預金残高を各都道府県における金融機関の全預金残高で割った値を

地元預金シェア(N)とする。これらの変数は前節の $A\sim I$ と同様に、いずれも分析対象期間($1999\sim2003$ 年度)の平均値を用いている。それらの変数とモデル I ならびにモデル I から求められた Fixed Effect の値との順位相関係数を、図表-9 の下部にまとめている。

地元預貸率(J)とモデル I ならびにモデル II から求められた Fixed Effect との順位相関係数はいずれも有意に正であり、それぞれ 0.317、0.274 と相関の度合いは「やや弱い」である。これは地元での預貸比率を高めている地銀・第二地銀は、いずれのモデルにおいても利鞘も拡大させているが、被説明変数を LDM とするモデル I の方がその度合いが大きいことを示している。

地元の貸出金残高比率(K)との順位相関係数についても、モデル I ならびにモデル II から求められた Fixed Effect との順位相関係数はいずれも有意に正であり、それぞれ 0.201、 0.262 と相関の度合いは「やや弱い」である。一方、地元の預金残高比率(M)は、双方の Fixed Effect と絶対値で 0.20 未満の無相関であり、有意な係数とならなかった。

地元貸出金シェア(L)ならびに地元預金シェア(N)との順位相関係数については、モデル I から求められた Fixed Effect との順位相関係数はそれぞれ-0.239、-0.278 と有意に負であり、相関の度合いはいずれも「やや弱い」であった。一方、モデル II から求められた Fixed Effect との順位相関係数は、それぞれ-0.435、-0.448 と有意に負であり、相関の度合いはいずれも「やや強い」であった。

地元の活動と Fixed Effect との相関をまとめると、地元預貸率(J)ならびに地元貸出金残高比率(K)の数値で示されるように、地元の預貸率や貸出残高の地元比率が高まるほど、モデル I ならびにモデル II から求められた Fixed Effect は増加する。地元預貸率(J)ではモデル I から求められた Fixed Effect との相関の度合いの方が高いが、地元貸出金残高比率(K)では、モデル II から求められた Fixed Effect との相関の度合いの方が高い。また、地元貸出金シェア(L)ならびに地元預金シェア(N)の数値で示されるように、地元での預貸市場での優位性が高まるほど、モデル I ならびにモデル II から求められた Fixed Effect は減少する。地元貸出金シェア(L)、地元預金シェア(N)とも、モデル II

から求められた Fixed Effect との相関の度合いの方が高い。つまり、地元でのシェアは低いが、貸出残高において地元に集中している地銀・第二地銀ほど LDM ならびに NetLDM が高くなる傾向にある。

大都市のある都道府県を地元とする地銀・第二地銀ならびに北海道の地銀・第二地銀は、モデルIIから求められた NetLDM の Fixed Effect で上位を占めている傾向にあるが、これらの地銀・第二地銀は地元でのシェアは優位ではなく、都銀と競合し、また貸出においては他の地域を地元とする地銀・第二地銀とも競合している。これらの地銀・第二地銀は激しい競争にさらされながらも、地元の都道府県で預貸事業に集中している傾向にある。競合状況と地元での預貸事業への集中が、高い NetLDM を享受することにつながっていると考えられる。

また、モデル I から求められた Fixed Effect についても、一部の順位相関係数がモデル II から求められた Fixed Effect との場合に比べて若干相関が弱いながら、モデル II と同様の傾向が見られた。競合状況と地元での預貸事業への集中が、預貸利鞘(LDM)そのものにも上記と同様の影響を及ぼしていると考えられる。¹⁷)

5.3 節ならびに 5.4 節でまとめた順位相関係数の傾向を一覧表にしたのが図表-10である。

3.5 おわりに

当研究で用いたデータは、銀行の経営指標が中心となっており、取引内容などのマイクロデータではないため、先行研究で最もよく取り上げられている取引の期間(Duration)

¹⁷)脚注 13)で述べた茨城県の下位 3行(関東つくば、つくば、茨城)については、いずれの銀行も県内最大の常陽銀行と異なり、地元預貸率が高く、預貸残高の地元比率も高いが、預貸残高の地元シェアは低い。 $1999\sim2003$ 年度の預貸率、地元貸出金残高比率、地元貸出金シェアの平均値をそれぞれ順に並べると、常陽が 55.3%、67.3%、41.1%であるのに対し、関東つくば 75.8%、93.6%、9.0%、つくば 68.9%、83.3%、2.80%、茨城 74.7%、82.7%、6.7%であった。それぞれの地銀・第二地銀の全国平均値は 69.3%、77.1%、19.0%である。このことから、上記 3行のモデルIIから求められた Fixed Effect は大都市のある都道府県や北海道の銀行と同様に高くなる傾向にあるといえる。ただし、モデルI から求めた Fixed Effect と地元の市場構造との相関については、茨城県は都銀の貸出金ならびに預金シェアは全国平均よりも低く、地銀第二地銀ならびに信金の同シェアはいずれも全国平均なみで、Berger, Rosen and Udell (2001), (2007) の知見があてはまるわけではなかった。

を分析対象とはしていない。また、第二章で述べたように、わが国のリレーションシップ・バンキングの機能を分析するには、従来の Duration や Scope といった強度だけでは、物足りないと考えられる。そこで違った観点からの LDM ならびに NetLDM の決定要因を分析してみた。

わが国における 1999 年度から 2003 年度にかけての地銀・第二地銀の利鞘は、実現信用コストの急増に対応しきれない状況にあった。LDM (預貸利鞘)を被説明変数、実現信用コスト比率 (RCC)を説明変数の1つとするモデルⅢを推計すると、実現信用コスト比率 (RCC)の係数は、低い t 値であるため強く支持されえないが、有意な正の数値であったことから、事後的に発生する実現信用コストがある程度預貸利鞘に反映されていたといえる。しかし、推計された係数は 0.013 と 1 から大きく乖離しており、金利の平準化や信用割当による量的調整が働いたと考えられる。

モデル $I \sim$ モデルIIIでは、すべて Fixed Effect Model が支持されたため、各地銀・第二地銀の Fixed Effect を求め、銀行ごとならびに都道府県ごとに比較してみた。この Fixed Effect は、ベースとなった Dealership Model において、リスク中立的なスプレッドであり、市場の競争圧力を示す部分が反映されている。その結果、LDM を被説明変数とするモデル(モデル I)から求めた Fixed Effect は、九州・沖縄ならびに四国地域を地元とする地銀・第二地銀、NetLDM を被説明変数とするモデル(モデル II)から求めた Fixed Effect は北海道や大都市のある都道府県を本拠地とする地銀・第二地銀で高い数値となった。

次にモデルIならびにモデルIIから求められた Fixed Effect と、地元の市場構造を示す数値との順位相関係数を求めたところ、モデルIに関しては、規模の大きな銀行が預金市場で支配的である場合には、貸出金利のプレミアム部分が低くなるとする Berger, Rosen and Udell(2001)の実証結果と整合的だが、モデルIIはまったく逆となった。モデルIIから求められた Fixed Effect についての地銀・第二地銀間のばらつきには、Berger, Rosen and Udell(2001)が指摘する市場構造のほかに何か別のものが働いていると考えられる。

そこで地元での活動を表す指標として、各地銀・第二地銀の、①地元での預貸率、②地

元の残高比率(貸出金ならびに預金)、③地元でのシェア(貸出金ならびに預金)と、モデル I、IIから求められた Fixed Effect とのスピアマンの順位系列相関を求めたところ、モデル I、IIのいずれにおいても、地元での貸出金ならびに預金残高のシェアは低いが、地元での預貸率、貸出金残高の比率が高い地銀・第二地銀の Fixed Effect が高くなる傾向にあることがわかった。この傾向は、地元預貸率ではモデル I の方が強く、地元貸出金残高比率、そして地元での貸出金ならびに預金残高のシェアについては、モデル II の方が強い。 わが国の地銀・第二地銀には、全般的に地元への過剰なコミットメントの結果による信用リスクの過度な負担があったと考えられるが、そうした中でも貸出残高の地元比率の高い地銀・第二地銀は、借り手の信用情報を蓄積し、エージェンシー・コストを低減することができたと考えられる。信用リスクを考慮したうえで地元へのコミットメントを強化し、ソフトな情報を蓄積し活用する本来のリレーションシップ・バンキングの機能を強化することができれば、預貸利鞘(LDM)そのものの拡大と実現信用コストの低減という双方の面から、収益力を拡大させることも可能であると結論づけられる。

4. 地銀の早期事業再生に向けた取組みの初期評価

4.1 はじめに

第2章「リレーションシップ・バンキングに関するレビュー」でも述べたように、2002年 10月に金融庁が発表した「金融再生プログラム」(金融庁(2002))では、大手行に不良債権処理のための数値目標を課したのに対し、金融審議会(2003)は地域金融機関に対して、同様の数値目標を課さず、リレーションシップ・バンキングの機能強化を求めた。金融審議会(2003)を受けて、2003年3月に発表された「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」(以下、APIと略)が発表され、リレーションシップ・バンキングの機能強化のための具体策が示された。APIでは特に中小企業金融の再生と持続可能性の確保が、地域金融機関に求められた。

APIは2003年度、2004年度を実施年度とし、「中小企業金融再生に向けた取組み」と「各金融機関の健全性確保、収益性向上に向けた取組み」に大分される。後者が従来から各金融機関が取り組んできた課題が中心になっているのに対し、前者は中小企業庁が中心となって推進する政策が反映されており、従来の金融行政の流れからは異なった視点からの対応が求められている。このうち注目されるのは、前者の3番目の項目にあたる「早期事業再生に向けた積極的取組み」である。これには以下の具体的な施策が項目として列挙されている。

早期事業再生に向けた積極的取組み

- (1) プリパッケージ型事業再生、私的整理のガイドラインの積極的な活用などの取組 みと「早期事業再生ガイドライン」の趣旨をふまえた事業再生への早期着手
- (2) 地域の中小企業を対象とした企業再生ファンドの組成
- (3) デット・エクイティ・スワップ、DIP ファイナンス等の積極的活用
- (4) RCC (整理回収機構) の「中小企業再生型信託スキーム」等の積極的活用
- (5) 産業再生機構の活用

- (6) 中小企業再生支援協議会の機能の積極的活用
- (7) 中小企業再生支援に関する人材育成のための研修プログラムの集中的実施

このうち、(1)の「早期事業再生ガイドライン」は、企業が早期に事業再生に着手し過剰 債務に陥ることを未然に防止するため、経産省が早期の事業再生に向けた新たな慣行の定 着を目的として、官民において取り組むべき課題を提案したものであり、APIの一月前に 発表された。

(2)の「地域の中小企業を対象とした再生ファンド」(以下、「地域再生ファンド」)は、投資家から資金を集めその資金で金融機関から過剰債務に陥った不振企業向けの債権を買い取り、企業を再生に導くシステムのことである。APIの発表以後、全国の地域金融機関が多くの地域再生ファンドを組成している。

(3)のデット・エクイティ・スワップ (DES) は、例えば過剰債務にある債務者に対して、債権を株式と交換する手法のことである。債務者の財務体質に改善効果がある上に、債権者には将来の資金回収や収益期待が生まれる。劣後債と交換する場合にはデット・デット・スワップ (DDS) と呼ばれる。DIP ファイナンスは元来、米国の Chapter 11 手続きに入った企業(Debtor in Possession)への融資のことを指すが、日本では民事再生法ならびに会社更生法申立後の企業に対する、計画認可決定前までの融資のことである。その後 2005年3月には、2005~2006年度を集中改善期間とした新アクション・プログラムとして「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」(APIIと略)が発表された。第4章では、地銀・第二地銀の貸出供給関数をベースに、地域再生ファンド、DES、DIPファイナンスといった早期事業再生に向けた取組実績の有無をダミー変数とするモデルを推計し、APIの課題への取組と、中小企業向け貸出金残高の増減とどういった相関を示しているかを分析する。対象とする地銀・第二地銀は112行で、APIの実施期間である2003、2004年度の二期を分析の対象期間としてパネル分析を行う。同時期における事業再生に向けた具体的手法の活用は、直接的に中小企業向け貸付金残高に影響を与えるほどの規模を

もつものではないが、早期事業再生に向けた取組みの経験や積極性が融資姿勢に反映されると考える。地域金融機関のリレーションシップ・バンキングの機能強化による初期段階での成果を評価するのが当章の目的である。

4.2 わが国の金融機関と企業再生

4.2.1 不良債権処理と事業再生

「早期事業再生に向けた取組み」で挙げられた諸策は、いずれも従前の追い貸しや不良債権処理の先送りといった、これまでのわが国の不良債権問題を長引かせてきた要因となる慣行から脱するための方策である。日本の銀行の「追い貸し」行動については下記のような分析がある。

細野、櫻川(2002)は、銀行一企業間のソフトな予算制約問題(Soft-budget Constraint Problem)が資金の非効率な配分と不良債権処理の遅れを生じさせ、政府一銀行間のソフトな予算制約問題を助長させたことを指摘している。Dewatripont and Maskin(1995)で議論されていたソフトな予算制約問題は、プラスの純利益が期待できる投資に対する銀行の融資についての問題であったが、邦銀による「追い貸し」行動は、清算が妥当であるような事業にも追加融資をして、不良債権残高を積み上げていたもので、さらに弛緩したソフトな予算制約問題(Soft-budget Constraint Problem)であった。Baba(2001)は、リアル・オプション理論を用いて、不良債権処理に関わる様々な不確実性が、銀行が処理を先送りする誘因となることを論じている。

「追い貸し」は非合理的な追加融資であるが、事業再生は債務者の経営の健全性を安定的に確保されるようにする。例えば、経営不振から企業の存続が危ぶまれるが、収益性のある事業を有しており、一定の有効な金融支援があれば過剰な債務の返済も可能である場合などである。わが国でも企業再生のための法的整備が進み、専門家層が厚くなったことで、事業再生を促す環境が整った。金融機関や事業再生ファンド等が事業再生に取り組めば、倒産コストを生じさせずに社会的に望ましい効率性を実現することが可能になる。藤

原(2006)は、わが国企業の1995年以降の破綻事例をサンプルとして、私的整理が望ま しいにも関わらず実際には倒産した事例が多く、特に比較的規模の小さい企業に関しては、 再生可能であるのに清算が選ばれた事例が多い傾向にあることを実証している。

4.2.2 事業再生ビジネスの経緯

わが国では 1997 年に金融機関の破綻が相次いだ頃から、大手行から外資系投資銀行や 投資ファンドへの不良債権のバルク・セールが始まった。これらのファンドは買い取った 債権を可能な範囲において回収し、担保不動産の売却や債権の転売によって収益を得る。 その間、担保物件の不動産を切り離し、それらの物件を、キャッシュ・フローを生み出す ように改良し、最終的には転売するという不動産ファンドも表れた。バルク・セールは不 良債権処理の促進に一定の役割を果たしたが、過当競争が進んで収益機会が乏しくなると、 撤退が相次いだ。

その後、日本でも 1999 年に RCC(整理回収機構)が設立され、公的機関としてサービサー業務を担った。¹⁸⁾ また、事業再生ファンドと名乗るビジネスも、2002 年に登場した。事業再生ファンドは、不振企業の事業再生によって、長期的に投資リターンを得ることを目的としており、言わば企業買収と不良債権への投資が融合されたビジネスである。事業再生ファンドは、再生対象企業の株式を保有して企業価値を高める場合はエクイティ型、貸付債権のまま保有して再生を図る場合はデット型と大別される。地域金融機関がAPIの下で数多く設立した、地域再生ファンドは後者のビジネス・モデルに依っている。

上述した「金融再生プログラム」でも、「貸出債権のオフバランス化推進」は掲げられており、その具体策としてRCCの活用や企業再生ファンドとの連携強化が挙げられている。 一方、地域金融機関を対象とするAPIでは、地域の企業再生が、「リレーションシップ・

¹⁸⁾ 設立時における RCC による健全金融機関からの不良債権買取業務は、2000 年度末までという時限的なものであったが、法改正により延長され、その後も一連の金融当局による政策プログラムにおいて同業務の活用が促進された。2001 年 10 月に発表された「改革先行プログラム」では、企業再生ビジネスへの参入も認められた。

バンキングの機能強化」という大きな目標に包摂されており、「貸出債権のオフバランス化推進」よりも、地域経済における長期的な事業再生を課題としている。ここにも大手行と地域金融機関に対する政策の二重性が伺える。APIIでも、APIの事業再生への取組みが「依然として不十分」と判断しており、一層の事業再生に向けた積極的な取組み、すなわち具体策である上記の手法の一層の活用が課題として明記されている。

4.3 定式化

4.3.1 被説明変数と説明変数

実証分析の定式化にあたって、被説明変数を 2003 年度ならびに 2004 年度の中小企業向け貸出金残高増加率 (CHUSHOU) ならびに貸出金残高増加率 (LOAN) とし、共通の説明変数を用いた二通りのモデル式をそれぞれモデル I、モデル II とする。両モデル式は貸出供給関数の形をベースとしたパネルデータによるモデル式であり、下記のように示される。

モデル I (モデルⅡ)

CHUSHOU
$$_{ii}(LOAN_{ii}) = \alpha_{0} + \alpha_{1}LOANRATE_{ii} + \alpha_{2}CALLRATE_{ii}$$

$$+ \alpha_{3}NPLLAG_{ii} + \alpha_{4}BISLAG_{ii} + \alpha_{5}LAND_{ii}$$

$$+ \alpha_{6}FUNDDIPDES_{ii} + \alpha_{7}FUND_{ii} + \alpha_{8}DIPDES_{ii}$$

$$+ \alpha_{9}SHIEN_{ii} + \alpha_{10}JISSEKI_{ii}$$

添字の i (i = 1, 2, …112) は 112 行の地銀各行、t (t = 1, 2) は 1 期 (2003 年度) あるいは 2 期 (2004 年度) をそれぞれ指し示している。

説明変数として貸出金利回り(LOANRATE)ならびにコール・レート利回り (CALLRATE)を用いた。これらに加え、リスク管理債権額から引当金額を控除して調整した1期前の不良債権比率 (NPLLAG)と、1期前の自己資本比率 (BISLAG)、そして地元経済状況の影響もあると考え、都道府県別の地価の対数値 (LAND) も説明変

数として用いた。

さらに早期事業再生に向けた取組みのダミー変数も加えるが、ここでは、地域再生ファンド、DIP、DES (DDS) の実績の有無をダミー変数とする。DIP、DES (DDS) のいずれか一方のみの実績のある銀行の数が少ないため、DIP または DES (DDS) の実績のある銀行を1とするダミー変数を求め、その中で再生ファンドの実績がない銀行を1とするダミー変数を DIPDES とする。逆に地域再生ファンド組成のみの銀行を1とする実績ダミーは FUND とする。双方のダミーの積、すなわち双方とも実績がある銀行を1とするダミー変数を FUNDDIPDES と表す。

これらのダミー変数は、地銀第二地銀 112 行が AP I の期間中半期ごとに公表した「リレーションシップバンキングの機能強化計画の進捗状況」の表に拠っている。 尚、地域再生ファンドに関するダミー変数については、ファンドの設定が AP I の初年度であった場合、次年度もファンドへの関与が必然となるので、無条件に次年度のダミー変数の値も1としている。 19) 一方、DIP または DES(DDS)については、年度ごとの実施の有無で区分している。

「リレーションシップバンキングの機能強化計画の進捗状況」には、「経営改善支援の 取組み実績」が付されており、地域金融機関が経営改善支援の対象とした貸出先のうち、 債務者区分が改善した貸出先の数とその比率が記載されている。モデル式には、経営改 善支援の対象とした貸出先の全体の数に占める割合を支援対象債務者比率(SHIEN)、 債務者区分が改善した貸出先の比率を債務者区分改善比率(JISSEKI)とし、説明変数 として用いた。

4.3.2 グループ化

¹⁹⁾ APIの1年目である 2003 年度にファンドを設定した銀行は 33 行、2年目の 2004 年度にファンドを設定した銀行は 38 行だった。 2年の間にファンドを設定した 71 行を、1 年目に設定した銀行と 2年目に設定した銀行にグループ化し、Chow 検定をかけたところ有意なパラメータの構造変化はみられなかった。それぞれのグループのデータを用いて、モデルI、II で推計してみたが、いずれのグループ、いずれのモデルにおいても、早期事業再生に向けた取組みについてのダミー変数に関して有意な係数は得られなかった。

上記の定式化で地銀第二地銀 112 行のデータのパネル分析を行うが、次にこの 112 行をクロスセクションでグループ化した上で、同様の推計によって、中小企業向け貸出金残高を拡大させている地銀・第二地銀の特性を探る。

本章では、地銀・第二地銀の総資産残高や株価などの基本属性の他、本店所在地のある地元都道府県における貸出金残高シェア、預貸率、貸出業務の集中度など、地元における活動を重視することにし、以下の属性によるグループ化を試みた。

①地銀と第二地銀、②API期間中の平均株価の高低、③総資産規模の大小、④地元貸出金残高の地元都道府県における地銀第二地銀内での順位(一位と二位以下)、⑤地元都道府県における銀行支店の都銀比率の高低、⑥地元都道府県での預貸率の高低、⑦地元貸出金残高の総貸出金残高に占める比率の高低、⑧地元貸出金残高の地元でのシェア(全業態)の高低²⁰である。

これらの属性に基づいたグループ化による推計結果を、Chow 検定にかけてパラメータの構造的な変化があるかを調べた。Chow 検定も説明変数全体ではなく、ダミー変数部分のみの Chow 検定も行ってみた。その結果、④、⑥、⑦の属性に基づくグループ化を採用することとした。それぞれ「グループ化1」、「グループ化2」、「グループ化3」とする。

以上の被説明変数ならびに説明変数の数値については、これら3通りのグループ化も 施した上で、図表-11で記述統計量として一覧表にしている。

4.4 全体の推計結果

図表-12ならびに図表-13で示すように、サンプル全体のパネル分析においては、 F検定ならびに Wu-Hausman 検定の結果から、モデル I は一元配置の Random Effect

 $^{^{20)}}$ これらのグループ化のうち地元都道府県内での貸出金残高、預金残高のデータについては、金融ジャーナル社の『金融マップ』 2005、2006 年版からデータをとった。また、これらのグループ化のうち、①、④、⑤を除くすべては上位 50%と下位 50%に区分した。⑤の都銀比率については上位 25%と下位 75% で区分した。

Model、モデルⅡは Pooled OLS を採用している。

説明変数のうち、貸出金利回り(LOANRATE)の係数はモデルIで8.13、モデルIIで4.62といずれも有意な正の数が推計されており、右上がりの貸出供給曲線が示されている。一方、コール・ローン利回り(CALLRATE)は両モデルとも有意な係数は推計されなかった。実質不良債権比率ラグ(NPLLAG)の係数も、両モデルとも有意な係数は推計されなかったが、自己資本比率ラグ(BISLAG)は、モデルIで有意な正の数が推計されており、地銀・第二地銀の自己資本比率が改善すると中小企業向けの貸出残高が増加する傾向にあることが確認された。都道府県の商業地地価(LAND)の係数は、モデルIで2.45、モデルIIで2.30と有意な正の数が推計された。景気の回復とともに地価が下げ止まると、地銀・第二地銀の貸出金残高の増加にプラスの影響となることを示す予想通りの推計結果である。支援対象債務者比率(SHIEN)や債務者区分改善比率(JISSEKI)は両モデルとも有意な係数が推計されなかった。

早期事業再生に向けた取組についてのダミー変数については、両モデルとも、再生ファンドならびに DIP または DES の活用実績がある場合を 1 とするダミー変数 (FUNDDIPDES) だけが、モデル I で 5.75、モデル I で 3.86 と有意な係数が推計されている。

4.5 グループ化による推計結果

4.5.1 地元一番手行対地元の二番手以下の銀行(グループ化1)

「グループ化1」では、サンプルを地元都道府県内の貸出残高シェアによる都道府県内順位の一番手と二番手以下に区分している。Chow 検定にかけたところ、説明変数のパラメータでグループ間の構造的な変化が確認された。サンプル数は前者 47 行に対して、後者は 65 行である。パネル分析にあたって、モデル I では、地元一番手のグループに一元配置の Random Effect Model を、地元二番手以下のグループに一元配置の Fixed Effect Model を採用している。モデル II では、両グループともに Pooled OLS を採用している。

地元一番手行のグループでは、両モデルとも、貸出金利回り(LOANRATE)の係数が有意ではなかったが、実質不良債権比率ラグ(NPLLAG)ならびに自己資本比率ラグ (BISLAG)の係数が有意となった。特に実質不良債権比率ラグ(NPLLAG)の係数はモデル I で-1.33、モデルI で-0.77 と、いずれも負の値が推計されている。

一方、地元二番手以下のグループでは、モデル I の貸出金利回り(LOANRATE)の係数が 33.97 と有意な正の数値となり、貸出供給曲線の本来の形状通りだが、急な傾きの曲線となった。サンプル全体での推計値 8.13 と比べても高い。また、自己資本比率ラグ (BISLAG) の係数も 7.12 と弾力性の高いものとなった。モデル II では、地価 (LAND) の係数が 3.38 となりサンプル全体の推計値 2.30 を上回った。地元二番手以下のグループ においては、貸出金利と自己資本比率が中小企業向け貸出に、地価が全体の貸出に影響を 及ぼしていることがわかる。

次に早期事業再生に向けた取組についてのダミー変数については、モデル別に係数を比較してみる。モデルIにおいては、地元一番手行のグループでは、DIP または DES のみ (DIPDES) の係数が有意な負の数 (-2.39) となっている。一方、地元二番手以下のグループでは、再生ファンドかつ DIP または DES (FUNDDIPDES) の係数が有意な正の数 (11.16) となっており、サンプル全体の推計値 5.75 を大きく上回っている。一方、モデルIIにおいては、地元一番手行のグループでは、3つのダミー変数の係数がそれぞれー1.69、-2.32、-2.51 といずれも有意に負となっているが、地元二番手以下のグループでは、再生ファンドかつ DIP または DES (FUNDDIPDES) の係数のみが有意な正の数 (8.93) となっている。

これらのことから、いずれのモデルにおいても、地元二番手以下のグループの早期事業 再生の取組実績が、中小企業向け貸出ならびに全体の貸出の拡大に大きくプラスに寄与し ていると考えられる。特にモデル II においては、その弾力性の差異が顕著であり、地元二 番手以下のグループの早期事業再生の取組は、中小企業向けだけではなく貸出残高全体の 伸びに寄与していると考えられる。 支援対象債務者比率 (SHIEN) は、両モデルとも地元二番手以下のグループで有意な負の係数が推計された。支援の対象とする債務者の数が多いと、中小企業向け貸出残高が減少する傾向にあることを示している。債務者区分改善比率 (JISSEKI) では、モデル I では地元一番手のグループで有意に正な係数 (0.11) が、地元二番手以下のグループで有意な負の係数 (-0.42) が推計された。一方、モデル II では地元一番手のグループで有意な正の係数 (0.08) が推計された。銀行がどの債務者を支援対象とするかで債務者区分の改善実績は変化するために、単純に比較はできないが、地元一番手のグループでは、対象に指定した債務者区分の改善が貸出残高の増加に対してわずかにプラスに働いている一方で、地元二番手以下のグループでは、中小企業向け貸出の増加のみに対してわずかにプラスに働いていると考えられる。

4.5.2 地元での貸出金残高の比率が高い銀行対低い銀行(グループ化2)

「グループ化2」では、全体の貸出金残高に占める地元での貸出金残高が高い銀行と低い銀行とを区分している。銀行数は前者 57 行に対して、後者は 55 行である。本来の変数全体での Chow 検定では、グループ間のパラメータの構造的な変化が確認されなかったが、ダミー変数のみを Chow 検定にかけてみると、グループ間での変化が確認された。二種類のF検定ならびに Wu・Hausman 検定の結果から、モデル I では、地元貸付金残高比率の高いグループに一元配置の Random Effect Model を、同比率の低いグループに Pooled OLS を採用している。モデルⅡでは、両グループともに Pooled OLS を採用している。

モデル I、モデル II の双方において、同比率の高いグループでは、貸出金利回り (LOANRATE)に有意な正の係数が推計され、それぞれ 13.02、6.65 と高い弾力性を示した。また実質不良債権比率ラグ(NPLLAG)の係数は、モデル I においてのみ有意な負の値が推計された。不良債権比率は中小企業向け貸出金残高の伸び率に負の影響を及ぼしていることが分かる。一方、同比率の低いグループでは、モデル I においてのみ、地価(LAND)の係数が 3.09 と、有意な正の数が推計されており、地元の地価上昇は、中小企業向け貸出金

残高の増加要因であることが分かる。

早期事業再生に向けた取組についてのダミー変数については、両モデルとも、同比率の高いグループでは、再生ファンドかつ DIP または DES(FUNDDIPDES)の係数は、有意な正の数(モデル I、IIでそれぞれ 10.30、6.99)が推計されており、サンプル全体で推計された同係数の値(5.75、3.86)を大きく上回っている。モデル I においては同比率の高いグループは、DIP または DES のみ(DIPDES)の係数も有意な正の数(0.55)が推計されており、DIP や DES といった早期事業再生に向けた取組が、中小企業向け貸出残高ならびに貸出残高全体の増加にわずかながらプラスの影響を及ぼしていることが分かる。一方、同比率の低いグループでは、両モデルとも、再生ファンドのみのダミー変数(FUND)の係数が 1%水準で有意な正の数値(5.11、4.90)となっているが、同比率の高いグループにおける再生ファンドかつ DIP または DES(FUNDDIPDES)ほどの高い弾力性を示していない。

4.5.3 地元での預貸率の高い銀行対低い銀行(グループ化3)

「グループ化3」では、地元の預貸残高から求めた預貸率が高い銀行と低い銀行とを区分している。銀行数は両グループともに 56 行である。Chow 検定では、グループ間でのパラメータの構造的な変化が確認された。モデル I では、預貸率の高いグループに一元配置の Fixed Effect Model を、同比率の低いグループに Pooled OLS を採用している。モデル II では、同比率が高いグループに Pooled OLS を、同比率が低いグループに一元配置の Random Effect Model を採用している。

モデル I において、同比率の高いグループでは、貸出金利回り (LOANRATE) に有意な正の係数が推計され、32.99 と高い弾力性を示した。また実質不良債権比率ラグ (NPLLAG) の係数は、モデル I においてのみ有意な負の値であった。一方、同比率の低いグループでは、モデル I 、モデル II の双方で、貸出金利回り (LOANRATE) に有意な正の係数が推計されたが、それぞれ 2.79、2.24 と、サンプル全体の推計値 (8.13、4.62) と比べて弾力性

は高くない。また両モデルとも、実質不良債権比率ラグ(NPLLAG)で負、自己資本比率ラグ(BISLAG)と地価(LAND)で有意な正の係数がそれぞれ推計されている。

早期事業再生に向けた取組についてのダミー変数については、両モデルとも、同比率の高いグループでは、再生ファンドかつ DIP または DES (FUNDDIPDES) に有意な正の係数 (11.53、9.30) が推計されており、全体で推計された同係数の値(5.75、3.86)をそれぞれ大きく上回っている。同比率の低いグループでは、DIP または DES のみ (DIPDES)で有意な負の係数が推計されており、DIP や DES の経験が貸出にマイナスに働いていることを示している。

支援対象債務者比率(SHIEN)は、モデル I のみにおいて、いずれのグループにおいても有意な負の係数(-6.50、-0.07)が推計された。支援の対象とする債務者が多いと、中小企業向け貸出残高が減少する傾向にあることを示している。債務者区分改善比率(JISSEKI)では、同比率の低いグループにおいていずれのモデルにおいても有意な正な係数(0.11)が推計されている。

4.6 おわりに

サンプル全体の推計結果から、APIの期間中(2003~2004年度)、地域の再生ファンドを設定し、さらに DIP または DES の活用している地銀・第二地銀は、中小企業向け貸出残高ならびに貸出残高全体が増加している傾向があることがモデル I ならびにモデル II の推計結果から読み取ることができる。また、両モデルとも早期事業再生の取組がどちらか一方だけの経験を示すダミー変数(FUND ならびに DIPDES)には有意な係数が推計されなかった。いずれも初期的な段階であり、APIの期間中に両方を活用している地銀・第二地銀数は全体の 24.1%(27 行)にとどまるが、早期事業再生の取組みの積極性と、中小企業向け貸出ならびに貸出残高全体の増加には正の相関があると考えられる。

松尾(2006)は、地域金融機関が設定した地域再生ファンドが DDS を活用する利点を指摘している。DDS は、債務を株式ではなく劣後債務(資本)に転換することで資本増強を

図る出口戦略の一つとして位置づけられるが、地域再生ファンド(債権者)にはキャッシュフローを確保できるとともに、企業再生のバリエーションを高める利点がある。現状では、地域再生ファンドは多数設立されたものの、投資実績額は必ずしも大きいとは言えず、実質休眠しているファンドもあるとの指摘もある。²¹⁾しかし、早期事業再生手段の多様化を進める上で、地域金融機関による地域再生ファンドの設定ならびに活用は、多様化のための最初のステップであると考えられるであろう。

グループ化による推計では、地元の貸出金残高が二番手以下の銀行グループ、地元貸出金残高比率が高い銀行グループ、地元預貸率の高い銀行グループで、地域再生ファンドと DIP または DES を活用しているダミー (FUNDDIPDES) の係数が高い有意の正の数値となった。

このことから、地元での貸出金残高での順位は二番手以下であっても、地元での貸出残 高の比率が高い銀行あるいは地元での預貸率の高い銀行ほど、早期事業再生への取組みの 中小企業向け貸出の拡大への寄与度が高いことが分かる。すなわち、地元での貸出残高シ ェアの順位は低いものの、地元に密着した事業展開によって地元での貸出残高を拡大する 地銀第二地銀は、早期事業再生に向けた取組への積極性を、貸出残高の拡大に反映させる ことができる傾向にあると結論づけられる。

この結果は、第3章「地銀の預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング」での地元のシェアは低くとも、地元での預貸率や貸出残高比率が高い地銀・第二地銀は、預貸利鞘ならびに実現信用コスト控除後の預貸利鞘が高くなる傾向にあるという結果と非常に近いものになっている。地銀・第二地銀の地元都道府県での活動の密着度の高さは、地元企業の早期事業再生に向けた取組みを通じて、利鞘のみならず中小企業向けを中心とする貸出残高の拡大に寄与していることが明らかになった。

²¹⁾ 地域再生ファンドには守秘義務があるため実態の詳細は不明であるが、松尾(2006)は 43 ファンド に対して行ったアンケート結果から、投資企業数平均 3.3 社、投資金額が平均 6.4 億円だったとしている。 また 2005 年 2 月 5 日の日本経済新聞は、自治体などの参画する事業再生ファンドがあまり機能していないことを指摘している。

5. 大阪エリアの信用金庫の再編と貸出市場における競争

5.1 はじめに

1990年代に入ってからの長期不況において、わが国では信用金庫の破綻や再編が相次いだ。図表-14で示すように、1990年度から2005年度までの間にわが国における信用金庫の破綻件数は27件にのぼるが、1997年度から2001年度にかけての時期に集中している。

1990年代初頭に大阪府の東洋信金を含め2金庫が破綻した後、1995~1998年度の時期には信用金庫の破綻件数はゼロであった。しかし、1999年度の信用金庫の破綻件数は10件となった。島袋(2003)が指摘しているように、信用金庫に比べて信用組合の破綻が早くから発生しているのは、信用組合の監督官庁は都道府県だったために監督能力が低かったことや、不動産業向け融資に対する総量規制の枠外であったことによる。一方、信用金庫にはこれらの問題はなかったものの、一部の信用金庫は不良債権残高の増加など、財務健全性の悪化などの問題を先送りしながら、潜在的な破綻リスクを高めていたと考えられる。

大阪府においては、1990年度から2005年度にかけて、信用金庫4件、信用組合19件の破綻があった。これらの破綻した信用金庫は、いずれも破綻処理がなされた後に他の金融機関に事業譲渡されている。同時期の信用金庫同士の合併も8件あった。

図表-15に示すように、1990年度末に全国の信用金庫は451金庫あったが、破綻や合併を経て2005年度末には2/3以下の292金庫に再編された。同時期に大阪府の信用金庫は23金庫あったが、半分以下の10金庫まで減少している。全国と比較しても、大阪府の信用金庫は頻繁に再編を経たことが分かる。図表-16は、1990年度から2005年度における大阪府の信用金庫の市場集中度をハーフィンダール指数で示しているが、同指数は右上がりに上昇している。

特に大阪府では、1997年度を契機として信用金庫の再編が加速した。図表-17は大阪府の信用金庫業界における再編の経過を示している。再編の結果、2004年度までに大阪、大阪市、大阪東、摂津水都という4つの信金が規模を拡大して発足した。その一方で、十三、永和、枚方、大阪厚生、大阪商工、大福といった信用金庫は独立路線を続けており、再編

を経ていない。また、過去の合併経緯から大阪府下にも事業地域のある尼崎信用金庫は、 この時期に再編を経ず、大阪府下の貸出残高比率を減らしている。²²⁾

2007年4月に金融審議会は、地域金融機関が直面する環境について、主要行やゆうちょ銀行などとの競争激化、少子高齢化、財政事情の悪化の下での大都市と地域の経済の二極化といった点を指摘している。同審議会は、こうした環境下において、地域金融機関が生き残るためには、地域密着型金融のビジネスモデルの確立や深化が必要であることを改めて強調している。ここでの地域密着型金融とは、金融審議会(2003)の「金融機関が顧客との間で親密な関係を長く維持することにより顧客に関する情報を蓄積し、この情報を基に貸出等の金融サービスの提供を行うことで展開するビジネスモデル」である。さらに協同組織金融機関である信金・信組については、取引先の身の丈・ニーズに合った地域密着型金融に取り組むことが必要だと報告している。要するに、再編の有無、規模の大小を問わず、地域金融機関の課題は、地域密着型金融にあるということが繰り返されている。

しかし、一方で協同組織金融機関の普銀転換も今後同審議会で議論されていく予定である。協同組織金融機関は、すでに業務が銀行業務と同質化していると指摘があるほか、一部の信金・信組は再編を経て規模の面で地銀・第二地銀と肩を並べていることから、協同組織金融機関の法人税制面での恩典をなくす措置がとられることが予想されている。

現状の信用金庫法では信用金庫の事業区域を制限しており、地域で集めた預金を融資することになっているが、過渡的に再編によって複数の事業区域を持っている信用金庫が発足すると、従来の競争の状態も変化することが考えられる。

図表-18は大阪エリアならびに全国の信用金庫の平均貸出金利の推移をグラフにしている。両者のスプレッド(大阪エリア平均-全国平均)は右目盛の棒グラフで示している

²²⁾ 分析の対象とする信用金庫の範囲を大阪エリアとしているのは、大阪府内に事業区域を持ち、大阪府内での貸出残高を無視できない尼崎信用金庫の貸出金利もサンプルとしているからである。大阪エリアにおける信用金庫の貸出残高のデータについては、『月刊金融ジャーナル増刊号 金融マップ』2000-2007年度版から得た。同誌は各都道府県における金融機関の貸出金残高とそのシェアを掲載している。尼崎信用金庫の大阪府における貸出金残高比率については、全貸出金残高から同金庫の兵庫県内の貸出金残高を差し引いた値を全貸出金残高で割って求めた。その結果、同比率は90年度に37.1%だったのが、2005年度には29.4%にまで低下していることが分かった。

が、金利差が途中でプラスに反転し、その後もスプレッドの拡大傾向が続いていることが 分かる。これは再編が進み、信用金庫の数が減少したことで、競争の度合いが緩和したこ とによる結果なのだろうか。それとも競争が働く中で大阪エリアの拡大する信用リスクを 貸出金利に織り込んだことの結果によるものなのだろうか。第5章では、大阪エリアにお ける信用金庫ならびに信用組合の競争の度合いを分析する。

以下、5.2節では、参考とした先行研究ならびに当章で用いる手法を説明する。5.3節では本稿での定式化を示し、5.4節では推計結果をまとめる。

5.2 先行研究と分析手法

5.2.1 先行研究について

信用金庫の規模の経済、範囲の経済の分析という観点からは、宮越(1993)、岩坪(1999) といった先行研究がある。信用金庫の費用関数を推定した結果、いずれも一般的には信用 金庫に規模の経済性があり、合併によるコスト削減のメリットがあることを示している。

堀江・川向(2001)は、メッシュ・データによって、支店の展開と信金の収益力との関係を分析している。信用金庫の中には合併の繰り返しによって、すでに本店所在地を基準とした「地域性」があてはまらなくなっている信用金庫もあることから、同(2002)では地理的区分ではなく、店舗の周りの企業や競合金融機関の数を「地域性」として定義し直して分析している。その結果、資産規模および営業地盤の面で、合併する信用金庫はされる信用金庫に対して統計的に有意な格差があることが実証された。つまり信用金庫の合併は営業地盤の悪い信金を吸収する傾向にある。

また、Kano and Tsutsui (2003)は、信用金庫の貸出市場は都道府県ごとに分断されていることを実証している。つまり、地域金融機関でも地銀・第二地銀には、他の都道府県での貸出を行っているのに対し、協同組織型金融機関である信用金庫は、法的な規制によって事業区域が限られているため、貸出金残高がほぼ同一の都道府県内に限られるということを前提にすることができる。

日本の金融機関の市場の競争の度合いを推計する研究としては、Molyneux et al(1996) がある。Molyneux et al(1996)はPanzar - RosseのH統計量²³を用いて、日本の銀行の貸出市場は、86年度は寡占状態であったことを否定できないものの、88年度は競争の状態にあったとしている。またAlley(1993)はClark and Davies(1982)の手法²⁴)に基づいて、日本の地域銀行の競争度を推定し、共謀の程度が高いと結論づけている。

5.2.2 信用金庫と利潤最大化

協同組織金融機関である信用金庫は、本来、地域の繁栄を図る相互扶助を目的としており、利潤追求第一ではなく地域社会の利益を優先している。したがって、原理的に考える限り、再編が進んで信用金庫の市場支配力が増し、利潤最大化のために地域社会の会員への貸出金利を引き上げる誘因が信用金庫に強く働くことは考えにくい。

しかし、1990~2005年度における大阪エリアの信用金庫が競う貸出市場の分析においては、以下の二つの理由で利潤最大化の関数を想定することにする。まず一つ目は、この時期に合併などの再編が数多くあったということである。宮越(1993)や岩坪(1999)でも指摘されているように、一般的に信用金庫には規模の経済が働く。合併などの再編が頻繁に起こったのは、一部の財務状況が悪化した信用金庫を救済するためという側面もあるが、合併後に存続する信用金庫のより高い効率性を目指しての動きもあったと考えられる。

次に二つ目として、この時期はバブル崩壊後の経済状態の悪化によって、大阪エリアの信用リスクが高まっていた時期ということである。資金需要の減退とともに、95年度以降、大阪エリアの信用金庫による貸出金残高は減少している。そうした中で地域社会の利益に貢献するには、信用金庫は貸出に伴う信用リスクを負わなければならない。このような信用リスクをとる貸出行動は、リレーションシップ・バンキングによる異時点間の平準化を

²³⁾ Panzar and Rosse(1987)、筒井(2005, pp.102-103.)参照。

²⁴⁾ Clark and Davies(1982)、筒井(2005, pp.100-102.)参照。

通じたものであり、 25)中長期先をにらんだ、利潤最大化の目的関数の下にあったと考えられる。

尚、当章では事後的に発生する不良債権処理コストや、貸出金利に織り込まれる信用リスクの対価については考慮しない。また、地域密着型金融を展開する大阪エリアの信用金庫が、地元の中小・零細企業についての定性的な情報を、合理的に活用していることを前提とする。

5.2.3 リレーションシップ・バンキングと貸出金利

図表-18で示したように、大阪エリアの信用金庫の貸出金利は、1995年度から2005年度にかけて、わが国の信用金庫の平均貸出金利に比べて高くなっている。この上昇は以下で説明する二通りのリレーションシップ・バンキングの特性によるものである可能性がある。

一つはホールド・アップ問題と言われるリレーションシップ・バンキングの弊害による可能性である。第2章「リレーションシップ・バンキングに関する研究のレビュー」でも説明したように、貸手はリレーションシップの初期段階では、最良の顧客に対し収益を限界費用の水準にまで引き下げて融資するが、これは最良の顧客にロック・インするための行動である。その顧客と取引のない銀行は、顧客のリスクについて正確な評価をできないため、貸手は長期的な顧客関係を築く。貸手は借手のソフト情報を独占することで、その地位を利用して貸出金利などで不当な条件を設定する。

加納(2004a)ならびに同(2004b)は、企業の借入残高のマイクロデータから、都道府 県別にメインバンクの数、市場集中度(ハーフィンダール指数)、メインバンク継続率を調 べ、それらの数値と地元信用金庫の貸出金利との関係を分析している。加納(2004a)に

²⁵⁾ 第2章「リレーションシップ・バンキングに関する研究のレビュー」でも説明したように、信用リスクの高い企業は、潜在的に将来の事業キャッシュフローが高くても、資金調達が困難な状況に置かれやすい。そこで銀行は、企業が獲得する将来のレントを通じて、企業が生み出す将来の余剰を異時点間で分け合う形で資金援助を実現させる。銀行は潜在的に優良な貸出先をロック・インするのである。Berlin and Mester(1998)は、競争が激しくない状況において、信用リスクに対する異時点間の平準化が、小規模な銀行の利益拡大に寄与していたことを実証している。

よると、信用金庫の貸出金利が高い三県(宮崎県、高知県、青森県)は、いずれもメイン バンクの市場集中度が高く、メインバンクの変更も行われにくい。このことから加納 (2004b)は、メインバンクの市場集中度が高く、リレーションシップが継続的である地域 においては、ホールド・アップ問題が生じている可能性があり、その結果(信用金庫の) 貸出金利が高い地域が形成されているとしている。

また二つ目の特性として、リレーションシップ・バンキングにおいては、Boot and Thakor (2000) が示しているように、銀行間の競争が激しくなると、純粋な価格競争ではない差別化の側面が強まる。Boot(2000)が指摘しているように、この差別化の競争は、情報生産によって競争相手との差別化を可能にしているため、価格競争を緩和する。

島袋(2006)は、リレーションシップ・バンキングによって銀行が獲得する借手のソフト情報は、銀行が借手をどの程度ロック・インしているかを示すものであるとした上で、東京都や大阪府など他業態も含めての貸出市場の競争が激しい地域では、信用金庫のスイッチング・コストが高い値になっていることを実証している。スイッチング・コストが高いということは、借手が既存の貸手をスイッチしようとして、他の貸手に融資を申し込んでも、割高な貸出金利が提示されうる、あるいは融資が断られうるということである。こうした状況では借手が既存の貸手とのリレーションシップを断ち切る誘因は乏しい。既存の貸手である信用金庫が借手についてのソフト情報を活かすことで、借手をロック・インしているからである。

大阪エリアの信用金庫の貸出市場におけるスイッチング・コストが高いのであれば、その貸出市場では情報生産による差別化の競争が働いており、その結果、多くの借手が信用金庫にロック・インされていたことで、大阪エリアの信用金庫の平均貸出金利が、全国平均に対して相対的に高くなっていった可能性も考えられる。貸出先にロック・インしていた信用金庫は、信用リスクを織り込む形で再契約時の貸出金利を引き上げることができる。これは第2章「リレーションシップ・バンキングに関する研究のレビュー」でも説明したリレーションシップ・バンキングによる、異時点間における平準化の一つの形であると考え

られる。

このように、協同組織金融機関である信用金庫と言っても、リレーションシップ・バンキングを通じて、貸出金利を引き上げることもある。前者では市場集中度が高い中でリレーションシップが継続すると、ホールド・アップ問題から信用金庫の貸出金利は上昇する。一方、後者では、純粋な価格競争ではない、情報生産による差別化の競争が働いている。いずれも貸手が借手をロック・インすることによって信用金庫にレントが生まれるという点が同じではあるが、両者には情報生産による差別化の競争が働いているかいないかの違いがある。

5.2.4 本章で用いた分析手法

本章では、Bresnahan(1982)ならびにLau(1982)によって定式化された、Bresnahan—Lauの手法を用いて大阪府の信用金庫の貸出市場における市場支配力の推定を行う。同手法は利潤最大化の一次条件から、市場の競争の状態を示す推測的変動(Conjectural Variation)の値を含むモデル式を導出し、需要関数などとの同時方程式で推定する手法である。詳細についてはBresnahan(1989)や筒井(2005, pp.100-102.)でも参照できる。

この方法に基づき、Coccorese (2005)²⁶はイタリアの銀行業界を、Shaffer (1993)はカナダの銀行業界を分析し、それぞれ競争的、完全競争に近いと結論している。

Coccorese (2005)によると、イタリアでは、同期間に商業銀行の再編が進み、商業銀行の数は1988年度末に1,100行あったのが、2000年度末には841行にまで減少した。イタリアの銀行業界には小規模の銀行が数多いという特色があったが、EU統合による市場統合の見通しや、規模の経済によって効率性を追求する動きが強まったことにより再編が進み、1990年代には356件もの合併があった。銀行の数が減る一方で、商業銀行は店舗網の拡大を本格化させたので、支店の数は逆に増えている。²⁷⁾再編により大きくなった商業銀行が営業基

 $^{^{26)}}$ Coccorese (2002) は同 (2005) のベースとなった working paper で、銀行のダミー変数を入れたモデルなど、様々なモデルが試されている。

²⁷⁾ Coccorese(2002)によれば、商業銀行の支店の数は 1988 年から 2000 年の間に 15,363 から 28,175 に

盤を強化したからである。中でもイタリアには8つの大手銀行²⁸)があり、これらの銀行だけが全国展開していた。SCP仮説では市場における競争の度合いは、企業数の増加関数で表される。再編によって銀行の数が減少した結果、イタリア銀行業界の競争の度合いが低くなったのではないかという懸念が同論文の問題意識だった。

この状況は上述した大阪府の信用金庫の貸出金市場の状況に似ている。Coccorese (2005) はイタリア全体の銀行の貸出市場を分析の対象としていたが、同じ方法は大阪エリアの信用金庫の貸出市場にもあてはまると考えられる。わが国の信用金庫は、地銀や第二地銀よりも小規模な事業者を融資の対象としており、貸出先がセグメント化してからである。また、Kano and Tsutsui (2003)が示しているように、信用金庫の貸出市場は都道府県ごとに分断されている。我々は大阪エリアの信用金庫が貸手となっている小規模な事業者向け貸出金市場を想定することができる。

以下ではCoccorese (2005)が用いたモデルの概要を述べる。同モデルでは、イタリア8大銀行とそれ以外の銀行の加重平均値、すなわち9のサンプルを需要関数、費用関数、利益関数の三つのモデル式に当てはめて同時方程式としている。

まず被説明変数を貸出金残高とする貸出需要関数を設定する。

$$\ln q_{i} = a_{0} + a_{1} \ln p_{i} + a_{2} \ln p_{i} + a_{3} \ln Y + a_{4} B R_{i} + \varepsilon_{i}$$

ここで被説明変数 \mathbf{q}_i はi銀行の貸出金残高である。 \mathbf{p}_i はi銀行の貸出金利、 \mathbf{p}_j はi銀行以外の全銀行の貸出金金利の加重平均である。これに分析対象となる地域の年度毎の実質 \mathbf{GDP} 数値をYとし、i銀行の支店数をBR_iとして説明変数に加える。

次に費用関数を設定する。 i 銀行の費用 C_i を被説明変数とするトランス・ログ型の費用 関数とする。

$$\ln C_{i} = \beta_{0} + b_{0}q_{i} + \frac{1}{2}b_{1}(\ln q_{i})^{2} + \sum_{r=1}^{3}\beta_{r} \ln \omega_{n} + \ln q_{i} \sum_{r=1}^{3}b_{r+1} \ln \omega_{n} + \frac{1}{2}\sum_{r=1}^{3}\beta_{r+3}(\ln \omega_{n})^{2}$$

までほぼ倍増している。

²⁸⁾ Banco di Napoli, Banca Nazionale Del Lavoro, Banca di Roma, Cassa di Rsiparmio delle Province Lombarde, Banca Commerciale Italiana, Credito Italiano, Monte dei Paschi di Siena, Istituto ancario San Paolo di Torino の 8 行である。

$$+\beta_{a}\ln\omega_{b}\ln\omega_{a}+\beta_{a}\ln\omega_{b}\ln\omega_{b}+\beta_{a}\ln\omega_{b}\ln\omega_{a}$$

生産物は貸出金残高一つとし、需要関数と同様にq_iで表す。要素価格は3種類で預金金利、人件費比率、物件費比率をそれぞれω₁、ω₂、ω₃で表す。

次に需要と価格を掛け合わせた収益から、費用を差し引いたπiを被説明変数とする③の 利潤関数を導く。これを価格(貸出金利)で偏微分したものをゼロとおけば④となる。

$$\pi_i = q_i(\bullet) p_i - C_i(q_i(\bullet), \omega_i)$$

$$\frac{\partial \pi_{i}}{\partial p_{i}} = q_{i} + \left(p_{i} - MC_{i}(\bullet)\right) \left(\frac{\partial q_{i}}{\partial p_{i}} + \frac{\partial q_{i}}{\partial p_{j}} \frac{\partial p_{j}}{\partial p_{i}}\right) = 0$$

④を変形すると、マークアップ率が求められる。⑤は後で大阪府の信用金庫ならびに信用金庫のマークアップ率を算出するのに用いる。

$$\frac{p_{i}-MC_{i}}{p_{i}} = -\frac{1}{\varepsilon_{n}+\lambda \varepsilon_{n}} \frac{p_{i}/p_{i}}{p_{i}}$$

ここで、
$$\varepsilon_{ii} = \frac{\partial q_{i}}{\partial p_{i}} \frac{p_{i}}{q_{i}}$$
 $\varepsilon_{ij} = \frac{\partial q_{i}}{\partial p_{j}} \frac{p_{j}}{q_{i}}$ である。また、 $\lambda = \frac{\partial p_{j}}{\partial p_{i}}$ は、推測的変動指標

(Conjectural Variation Index) と呼ばれるもので、 i 銀行の貸出金利設定の動きに対する i 銀行以外の銀行の貸出金利設定の動きの変化を意味する。

次に②の費用関数から限界費用を求めると、

$$MC_{i} = \frac{\partial C_{i}}{\partial q_{i}} = AC_{i} \left(b_{0} + b_{1} \ln q_{1} + \sum_{r=1}^{m} b_{r+1} \ln \omega_{r} \right)$$

この限界費用を表す数式⑥を⑤に代入すると、⑦の利潤関数が導出される。

$$p_{i} = AC_{i} \left(b_{0} + b_{1} \ln q_{i} + \sum_{r=1}^{3} b_{r+1} \ln \omega_{r} \right) - \frac{1}{\frac{a_{1}}{p_{i}} + \lambda \frac{a_{2}}{p_{j}}}$$

⑦を上記のn種類のダミー変数で区分して変形すると®のようになる。

$$p_{i} = AC_{i} \left(b_{0} + b_{1} \ln q_{i} + \sum_{r=1}^{3} b_{r+1} \ln \omega_{r} \right) - \frac{1}{\frac{a_{1}}{p_{i}} + \left(\sum_{k=1}^{n} \lambda_{k} D_{k} \right) \frac{a_{2}}{p_{j}}}$$

① (需要関数)、② (費用関数)、⑦あるいは⑧ (利潤関数) の3つのモデルを同時方程式で推計する。

i 銀行が貸出金利設定の動きをみて、それ以外の銀行が貸出金利を設定するという静学的なモデルとしての因果関係は設定として無理があることから、推測的変動(Conjectural Variation)の指標 λ あるいは λ_k ($\partial p_i/\partial p_i$) は、指標の数値をそのまま市場の競争度を示す指標として用いることはできない。しかし、 λ あるいは λ_k ($\partial p_i/\partial p_i$) が正の値をとるか、負の値をとるか、あるいは 0 となるかによって、市場の状態を判別するのには有効である。それには以下のように判別すればよい。

 λ あるいは λ_k ($\partial p_i / \partial p_i$) が正の場合、貸出市場で銀行は収益を維持するために協調的 に貸出金利を高く設定していると考えられる。リレーションシップ・バンキングの特性に 照らせば、市場集中度が高くなり、ホールド・アップ問題による弊害が生じる状態に近い と考えられる。

 λ あるいは λ_k ($\partial p_i / \partial p_i$) が 0 の場合、貸出市場における貸出金利の設定において、 Nash均衡が成立していると考えられる。他の銀行の貸出金利設定の動向に銀行は反応しない状況である。リレーションシップ・バンキングの特性に照らせば、情報生産による差別 化の競争の結果、信用金庫が貸出先をロック・インした状態に近いと考えられる。

 λ あるいは $\lambda_{\mathbf{k}}$ ($\partial p_{\mathbf{j}}/\partial p_{\mathbf{i}}$) が負の場合、貸出市場で銀行は他の銀行と逆の方向に貸出金利を設定する傾向があると考えられる。単純な価格競争の状態である。 λ あるいは $\lambda_{\mathbf{k}}$ ($\partial p_{\mathbf{j}}/\partial p_{\mathbf{i}}$) が $-\infty$ である場合は、完全競争状態(Perfect Competition)であり、価格が限界費用に等しい状態であることを示している。

5.3 定式化

5.3.1 データの調整

データは全国図書コンサルタント社発行の『全国信用金庫財務諸表』の平成2~17年度版から得ている。大阪府の市町村が法的に事業区域とされている信用金庫の、1990年度か

ら2005年度にかけての数値を用いている。

5.1節の脚注²²)でも述べた通り、サンプルには兵庫県尼崎市に本店を置く尼崎信用金庫のデータも加えている。尼崎信用金庫は兵庫県下の広範なエリアに加え、大阪府の泉南地域ならびに一部の町村をのぞく市町村を事業区域としている。これは、同信用金庫が1965年と1974年に大阪府を事業区域とする二つの信用金庫を合併した経緯による。2005年度の尼崎信用金庫の全貸出金残高のうち、30%程度(約4,000億円)が大阪府の事業区域での貸出金残高であると推定される。この金額はサンプルのうち、2005年度において最大の貸出金残高となっている大阪信用金庫の同数値の半分弱程度の数値であり、大阪府の信用金庫をデータとして扱うにあたって、尼崎信用金庫のデータは無視できない。

サンプル数は再編の進展に伴い減少している。90年度はサンプル数が24と最多であるが、2005年度のサンプル数は11である。推計の期間については、1990年度から2005年度における期間(以下、「全期」)を、再編が進展する直前の年度である1996年度を区切りとして1990-1996年度(以下、「前期」)、1997-2005年度(以下、「後期」)に分け、それぞれの期間の推計を行った。

尚、貸出金残高の期中平均残高が不明であるため、期末残高を採用している。貸出金残 高については、大阪府の府民経済計算で公表されているデフレータで調整を施している。

貸出金利も分母を貸出金期末残高としているが、分子である貸出金利については期中に合併があった場合、合併後の存続信金(信組)の貸出金利に期始(毎年度4月1日)から合併期日までの営業日で按分した被合併信金(信組)の貸出金利額を、合併後の存続信金(信組)の貸出金利額に加算して調整している。

預金ならびに預金金利についても上記と同様の調整を施している。

5.3.2 需要関数

 $\ln q_1 = a_0 + a_1 \ln p_1 + a_2 \ln p_2 + a_3 \ln Y + a_4 B R_1 + \varepsilon_1$

需要関数は、「貸出金残高 (lnq)」を被説明変数とし、「i 信金の貸出金利 (lnpi)」なら

びに「i信金以外の貸出金利の加重平均値(lnp_i)」を説明変数とする右下がりの貸出需要 関数をベースとしており、これに「大阪府の実質GDP (lnY)」ならびに「i信金の支店 数 (lnBR_i)」を説明変数として右辺に加えている。²⁹lnBR_iとlnYとの間の相関係数は、 「全期」0.048、「前期」0.009、「後期」0.038と低く、両変数間の内生性によるバイアスや、 多重共線性が発生する可能性は低い。

5.3.3 費用関数

$$\ln C_{i} = \beta_{0} + b_{0} q_{i} + \frac{1}{2} b_{1} (\ln q_{i})^{2} + \beta_{1} \ln \omega_{1i} + \beta_{2} \ln \omega_{2i} + \beta_{3} \ln \omega_{3i} + b_{2} \ln q_{i} \ln \omega_{1i}$$

$$+ b_{3} \ln q_{i} \ln \omega_{2i} + b_{4} \ln q_{i} \ln \omega_{3i} + \beta_{4} (\ln \omega_{1i})^{2} + \beta_{5} (\ln \omega_{2i})^{2} + \beta_{6} (\ln \omega_{3i})^{2}$$

$$+ \beta_{2} \ln \omega_{1i} \ln \omega_{2i} + \beta_{3} \ln \omega_{1i} \ln \omega_{3i} + \beta_{0} \ln \omega_{2i} \ln \omega_{3i}$$

トランスログ型の費用関数を用いるが、生産物 q_i は貸出金残高としている。投入要素価格 ω については、 ω_1 は預金金利、 ω_2 は人件費、 ω_3 は物件費としており、それぞれ預金残高、従業員数、動産不動産額(いずれも期末の値)で除している。 C_i はこれらの費用の総和であり、ほぼ経常費用に等しい。これらの値も大阪府の府民経済計算で公表されているデフレータで調整を施している

尚、費用関数においては、費用に対して、生産要素価格に一次同次性があるため、係数 には下記のような制約がある。

 $^{^{29}}$ pi、pjのそれぞれの貸出金利は、政策金利に影響を受けていると考えられるため、それぞれの金利と各年度の平均コール・レートとの、スピアマンの順位相関を算出してみた。その結果、1%有意水準で、「前期」はpiが 0.94、pjが 0.96 とほぼ1に近い値で政策金利と高い相関を示した。「後期」は1%有意水準でpiが 0.52、pjが 0.48 と、相関の度合いは「前期」に比べて大きく低下している。これは図表-24に示すように、後期においては、1999 年 2 月導入のゼロ金利政策ならびに 2001 年 3 月導入の量的緩和政策によって、コール・レートがゼロ近傍に張りつく一方、大阪エリアにおける信用金庫の平均貸出金利は、それ以降も 2005 年低下し続けたことが影響していると考えられる。同貸出金利は 1999 年度には 3.12%だったが、2005 年度には 2.73%とゼロ金利政策下においても低下が続いた。2003 年度以降の景気回復後も、大阪エリアの信用金庫の貸出金残高の伸びは鈍くなっており、貸出金利を低く抑えていると考えられる。また、「前期」ならびに「後期」のいずれにおいても、pi ならびに pj はコール・レートに対して同等の正の相関を示しており、金融政策と貸出金利との相関が、信用金庫によって異なるわけではないことが確認される。したがって、コール・レートが、各信用金庫に対して異なる相関の度合いで貸出金利に影響を及ぼすことで生じうる「見せかけの相関」はないと考えられる。

$$\beta_{1} + \beta_{2} + \beta_{3} = 1$$
 $b_{2} + b_{3} + b_{4} = 0$
 $\beta_{4} + \beta_{7} + \beta_{8} = 0$
 $\beta_{5} + \beta_{7} + \beta_{9} = 0$
 $\beta_{6} + \beta_{8} + \beta_{9} = 0$

これらの制約については、計量ソフトのプログラムで制約を加えた上で事後的に制約を 満たしているかどうかを確認した。

5.3.4 利潤関数と同時方程式による推計

$$p_{i} = AC_{i}(b_{0} + b_{1} \ln q_{i} + b_{2} \ln q_{i} \ln \omega_{1} + b_{3} \ln q_{i} \ln \omega_{2} + b_{4} \ln q_{i} \ln \omega_{3}) - \frac{1}{\frac{a_{1}}{p_{i}} + \lambda \frac{a_{2}}{p_{j}}}$$

利潤関数において、平均費用AC_iは貸出金残高(末残値)で除した値を用いている。λは推測的変動(Conjectural Variation)の指標であり、符号条件から市場支配力の状態を判別できる。

図表-19、図表-20、図表-21は全期、前期、後期のそれぞれの期間における記述統計量の一覧表である。

また、k種類のダミー変数 (D_k) を用いて、それぞれのダミー変数ごとの λ_k を求めると、 ⑧式で示したように利潤関数は下記のようになる。この式を「再編ダミー」、「地域ダミー」 の二種類に区分して、ダミー変数モデルとして、同様にそれぞれのダミー変数 (D_k) に係る λ_k ならびにマークアップ率を推計してみた。これらのダミー変数モデルでは、尼崎信用金庫のダミー変数を外している。

$$p_{i} = AC_{i}(b_{0} + b_{1} \ln q_{i} + b_{2} \ln q_{i} \ln \omega_{1} + b_{3} \ln q_{i} \ln \omega_{2} + b_{4} \ln q_{i} \ln \omega_{3}) - \frac{1}{\frac{a_{1}}{p_{i}} + \left(\sum_{k=1}^{n} \lambda_{k} D_{k}\right) \frac{a_{2}}{p_{j}}}$$

以上の3本のモデル式を同時方程式として、3SLSによって解いた。

5.4 推計結果

5.4.1 需要関数の推計結果

図表-22に3つの時期の推計結果をそれぞれまとめている。

全推計期間(1990~2005年度)を、前期(1990~1996年度)と後期(1997~2005年度)に時間的に区分した上で、3つのモデル式を同時推計したが、この時間的区分により変数間で構造的変化が生じているかどうかを、Chow検定によって確認した。その結果、各関数の下値は、需要関数が3.92、費用関数が2.68、利潤関数が7.69となり、いずれも1%の有意水準で構造的変化が生じていることが確認された。とりわけ98年度に大阪府の信用金庫の合併が相次いでおり、それ以前と以後において変数間の関係に構造的な変化があったと考えられる。したがって、この前期と後期に区分による分析は有効であると考えられる。

以下、各モデル式の推計係数を確認する。まず、需要関数において、 $\ln p_i$ ならびに $\ln p_i$ の推計係数 α_1 、 α_2 の符号は予想通り3つの期間ともそれぞれ負、正となった。いずれの期間においても、1%水準で有意である。したがって、貸出の需要関数は、貸出金利を横軸にとった場合、関数は右下がりで表され、他の信用金庫の貸出金利を横軸にとった場合は右上がりで表される。

また、lnpiならびにlnpjの推計係数を絶対値で比較すると、「前期」においては、α1の 絶対値がα2の絶対値を上回っているが、「後期」は逆になっている。これは「前期」におい ては、i信金が貸出金利を引き下げて貸出金残高を増加させる以上に、他の信用金庫の貸 出金利の引き下げがi信金の貸出残高を減少させる影響を及ぼしていることを意味する。 したがって、「前期」は貸出残高をめぐって、かなり厳しい価格競争が働いていることが分 かる。しかし、「後期」に入るとi信金の貸出金利引き下げの影響力が他の信金に比べて相 対的に高まっており、「前期」に比べて競争が緩和されたと考えられる。

また、 α_1 の絶対値の水準も、「後期」は「前期」に比べて0.16ポイント程度縮小しており、貸出金需要の価格(貸出金利)弾力性が小さくなっている。つまり、貸出金需要の価格(貸出金利)弾力性の逆数であるマークアップ率から言えば、「前期」に比べ「後期」は市場の

競争の度合いが低下していることになる。これについては、5.4.4で後述する。

Yの大阪府の実質GDPの推計係数 α_3 については、いずれの期間とも有意にならず、符号は負であった。図表-24でも示されるように、大阪エリアの信用金庫の貸出金残高は、総額でみる限り95年度まで貸出金残高を増加した後、96年度以降に急減しているが、個別にみると貸出金残高が増加した信用金庫が少なくない。これは「後期」に再編が相次いだため、合併や破綻信金の営業譲渡によって、貸出残高が拡大した信用金庫も一部にあるからである。図表-20ならびに図表-21の記述統計量の表を比較しても分かるように、貸出金残高の平均値は「前期」よりも「後期」の方が大きくなっている。また、大阪府の実質GDPも、推計の期間中、一様に低下基調をたどったわけではなく、景気回復の時期もあったことから、平均的には増加基調にあった貸出金残高との相関が見いだされず、結果として $\ln Y$ に有意な係数が推計されえなかったと考えられる。つまり、個々の信用金庫の貸出金残高については、地域の経済状況よりも、再編の要因が大きく働いていたと考えることもできる。

一方、支店数を示す $\ln B$ Rの推計係数 α_4 は、いずれの期間とも 1%水準で有意な正の数となっており、支店網の拡大は貸出金残高の増加に寄与することが確認された。しかし、「前期」に比べると、「後期」の α_4 は 0.2 ポイント程度低下している。これは、「後期」において平均的には貸出金残高 q は増加基調にあった一方で、再編して貸出残高が増加した後に、リストラによって支店の数を減らした信用金庫があったためだと考えられる。

5.4.2 費用関数の推計結果

費用関数における、推計係数に対する一次同次性の制約は、いずれも有意に条件を満たしていることが確認された。 qiの推計係数であるboは、「全期」ならびに「前期」においてはそれぞれ0.93、0.87と1より小さくいずれも1%水準で有意になっており、両期間とも規模の経済が確認できるものの、「後期」においては1.03と1を若干上回って1%水準で有意になっている。この結果から、再編が加速する後半の期間では、規模の不経済になって

いると言える。生産物を貸出金残高の一つに限定した費用関数のモデル式であるので、qi の推計係数に規模の不経済となるバイアスがかかっている可能性も否定できないが、「後 期」は再編が大きく進展したことにより、費用の抑制という意味で規模を拡大するメリッ トが小さくなっていると考えられる。

5.4.3 入の推計値

利潤関数において、推測的変動(Conjectural Variation)の指標えはいずれの期間においても負の数値となった。しかし、有意水準の度合いは異なっている。「全期」ならびに「前期」の t 値は 1 %の有意水準で $\lambda = 0$ の帰無仮説を棄却できるに対し、「後期」の t 値は 10%の有意水準での棄却である。 5 %の有意水準を判断の基準とした場合、「後期」は $\lambda = 0$ 、つまり「後期」における大阪エリアの信金の貸出市場が、Nash均衡の状態になっていた可能性がある。その背景には、「後期」に再編が大きく進展したこと、二期目の98年度に早期是正措置が発動されて、不良債権処理の必要性が高まったことがあると考えられる。Nash均衡の状態にあるということは、各信用金庫の貸出金利設定は、他の信用金庫の貸出金利に影響を受けていないことを意味する。「後期」の貸出市場において、大阪エリアの各信用金庫は、合併による経営の効率化や、資産内容の健全化など、自身の経営事情に沿った行動をとったと考えられよう。リレーションシップ・バンキングの特性に照らせば、情報生産による差別化の競争の結果、信用金庫が貸出先をロック・インした状態が、これに近いと考えられる。

さらに $\lambda=1$ を帰無仮説とした場合の t 値も求めたところ、すべての期間において、1% の有意水準で帰無仮説が棄却された。 $\lambda=1$ の場合、各信用金庫の貸出金利の変化率は、他の信用金庫の貸出金利の変化率と同一になり、完全に協調的に貸出金利を設定していたことになるが、そのような協調の状態であったとする帰無仮説は棄却されている。

5.4.4 マークアップ率

⑤の数式で示したように、利潤関数を偏微分して変形すると、マークアップ率 $\underbrace{p_{\cdot}^{-}MC_{\cdot}}_{p_{\cdot}}$ が

求められる。推計された係数を、代入してマークアップ率を求めると、図表 - 23に示すように、「全期」10.29%、「前期」7.13%、「後期」45.23%となっており、競争状態にある「全期」ならびに「前期」に比べて、「後期」の同値は際立って高くなっており、貸出金利の設定による貸出市場での競争状態が大きく緩和していることが分かる。また、λが0、すなわちNash均衡の状態である場合のマークアップ率も代入して求めると、それぞれ83.43%、60.73%、66.94%となった。「後期」の両値を比較すると、λの推計値に基づくマークアップ率の方が20ポイント以上低くなっており、「後期」は完全なNash均衡の状態にあるわけではないことも分かる。

5.4.5 ダミー変数モデル

さらに、5.2節の⑧式で示したように、ダミー変数を用いて信用金庫のみを区分し、複数の λ_k を求めるモデル式を二通り推計してみた。一つは再編内容に基づいたもので図表-25に「再編ダミー」の区分を示している。もう一方は大阪府の信金の事業区域に基づいた区分であり、図表-26ならびに図表-27に「地域ダミー」の区分を示している。尚、事業区域の区分に関しては、各年度の『日本金融名鑑』から、各信用金庫の支店のロケーションを確認し、どのエリアの支店網が充実しているかを基準に区分した。

推計結果は図表-28に示す通りである。これらのモデルでは、 λ_k をすべて推計できた「全期」のみを示している。「再編ダミー・モデル」では、どの λ_k も1%水準で有意となったが、「地域ダミー・モデル」では、5%水準で有意だったのは、大阪市内ダミーならびに泉州ダミーに係る λ_k のみであった。北摂ダミー、中河内ダミーに係る λ_k は10%水準で有意だったが、北河内ダミーに係る λ_k は10%水準でも帰無仮説が棄却されなかった。大阪市内や泉州地域は競争状態にあった一方で、北摂、中河内、北河内地域は、Nash均衡の状態の可能性もあったと考えられる。 λ_k =1を帰無仮説とした場合には、すべてのエリアにおい

て、5%水準で有意となっており、協調の状態は否定される。

図表-29では、二通りのダミー・モデルにおいて、それぞれの λ_k で、 α_1 、 α_2 から 算出した推定マークアップ率を示しているが、両ダミー・モデルのマークアップ率の中で、 合併や破綻によって消滅した信用金庫のダミー変数である、「消滅ダミー (DISAP)」の λ 値から計算したマークアップ率が8.44%と最も低くなっている。「合併ダミー (MA)」や「独 立路線ダミー (INDEP)」の λ 値から計算した同比率はそれぞれ15.09%、10.48%となって おり、破綻や合併によって消滅した信用金庫の貸出金利の設定は相対的に低いことが分か る。逆に合併や破綻した信用金庫の事業譲渡を経た信用金庫は、利益をあげる上で有利な 貸出金利を設定している。

また、地域ダミー・モデルにおいては、競争が激しいと考えられた泉州地域のλ値から計算したマークアップ率は17.50%と、11.10~13.79%である他の地域に比べて高くなっている。泉州地域は競争状態によるものとは別に、元来から固有的に貸出金利が高かったと考えられる。

5.5 おわりに

本稿では、再編著しい1990-2005年度における大阪エリアの信用金庫の貸出市場における競争の状態を判定した。その結果、「前期」(1990-1997年度)は競争の状態が確認されたが、「後期」(1998-2005年度)は、Nash均衡の可能性があることが分かった。マークアップ率を推計してみると、「後期」は「前期」に比べて際立って高くなっており、ゼロ金利下の時期が長いにも関わらず、貸出金利の設定が信用金庫の収益性に有利になっていることが分かる。これは「後期」において大阪エリアの信用金庫が、他の信用金庫との単純な価格競争ではなく、合併などの再編や不良債権処理など、個々の経営事情に応じて、信用リスクを引き受けていたことが少なくなかったからであると考えられる。

本稿で使用したモデル式には、貸出先の信用リスクを組み込んでいないため、信用金庫 が引き受けたリスクの大きさや、事後的な不良債権処理コストは反映していない。したが って、各信用金庫の信用リスクの許容度が妥当であったかどうかや、貸出先の信用リスクにみあった収益性を確保していたかどうかは分からない。しかし、信用金庫の貸出市場において、単純な価格競争ではなく、リレーションシップ・バンキングによる情報生産の差別化の競争が強まっているのであれば、一般的に信用金庫は地域に密着した定性的な情報生産の能力が高いと考えられることから、信用金庫は信用リスクに対して妥当である以上の対価を得ているはずである。その前提に立てば、本稿の推計結果は、「後期」において大阪エリアの信用金庫が地域密着型金融の強みを十全に活用していることを意味する。

2.2.3で述べたように、Berlin and Mester(1998)では、競争が激しくなかった1977~1982年の期間(前半)において、信用リスクに対する異時点の平準化が、小規模な銀行の利益に寄与していたことを実証している。つまり、競争が激しくない状況において、リレーションシップ・バンキングの機能が小規模な銀行に有利に発揮される。大阪エリアの信用金庫においても、同様のことがあてはまると考えられる。

しかし、信用金庫のみならず地域金融機関のレントが拡大することは、社会厚生全体から考えた場合には、必ずしも望ましいものであるとは限らない。金融審議会では地域金融機関が地元密着型金融をさらに強化することが支持されているものの、信用金庫の普銀転換も議論される予定であるなど、主要行やゆうちょ銀行との競争原理導入の地ならしも想定されている。金融審議会でも繰り返し協調されているように、今後の地域金融機関の課題は、他業態との競争を取り入れた上での、地元密着型金融のビジネス・モデルの深化にある。それには、地域金融機関の信用リスクの評価能力を、あらためて検証することも必要になるだろう。その点については、今後の研究課題としたい。

6. 結び

当論文では、第2章の「リレーションシップ・バンキングに関する研究のレビュー」で リレーションシップ・バンキングに関する文献をレビューした後、第3~5章で3つの実 証分析をそれぞれ示した。いずれもわが国において、どういった特性をもち、どういった 環境にある地域金融機関が、リレーションシップ・バンキングの機能を発揮させているか を探る内容であったが、リレーションシップ・バンキングの機能強化は、地域金融機関の 地元での密着度と強い相関があることが分かった。

第3章の「地銀の預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング」の実証結果からは、都 銀のように規模の大きい業態が支配的な市場では、地銀・第二地銀の預貸利鞘は拡大し、 地銀・第二地銀のように規模が相対的に小さい業態が支配的な市場では、地銀・第二地銀 の預貸利鞘は拡大することが分かった。

一方、不良債権処理コストなど、実現信用コストを控除した預貸利鞘に関しては、地元 (都道府県)でシェアが低くても、地元に密着した活動をしている地銀・第二地銀は、貸 出先の信用リスクを的確に預貸利鞘に織り込んでいる傾向があることが確認された。ここ での地元密着度とは、地元都道府県における預貸率や、総貸出残高に占める地元貸出(預 金)残高比率の高さのことを指す。

また、都銀、地銀・第二地銀、信用金庫の支店数が多い都道府県ほど、地銀・第二地銀の実現信用コスト控除後預貸利鞘が拡大する傾向がみられた。これは東京都や大阪府など、 大都市のある都道府県における傾向であると考えられる。

次に第4章の「地銀の早期事業再生に向けた取組みの初期評価」の実証分析結果からも、 やはり第2章と同様に、地元密着度の高い地銀・第二地銀の早期事業再生への積極的な取 組みが、貸出金残高の拡大につながる傾向にあることが確認された。

第3章、第4章の実証結果から言えることは、わが国の地銀・第二地銀の地元都道府県における活動の密着度の高さは、実現信用コストを控除した預貸利鞘の拡大と、早期事業再生を通じた貸出金残高の拡大の双方に寄与するということである。すなわち地銀・第二

地銀の地元に密着した活動が、情報生産活動の精度を引き上げ、地銀・第二地銀が信用リスクを負担することを可能にさせ、本来のリレーションシップ・バンキングの機能を発揮させている。Duration や Scope と同様に、地元における貸出残高の比率などの地元密着度も、リレーションシップ・バンキングの強度を測る指標として用いることができることが分かった。

最後に、第5章の「大阪エリアの信用金庫の再編と貸出市場における競争」の実証分析 結果からは、大阪エリアの信用金庫は、再編が進んだ時期においては価格競争が緩和され、 マークアップ率が拡大していることが確認された。2.2.3 で詳述した Berlin and Mester (1998) の実証結果の一つに、リレーションシップ・バンキングの競争が激しくない時期 において、信用リスクに対する貸出金利の平準化は小規模な銀行の利益に正の効果をもた らすというものがあったが、その実証結果と同様に、1996年度以降の大阪エリアでも、単 純な価格競争が緩和したことで、信用金庫の収益性が改善し、単純な価格競争ではない情 報生産による差別化が強まったと考えられる。このことは、わが国の地域金融機関が貸出 先に対して過剰にコミットするため、金利水準からは正当化しえない信用リスクを負担し ており、その改善策のために、地域金融機関はソフト情報を活用するリレーションシップ・ バンキングの機能強化を図るべきであるとした金融審議会(2003)の指摘を裏付けている。 第3章の実証結果からは、様々な業態を含めた支店数が多い都市部で、地銀・第二地銀 では、実現信用コスト控除後預貸利鞘が高くなる傾向にあるという結果もでている。この 結果については、都道府県内での競争が激しいと、地銀・第二地銀の実現信用コスト控除 後預貸利鞘が高くなる傾向にあるとも解釈できるが、地銀・第二地銀の地方で集めた預金 が都市部へ貸し出される資金の流れ、都市部における都銀支店網の集中、大都市のある都 道府県において地銀・第二地銀の預金ならびに貸出金残高シェアが低い傾向にあるという 諸点を考慮すると、都市部を地元とする相対的に小規模な地銀・第二地銀の地元密着度の 高さが、実現信用コスト控除後預貸利鞘に反映されたと考えられる。

一方で大阪エリアの信用金庫の場合は、再編を経て単純な価格競争が緩和することによ

って、リレーションシップ・バンキングの機能が強化されたと考えられる。地銀・第二地 銀は、都道府県レベルで事業活動が分断されておらず、地方で集めた預金が都市部で貸し 出されるなど、都道府県をまたいで事業活動しているのに対し、信用金庫は事業区域が法 的に定められており、多くは都道府県内のエリアによって事業活動が分断されている。こ の違いが実証結果の違いに反映されたと考えられる。

金融審議会(2003)の目論見通り、地域金融機関が本来のリレーションシップ・バンキングの機能を強化させて、地元に対する過剰なコミットメントを改善すれば、一部の地域金融機関の収益性が高まり、レントも拡大する。これは地域社会への利益還元や、地域金融機関の経営の効率化という観点からは、望ましくないこともあるだろう。一方で地域金融機関の地元での資金供給能力は高まる。

しかし、金融審議会は、今後、地域金融機関と主要行やゆうちょ銀行の競争が激化することを見越している。Boot and Thakor(2000)が指摘しているように、銀行同士の競争がもたらされると、リレーションシップ・バンキングによって得られたレントは縮小する。この競争の激化が行き過ぎると、リレーションシップ・バンキングの機能は低下すると考えられる。Berlin and Mester(1998)も、リレーションシップ・バンキングの競争が激しくなると、小規模な銀行の信用リスクに対する貸出金利の平準化が利益に寄与しなくなることを実証している。わが国において、高齢化ならびに大都市と地域経済との格差拡大が進み、地方の資金需要が減少する中で、銀行同士の競争が過剰に激しくなれば、地域金融機関のリレーションシップ・バンキングの機能を損ねることになりかねない。地域密着型金融のビジネス・モデルが十分に確立する前に価格競争だけが激しくなると、わが国の地域金融機関は情報生産の能力を低下させるからである。それは地域における資金の供給力を弱めることになる。

しかし、Boot and Thakor(2000)は、銀行同士の競争激化によりリレーションシップ・バンキングのレントが縮小して、一時的に価格競争が激化するが、その後は価格競争に陥らないリレーションシップ・バンキングが再び見直されることを理論モデルで説明してい

る。この調整は、第5章「大阪エリアの信用金庫の再編と貸出市場における競争」の実証 分析においても確認されたように、金融機関の再編によってもなされうる。

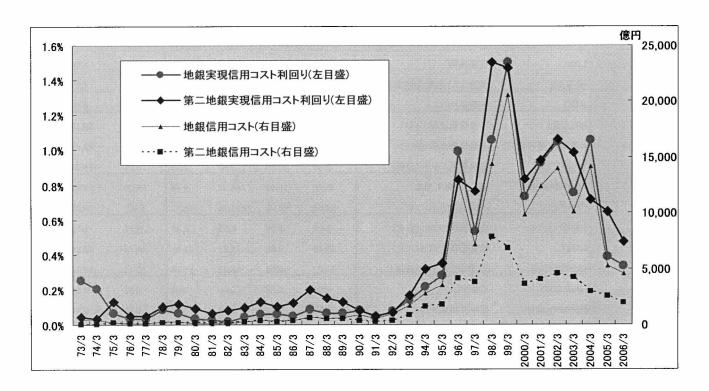
当論文で実証分析の対象としてきた地銀・第二地銀、信用金庫は、90年代後半以降に数多くの再編や破綻を経てきた。合併や破綻を余儀なくされた地域金融機関の多くは、金利水準に見合わない過大な信用リスクをとり、財務安定性を低下させていた。一時期のような深刻なわが国全体を覆う金融不安はすでに払拭されているが、今後も資金需要に比べて銀行数の多い地域や、競争の激しい地域を中心として、再編が考えられるだろう。

地域金融機関の再編と言っても、信用金庫の場合は、事業区域が法的に限定されており 事業活動が分断されているため、都道府県内での再編があっても、地域密着度にあまり変 化はなく、むしろ競争の緩和によって、リレーションシップ・バンキングの機能強化が進 むと考えられる。しかし、わが国の一部の協同組織金融機関は資金量で地銀・第二地銀と 肩を並べていることから、今後は普銀転換も同審議会で議論される予定である。一方、地 銀・第二地銀の場合、地方から大都市エリアへの資金流出に加え、複数の都道府県にまた がる広域な再編がすでに起こっている。そうした変化が顕著になると、地域金融機関の地 元の密着度が希薄化し、リレーションシップ・バンキングの機能が低下する可能性もある。 普銀転換した場合の信用金庫や、広域にまたがる再編によって新たに生まれる地銀・第二 地銀のグループのリレーションシップ・バンキングの機能の変化についての分析は今後の 課題である。

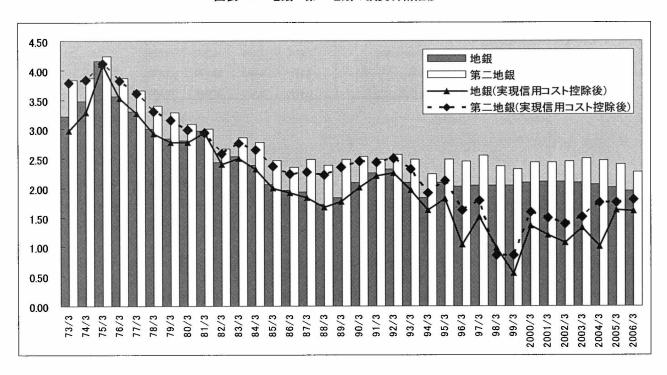
競争とリレーションシップ・バンキングの機能強化の間には、明らかにジレンマがある。 競争は地域金融機関の効率性を高め、貸出金利の低下を促して社会厚生を高めるが、リレーションシップ・バンキングの機能強化を損ねる恐れもある。中長期的にこれらの両立を 図るには、地域金融機関の再編も不可避になる可能性がある。競争も、リレーションシップ・バンキングも、どちらも重要な課題ではあるが、一般的には競争の方が好ましくとらえられがちである。しかし、地域金融機関が地元への密着を強め、リレーションシップ・バンキングの機能を強化することで、資金の供給能力を向上させることを我々は軽視でき ない。

以上

図表-1 地銀・第二地銀の実現信用コスト推移



図表-2 地銀・第二地銀の預貸利鞘推移



図表-3 データの記述統計量

	略号	変数の内容	平均	標準偏差	最大値	最小值	地銀平均	第二地銀 平均
被説明変	LDM	預貸利鞘	2.33	0.36	5.95	1.59	2.14	2.56
数	NETLDM	信用コスト控除後預貸利鞘	1.49	0.82	5.79	-4.40	1.35	1.67
発生コスト	RCC	実現信用コスト	0.84	0.78	6.76	0.00	0.79	0.89
	NPL(2乗)	不良債権比率(分散)	70.94	116.27	2420.58	3.69	54.75	90.15
Pure Spread	NPLLAG(操作変数)	不良債権比率1期ラグ	60.63	64.44	936.59	1.20	49.84	73.43
	SHORT(2乗)	短期資産レシオ (分散)	19.42	22.60	222.00	0.00	19.01	19.91
財務変数	ALLOWANCE	リスク債権引当率	35.44	16.42	194.39	2.72	36.06	34.68
M11112	REFERRED	繰延税金資産比率	28.03	62.95	1451.25	-48.53	27.62	28.51
都道府県	BANKRUPTCY	企業倒産件数(対数化)	5.62	0.94	8.23	3.91	5.51	5.76
経済状況変数	LAND	都道府県地価(対数化)	12.30	0.60	14.21	11.41	12.24	12.36
支蚁	GUARANTEE	信用保証残高(対数化)	13.22	0.95	15.88	11.76	13.13	13.31
金融再編	MADUMMY	合併ダミー	0.01	0.10	1.00	0.00	0.02	0.00
のダミー変数	RECAPDUMMY	資本再構成ダミー	0.15	0.35	1.00	0.00	0.10	0.21
30	FOREIGNCAPDUMM	Y 外資ダミー	0.01	0.11	1.00	0.00	0.00	0.03

Angbazo(1997)

Angbazo(1997)		平均	標準偏差	最大値	最小値
NIM	総資金利鞘	4.229	1.657	21.449	-0.061
NPL	不良債権比率	2.569	2.327	22.093	0.000
SHORT	短期資産比率(レシオ)	0.565	3.297	43.017	-30.653
(NPL*SHORT)	交差項(共分散)	N.A,	N.A,	N.A.	N.A,
ЦQ	流動比率	21.259	13.667	170.000	0.050
IMPLICIT impl	icit interest payment rate	1.886	1.165	6.260	-8.650
LEV	自己資本比率	7.231	4.988	99.670	-1.430
NIBR	非金利資産比率	6.422	3.420	32.690	0.000

図表−4 モデルΙ~Ⅲの推計結果

	7	デル I		=	デルⅡ		-	モデルⅢ	
	被説明]変数=LDI	М	被説明多	变数=NetLl	DM	被説明	月変数=LD	M
С	-0.017	(-0.03)		-3.617	(-0.80)		-0.062	(-0.11)	
RCC							0.013	(1.75)	*
NPL	0.003	(4.41)	***	0.033	(5.47)	***	0.004	(4.78)	***
SHORT	0.005	(2.09)	**	0.085	(5.07)	***	0.006	(2.50)	**
NPL*SHORT	-0.009	(-2.93)	***	-0.127	(-5.44)	***	-0.010	(-3.34)	***
ALLOWANCE	-0.001	(-1.49)		-0.025	(-6.04)	***	-0.001	(-1.98)	**
REFERRED	0.000	(1.18)		-0.001	(-1.29)		0.000	(1.04)	
BANKRUPTCY	-0.004	(-0.14)		-0.543	(-2.22)	**	-0.011	(-0.36)	
LAND	0.108	(2.03)	**	1.103	(2.68)	***	0.120	(2.26)	**
GUARANTEE	0.079	(1.20)		-0.315	(-0.63)		0.074	(1.13)	
MADUMMY	0.102	(1.54)		-1.895	(-3.71)	***	0.077	(1.14)	
RECAPDUMMY	-0.007	(-0.24)		-0.606	(-2.56)	**	-0.015	(-0.48)	
FOREIGNCAPDUMMY	0.155	(1.35)		0.443	(0.50)		0.158	(1.39)	
R ²	0.94			0.34			0.94		
N	585			585			585		
cross section(銀行)別	0.003			0.002			0.003		
Fixed Effect (上段:平均値、	1.237			4.103			1.241		
中段:最大値、下段:最小値)	-0.731			-5.036			-0.724		
	41.10	***		2.27	***		41.88	***	
対pooled OLSモデル	71.10	.,.,.,.		2.21					
F検定(二元配置FE)	1.74			1.01			1.16		
対一元配置Fixed Effect Model	1.77							****	
 Wu-Hausman検定	88.43	***		40.84	***		162.84	***	
Fixed Effect 対 Random Effect	00.70			10.01					

*** ** *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す

図表-5 モデル I から求められた Fixed Effect の上位ならびに下位 10 行

順位	銀行名	本店所在地(都道府県)	業態	モデル I (Fixed Effect) 預貸利鞘
1	東京スター(旧東京総和)	東京都	第二地銀	1.237
2	沖縄海邦	沖縄県	第二地銀	1.095
3	佐賀共栄	佐賀県	第二地銀	0.725
4	宮崎太陽	宮崎県	第二地銀	0.712
5	つくば(現関東つくば)	茨城県	第二地銀	0.698
6	豊和	大分県	第二地銀	0.694
7	島根	島根県	第二地銀	0.611
8	茨城	茨城県	第二地銀	0.611
9	南日本	鹿児島県	第二地銀	0.594
10	スルガ	静岡県	地銀	0.580
112		大阪府	地銀	-0.400
113	福岡	福岡県	地銀	-0.410
114	第四	新潟県	地銀	-0.412
115	八十二	長野県	地銀	-0.415
116	群馬	群馬県	地銀	-0.428
117	京都	京都府	地銀	-0.431
118	中国	岡山県	地銀	-0.473
119	北國	石川県	地銀	-0.506
120	横浜	神奈川県	地銀	-0.552
121	静岡	静岡県	地銀	-0.731

図表-6 モデルII から求められた Fixed Effect の上位ならびに下位 10 行

順位	銀行名	本店所在地 (都道府県)	業態	モデル II (Fixed Effect) 実現信用コスト 控除後預貸利鞘
1	関西さわやか(旧幸福、現関西アーバン)	大阪府	第二地銀	4.103
2	札幌	北海道	第二地銀	2.231
3	つくば(現関東つくば)	茨城県	第二地銀	1.951
4	大正	大阪府	第二地銀	1.848
5	関東(現関東つくば)	茨城県	地銀	1.833
6	北都	秋田県	地銀	1.747
7	東京スター(旧東京総和)	東京都	第二地銀	1.553
8	茨城	茨城県	第二地銀	1.535
9	近畿大阪(旧大阪)	大阪府	地銀	1.512
10	近畿(現近畿大阪)	大阪府	第二地銀	1.469
112	香川	香川県	第二地銀	-1.193
113	百十四	香川県	地銀	-1.268
114	四国	高知県	地銀	-1.408
115	北國	石川県	地銀	-1.795
116	福岡シティ(現西日本シティ)	福岡県	第二地銀	-1.805
117	十八	長崎県	地銀	-1.945
118	高知	高知県	第二地銀	-2.046
119	熊本ファミリー	熊本県	第二地銀	-2.066
120	長崎	長崎県	第二地銀	-2.402
121	石川(2001年12月破綻)	石川県	第二地銀	-5.036

図表-7, 図表-8 モデルⅠ,Ⅱから求められた Fixed Effect の都道府県別平均順位、地域別平均順位

モデル I 預貸利鞘 Fixed Effect						
順位	都道府県名	総資産加重平均	単純平均	都道府県内標準偏差		
1	沖縄県	0.563	0.679	0.360		
2	宮崎県	0.277	0.426	0.404		
3	佐賀県	0.225	0.441	0.402		
4	鳥取県	0.160	0.160	-		
5	鹿児島県	0.136	0.312	0.399		
6	長崎県	0.126	0.200	0.220		
7	徳島県	0.125	0.197	0.255		
8	大分県	0.084	0.319	0.531		
9	福島県	0.037	0.190	0.265		
10		0.037	0.100	0.315		
11	山形県	0.025	0.102	0.192		
12	愛媛県	-0.001	0.047	0.155		
13	青森県	-0.004	-0.002	0.050		
14	和歌山県	-0.012	0.174	0.352		
15	東京都	-0.025	0.047	0.666		
			1,414,414,414	0.182		
16 17	高知県	-0.029 -0.038	0.030	0.182		
	栃木県					
18		-0.043	0.088	0.317		
19	島根県	-0.064	0.244	0.520		
20		-0.094	0.011	0.316		
21	茨城県	-0.113	0.371	0.466		
22		-0.114	-0.025	0.306		
23		-0.139	0.027	0.281		
24		-0.142	-0.205	0.155		
25	滋賀県	-0.172	-0.075	0.256		
26	三重県	-0.196	-0.180	0.268		
27	山梨県	-0.199	-0.199	_		
28	北海道	-0.213	-0.092	0.263		
29	新潟県	-0.227	-0.076	0.382		
30	富山県	-0.238	-0.193	0.097		
31	福井県	-0.248	-0.126	0.272		
32	大阪府	-0.250	-0.191	0.182		
33	福岡県	-0.265	-0.072	0.284		
	千葉県	-0.276	-0.245	0.211		
	山口県	-0.277	0.024	0.569		
36		-0.305	-0.070	0.446		
37		-0.319	-0.329	0.057		
38		-0.326	-0.063	0.498		
39		-0.329	-0.221	0.293		
40		-0.332	-0.332	-		
41		-0.337	-0.293	0.104		
42		-0.338	-0.062	0.427		
43	M. Den.	-0.347	-0.079	0.486		
43		-0.393	-0.079	0.464		
	1-11-111		-0.143	0.404		
45		-0.431	-0.431	0.154		
46 47		-0.466 -0.526	-0.196	0.154		

順		現信用コスト控除		都道府県内
版位	都道府県名	総資産加重平均	単純平均	標準偏差
1	北海道	1.087	1.438	0.755
2	大阪府	1.085	1.239	1.552
3	東京都	0.968	0.953	0.386
4	兵庫県	0.843	0.100	1.819
5	愛知県	0.804	0.763	0.262
6	秋田県	0.792	1.004	1.052
7	茨城県	0.380	1.324	0.916
8	山梨県	0.335	0.335	-
9	栃木県	0.322	0.056	0.784
10	静岡県	0.296	0.522	0.585
11	山形県	0.269	0.296	0.375
12	鹿児島県	0.268	0.462	0.439
13		0.243	-0.197	0.758
14	岐阜県	0.195	0.168	0.387
15	三重県	0.190	0.128	0.321
16	山口県	0.099	0.333	0.441
17	千葉県	0.081	-0.216	0.581
18		0.044	0.284	0.651
19		0.038	0.038	_
20	京都府	0.011	0.011	=
21		-0.053	0.147	0.337
22		-0.090	-0.086	0.115
23		-0.129	0.228	0.676
24	福井県	-0.136	-0.149	0.028
25		-0.161	-0.051	0.287
26	大分県	-0.215	0.109	0.734
27	岩手県	-0.218	-0.211	0.244
28	和歌山県	-0.281	-0.225	0.107
29	愛媛県	-0.355	-0.420	0.210
30	新潟県	-0.374	-0.162	0.706
31	群馬県	-0.385	-0.314	0.192
32		-0.398	-0.200	0.635
33		-0.398	-0.170	0.509
34	宮城県	-0.480	-0.170	0.309
35	福岡県	-0.492	-0.240	1.170
36		-0.492	-0.482	0.191
37			-0.482	0.191
	広島県	-0.566	-0.285	0.762
38	奈良県 佐賀県	-0.620 -0.674	-0.128 -0.258	0.762
			-0.789	0.773
**********	徳島県	-0.870		0.288
41	鳥取県	-0.931	-0.931	0.701
	神奈川県	-1.028	-0.515	0.781
43	H / I / I	-1.248	-1.230	0.053
44	7114 1 714	-1.273	-1.504	0.794
45	24 1111	-1.279	-1.399	0.941
46	1-11-11	-1.581	-1.727	0.452
47	石川県	-2.376	-3.416	2.292

順位	エリア名	総資産加重平均	単純平均	エリア内 標準偏差
1	九州·沖縄	-0.004	0.285	0.376
2	四国	-0.007	0.071	0.195
3	東京	-0.025	0.047	0.666
4	東北	-0.063	0.068	0.238
5	中国	-0.210	0.062	0.355
6	北海道	-0.213	-0.092	0.263
7	近畿	-0.238	-0.132	0.248
8	甲信越	-0.264	-0.113	0.333
9	関東	-0.278	-0.098	0.405
10	北陸	-0.300	-0.238	0.181
11	中部	-0.311	-0.220	0.312

順位	エリア名	総資産加重平均	単純平均	エリア内 標準偏差
1	北海道	1.087	1.438	0.755
2	東京	0.968	0.953	0.386
3	近畿	0.365	0.158	1.298
4	中部	0.349	0.395	0.469
5	東北	0.029	0.076	0.615
6	関東	-0.145	0.062	0.946
7	甲信越	-0.168	0.134	0.589
8	中国	-0.323	-0.181	0.616
9	九州·沖縄	-0.577	-0.343	0.999
10	四国	-0.951	-1.042	0.566
11	北陸	-0.953	-1.349	1.775

※灰色で地を表示した箇所は全体の平均を下回る数値であることを示す

図表-9 Fixed Effect と地元の市場構造ならびに地元での活動を示す指標との順位相関係数

		モデル I 預貸利鞘	Fixed Effect	モデル II 信用コスト控除後預貸利鞘 Fixed Effect		
支	A 地元都銀支店数	-0.411	***	0.326	***	
店	B 地元地銀第二地銀支店数	-0.231	***	0.348	***	
数	C 地元信金支店数	-0.430	***	0.435	***	
高貸	D 地元都銀貸出金シェア	-0.394	***	0.257	***	
シ出ェ金	E 地元地銀第二地銀貸出金シェア	0.363	***	-0.328	***	
ア残	F 地元信金貸出金シェア	-0.244	***	0.104		
シ預	G 地元都銀預金シェア	-0.402	***	0.263	***	
シェア 高	H 地元地銀第二地銀預金シェア	0.373	***	-0.363	***	
高	I 地元信金預金シェア	-0.326	***	0.213	**	

		モデル I 預貸利鞘 Fixed	モデルII 信用コスト控除後預貸利鞘 Fixed Effect		
ミ地	J 地元預貸率	0.317	***	0.274	***
,元	K 地元貸出金残高比率	0.201	**	0.262	***
1 1 1	L 地元貸出金シェア	-0.239	***	—0.435	***
50	M 地元預金残高比率	0.026		0.089	
	N 地元預金シェア	-0.278	***	-0.448	***

*** ** *はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す

J	地元貸出金残高/地元預金残高
K	地元貸出金残高/貸出金残高
L	地元貸出金残高/地元における金融機関の貸出金総残高
M	地元預金残高/預金残高
N	地元預金残高/地元における金融機関の預金総残高

±0.0~0.2	無相関
±0.2~0.4	やや弱い相関
±0.4~0.6	やや強い相関
±0.6~0.8	かなり強い相関
±0.8~1.0	非常に強い相関



図表-10 順位相関係数の符号の意味

				ル I LDM 賃貸利鞘	モデ 実現信用=	ルI NetLDM コスト控除後預貸利鞘
	Α	都銀	有意に負		有意に正	
支店数	В	地銀第二地銀	有意に負	競争激化→縮小	有意に正	競争激化→拡大
	С	信金	有意に負		有意に正	
	D	都銀	有意に負	上位優位→縮小	有意に正	上位優位→拡大
貸出金シェア	E	地銀第二地銀	有意に正	同位優位→拡大	有意に負	同位優位→縮小
	F	信金	有意に負	下位優位→縮小		
	G	都銀	有意に負	 上位優位→縮小	有意に正	上位優位→拡大
預金シェア	н	地銀第二地銀	有意に正	 同位優位→拡大	有意に負	同位優位→縮小
	I	信金	有意に負	下位優位→縮小	有意に正	下位優位→拡大
	J	地元預貸率	有意に正	地元集中→拡大	有意に正	地元集中→拡大
	к	地元貸出金残高比率	有意に正	地元集中→拡大	有意に正	地元集中→拡大
地元での活動 を表す指標	L	地元貸出金シェア	有意に負	 地元優位→縮小	有意に負	地元優位→縮小
	м	地元預金残高比率				
	N	地元預金シェア	有意に負	地元優位→縮小	有意に負	地元優位→縮小

|表-|| 記述統計量

); =	.1 11 12					<i>T</i> ,	14.Fc		
		₩				フルーフル	1711					711/711/	711.7		
パネル・データ分析		H		<u> </u>	地元一番手	,,,	患	地元二番手以	٦	地元賞	地元貸付金残高比率高	上举品	地元貸	地元貸付金残高比	比率低
二期(2003~2004年度) 112行		N = 224			N = 94			N = 130			N = 114			N = 110	
	平均值	最小値	最大値	平均值	最小値	最大値	平均值	最小値	最大値	平均值	最小値	最大値	中心高	最小値	最大値
貸出金残高伸率 LOAN	1.64	-15.31	70.39	-0.19	-15.31	7.29	2.97	-12.26	70.39	2.08	-15.31	65.88	61.1	-11.64	70.39
中小企業向け貸出金残高伸率 CHUSHOU	-1.41	-24.88	75.65	-3.35	-24.88	7.04	0.00	-13.18	75.65	-1.15	-24.88	56.69	-1.68	-22.46	75.65
貸出金利回り LOANRATE	2.34	1.77	4.45	2.07	1.77	2.92	2.55	1.82	4.45	2.44	1.82	4.45	2.24	1.77	3.17
コール・ローン利回り CALLRATE	0.27	0.00	2.09	0.43	0.00	1.82	0.15	0.00	2.09	0.18	0.00	1.73	0.36	0.00	2.09
実質不良債権比率ラグ NPLLAG	5.45	2.00	14.83	4.60	2.00	11.12	6.06	2.39	14.83	5.68	2.08	14.83	5.21	2.00	11.12
自己資本比率ラグ BISLAG	8.89	-30.22	13.74	9.63	-30.22	13.74	8.36	5.21	12.47	8.70	5.21	12.15	9.09	-30.22	13.74
知佰 LAND	11.92	11.21	13.96	11.88	11.21	13.96	11.96	11.21	13.96	11.99	11.21	13.96	11.86	11.27	13.96
ダミー 再生ファンドかつ DIPまたはDES FUNDDIPDES	0.24	0	_	0.29	0	_	0.20	0	_	0.18	0	_	029	0	-
ダミー 再生ファンドのみ FUND	0.23	0	_	0.24	<u> </u>	_	0.22	0	_	0.26	0	_	0.19	0	<u></u>
ダミー DIPまたはDESのみ DIPDES	0.19	0	_	0.23	0	_	0.15	0		0.18	0	_	0.20	0	
支援対象債務者比率 SHIEN	1.99	0.14	8.94	2.07	0.35	8.94	1.93	0.14	7.80	2.01	0.14	7.80	1.97	0.37	8.94
債務者区分改善比率 JISSEKI	18.14	2.41	61.76	18.46	2.41	46.20	17.90	2.94	61.76	18.58	2.94	61.76	17.67	2.41	43.88

**
,*
*
भ
それぞれ
7
4
#
19
è
5%
ō
宻
¥
0%火率7
d
1
à
a
Si
ě
であることを示う
Ţ
とを示す
켸
٩

Chow検定(ダミー変数のみ)	Chow検定(変数全体)	F値(二元配置モデルの対一元配置	Wu-Hausman Test	F値(pooled OLSの場合)	F値(対pooled OLS)	債務者区分改善比率	支援対象債務者比率	ダミー DIPまたはDESのみ		ダミー 再生ファンド かつ DIPまたはDES	地価	自己資本比率ラグ	実質不良債権比率ラグ	ロール・ローン料回り	貸出金利回り	切片		二期(2003~2004年度) 112行	パネフ・データ分析			Chow検定(ダミー変数のみ)
変数のみ)	数全体)	の対一元配置)	n Test	Sの場合)	d OLS)	JISSEKI	SHIEN	DIPDES	FUND	:(tdes funddipdes	LAND	BISLAG	NPLLAG	CALLRATE	LOANRATE	С		年度) 112行	9分析			数主体) 変数のみ)
				2.94	1.15(Po	0.02	-0.29	-0.56	0.90	3.86	2.30	0.28	-0.02	-1.00	4.62	-39.65	係数	- N	4			
				***	.15(Pooled OLS)	0.36	-0.64	-0.34	0.57	2.47 **	2.32 **	1.38	-0.07	-0.67	2.63 ***	-3.27	t值	N = 112	H 3	Ť	図	
				6.41	1.68(Po	0.08	0.48	-2.51	-2.32	-1.69	0.13	0.27	-0.77	0.31	0.26	-2.35	係数	z	地元		₹-13 推請	63 N
3.27	2.35			***	.68(Pooled OLS)	2.65 ***	2.08 **	-3.01 ***	-2.81 ***	-2.10 **	0.21	3.58 ***	-4.34 ***	0.49	0.17	-0.32	値	N = 47	地元一番手		├結果(モデ	3.09
					1.21	× 1 −0.07	-1.34	× −0.13	2.47	8.93	3.38	-0.19	-0.06	-3.94	3.18	-41.50	係数		地元	グループ化1		
*	***			2.59 ***	.21(Pooled OLS)	-0.63	-1.78 *	-0.05	0.98	3.28 ***	2.24 **	-0.25	<u>.</u> 6.1	-1.35	1.14	-2.13	t値	N = 65	地元二番手以下		図表-13 推計結果(モデルエ…被説明変数:貸出金残高増加率	* 1
		t			1.25	0.06	-0.15	0.63	-1.52	* 6.99	* 2.02	0.33	-0.34	-0.17	6.65	-41.00	係数		地元賞	_	貸出金残	
3.11	1.30			2.81 ***	.25(Pooled OLS)	0.75	-0.26	0.29	-0.78	3.19 ***	1.55	0.58	-0.82	-0.07	3.09 ***	-2.46	植	N = 57	地元貸付金残高比率高	グルー	高増加率)	2.77
				1.67	1.26(-0.04	-1.03	-2.09	4.90	1.78	2.50	0.15	0.30	-0.90		-34.46	係数		-	4 1		
** 2.84 *** *** *** *** *** *** *** *** *** *				87 *	.26(Pooled OLS)	-0.32	-1.39	-0.83	1.82 *	0.75	1.53	0.61	0.56	-0.42	0.65	-1.80	ŧ	N = 55	地元貸付金残高比率低			*
				1.6	1.35(1	-0.10	-1.30	1.00	1.44	9.30	1.39	0.26	0.08	-3.80	4.42	-24.61	係数		Г	T		
2.84	1./3			1.83	.35(Pooled OLS)	-0.82	-1.53	0.30	0.49	3.00 *:	0.83	0.33	0.13	-1.00	1.36	-1.11	値	N = 56	地元預貸率高	ľ		3.76
1 7 7 1 1				*		0.08	0.28	-1.8	-0.6	*** -0.90	1.6	0.23	-0.50	0.25	2.24	-25.46	係数		<u> </u>	ルーフ化3		
+ *	*	0.32	14.92(RE)		1.48	8 2.71		3 -2.52		0 -1.22	8 2.18	3 3.01		5 0.41	1.82	6 -2.55	一個	N = 56	地元預貸率低			*
					*	**		*			×	***	*		*		100		(FR			

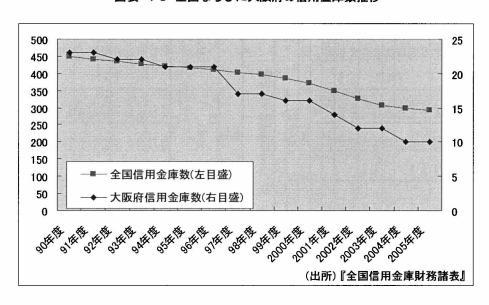
Chow検定(変数全体) Chow検定(ダミー変数のみ)	F値(二元配置モデルの対一元配置)	Wu−Hausman Test	F値(pooled OLSの場合)	F值(対pooled OLS)	債務者区分改善比率 JISSEKI JISSEKI	支援対象債務者比率 SHIEN	ダミー DIPまたはDESのみ DIPDES	ダミー 再生ファンドのみ FUND	ダミー 再生ファンド かつ DIPまたはDES FUNDDIPDES	地価 LAND	自己資本比率ラグ BISLAG BISLAG	実質不良債権比率ラグ NPLLAG	コール・ローン利回り CALLRATE	貸出金利回り LOANRATE	切片 C		二期(2003~2004年度) 112行	パネル・データ分析		
	0.00	11.69(RE)		1.49 **	-0.02 -0.30	-0.56 -1.06	-0.53 -0.30	2.26 1.29	5.75 3.28 ***	2.45 2.06 **	0.51 2.24 **	-0.48 -1.30	-0.85 -0.50	8.13 3.94 ***	-51.64 -3.57	係数:t值	N = 112	井本	#4	図表-12;
2.79 3.09	0.73	13.98(RE)		** 78.1	0.11 2.61 ***	0.27 0.79	-2.39 -2.19 **	-0.34 -0.32	0.07 0.06	0.70 0.78	0.43 4.15 ***	-1.33 -5.30 ***	0.44 0.47	-1.06 -0.47	-9.75 -0.88	係数 t値	N = 47	地元一番手	グルー	推計結果(モデル I ··
* * *	0.71	16.10(FE)		1.63 **	-0.42 -1.98 *	-6.72 -2.15 **	1.32 0.31	3.14 0.63	11.16 2.10 **	-28.63 -0.93	7.12 1.98 *	-0.40 -0.23	-7.48 -1.22	33.97 2.38 **	217.04 0.62	係数 t値	N = 65	地元二番手以下	グループ化1	·被説明変数:中小企
1.37 2.77	0.49	10.26(RE)		1.82 **	0.04 0.43	-0.83 -1.08	0.55 0.22 **	0.72 0.31	10.30 4.02 ***	1.69 1.00	0.87 1.18	-0.85 -1.66 *	0.25 0.09	13.02 4.84 ***	-57.12 -2.63	係数 t値	N = 57	地元貸付金残高比率高	グルー	図表-12 推計結果(モデルI…被説明変数:中小企業向貸出金残高増加率)
*			2.31 **	1.16(Pooled OLS)	-0.05 -0.47	-1.05 -1.36	-2.56 -0.98	5.11 1.82 *	2.77 1.12	3.09 1.81 *	0.40 1.53	-0.05 -0.09	-1.06 -0.48		-46.33 -2.32	係数 t値	N = 55	地元貸付金残高比率低	ループ化2	
2.69 3.76	0.01	16.36(FE)		1.69 **	-0.43 0.43 *	-6.50 -1.85 *	-0.11 -0.02			-23.10 -0.62	Γ-	-0.28 -0.15 *	1.08 0.15	32.99 2.13 **	148.29 0.34	係数 t値	N = 56	地元預貸率高	グル-	
***			13.35	1.30(Pooled OLS)	0.10 2.94 ***	-0.07 -0.26 ***	-2.85 -3.31 ***	0.33 0.36		3.15 3.78 ***	0.43 4.83 ***	-0.81 -3.97 ***	0.27 0.39	2.79 2.10 **	-47.17 -4.37	係数 t値	N = 56	地元預貸率低	- ブ化3	

図表-14 全国金融機関の破綻件数

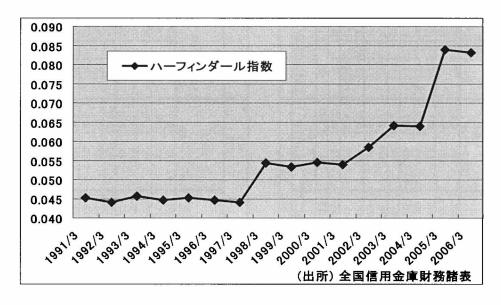
	90-94 年度	95年度	96年度	97年度	98年度	99年度	2000年	2001年	2002- 2005年 度	合計
総件数	8	6	5	17	30	44	14	56	1	181
うち普通銀行	1	2	1	3	5	5	0	2	1	20
うち信用金庫	2	0	0	0	0	10	2	13	0	27
うち信用組合	5	4	4	14	25	29	12	41	0	134

(出所) 島袋(2003)、預金保険機構(2005)、金融庁HP

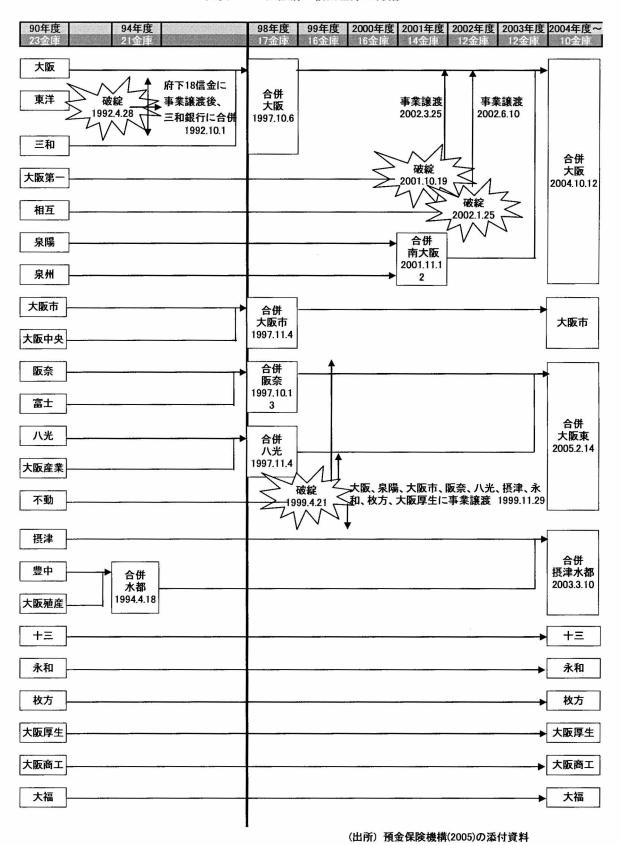
図表-15 全国ならびに大阪府の信用金庫数推移



図表-16 大阪エリアの信用金庫の貸出金残高シェアから求めたハーフィンダール指数



図表-17 大阪府の信用金庫の再編



+100BP +50BP

-50BP

-100BP

(出所) 全国信用金庫財務諸表

図表-18 大阪府ならびに全国信用金庫の平均貸出金利と両者のスプレッド

8%

7%

6%

5%

3%

2%

1990K

】金利差(BP、右目盛)

- 大阪エリアの信金(左目盛) · 日本全国平均(左目盛)

図表-19 記述統計量 (「全期」1990~2005年度)

	変数記号	変数の意味	サンプル 数	平均值	標準 偏差	最小値	最大値
1	q	貸出金残高	291	297.1百万円	299.91	15.1百万円	1,398.5百万円
需要	p _i	貸出金利(i信金)	291	0.047	0.02	0.024	0.084
関数	pj	貸出金利(i信金以外の平均)	291	0.045	0.02	0.027	0.079
モデ	Υ	大阪府GDP(デフレータ調整済)	291	40.5兆円	0.65	39.5兆円	42.3兆円
jν	BR	信金支店数	291	28	19.88	5	92
2 費	С	経常費用	291	12.0百万円	12.89	0.8百万円	97.2百万円
ル関	ω_1	支払金利	291	0.017	0.02	0.001	0.057
数	ω_2	人件費(常勤役職員数とのレシオ)	291	7.2	0.73	5.2	9.2
モデ	ω_3	物件費(動産不動産残高とのレシオ)	291	0.275	0.10	0.054	0.700
数 3 モ 利 デ 潤 ル 関	AC	平均費用(貸出金残高で除す)	291	0.045	0.02	0.018	0.095

図表-20 記述統計量(「前期」1990~1996年度)

	変数記号	変数の意味	サンプル 数	平均值	標準 偏差	最小値	最大値
1	q	貸出金残高	160	247.1百万円	256.33	15.1百万円	1,369.7百万円
需要関数	p _i	貸出金利(i信金)	160	0.059	0.01	0.031	0.084
関数	pj	貸出金利(i信金以外の平均)	160	0.057	0.01	0.036	0.079
モデ	Υ	大阪府GDP(デフレータ調整済)	160	40.5兆円	0.66	39.5兆円	41.6兆円
ル	BR	信金支店数	160	23	16.52	5	88
2 費	С	経常費用	160	14.0百万円	15.41	0.8百万円	97.2百万円
用	ω_1	支払金利	160	0.029	0.01	0.006	0.057
ル関数	ω_2	人件費(常勤役職員数とのレシオ)	160	6.8	0.62	5.2	8.4
モデ	ω_3	物件費(動産不動産残高とのレシオ)	160	0.276	0.07	0.140	0.542
数 3 モ利 デ潤 ル関	AC	平均費用(貸出金残高で除す)	160	0.059	0.02	0.029	0.095

図表-21 記述統計量(「後期」1997~2005年度)

	変数記号	変数の意味	サンプル 数	平均值	標準 偏差	最小値	最大値
1_	q.	貸出金残高	131	358.2百万円	336.83	37.7百万円	1,398.5百万円
需要	p _i	貸出金利(i信金)	131	0.032	0.00	0.024	0.041
関数	pj	貸出金利(i信金以外の平均)	131	0.031	0.00	0.027	0.035
モデ	Υ	大阪府GDP(デフレータ調整済)	131	40.7兆円	0.61	39.9兆円	42.3兆円
ル	BR	信金支店数	131	33	22.16	7	92
2 費 用	С	経常費用	131	9.6百万円	8.30	1.4百万円	40.9百万円
用ル関	ω_1	支払金利	131	0.003	0.00	0.001	0.009
数	ω_2	人件費(常勤役職員数とのレシオ)	131	7.7	0.54	6.6	9.2
モーデ	ω_3	物件費(動産不動産残高とのレシオ)	131	0.274	0.12	0.054	0.700
数 3 モデ潤 ル関	AC	平均費用(貸出金残高で除す)	131	0.029	0.00	0.018	0.038

図表-22 推計結果

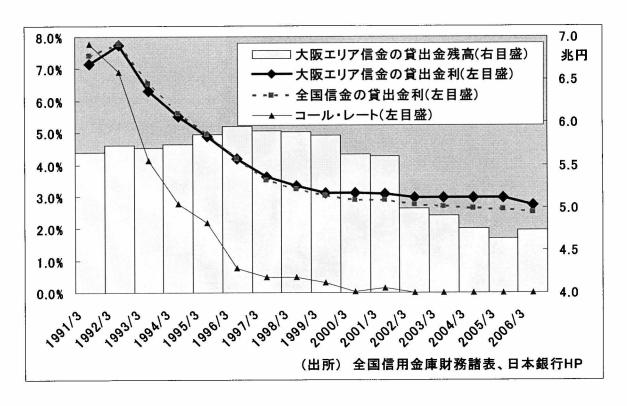
			1990)-2005年月	隻	1990	D-1996年月	度	1997	7-2005年月	度
				「全期」			「前期」			「後期」	
	T		係数	t値		係数	t値		係数	t値	
1	切片	α_{0}	40.08	(1.27)		31.75	(1.22)		55.06	(1.55)	
需	Inp _i	α_1	-1.20	(-6.29)	***	-1.65	(-5.51)	***	-1.49	(-6.86)	***
要関	Inp _j	α_2	1.29	(7.04)	***	1.76	(6.18)	***	1.26	(2.64)	***
数 モ	InY	α_3	-1.41	(-0.78)		-0.95	(-0.64)		-2.31	(-1.11)	
デル	InBR	α4	1.32	(48.92)	***	1.40	(36.44)	***	1.19	(34.03)	***
,,,	決定係数	R ²		0.9256			0.9330			0.9188	
	切片	βο	-4.89	(-2.21)		-5.54	(-2.26)		-2.92	(-0.64)	
	Inq	b ₀	0.93	(7.43)	***	0.87	(6.01)	***	1.03	(5.20)	***
	1/2(Inq) ²	b ₁	0.00	(0.73)		0.02	(3.30)	***	0.00	(0.00)	
	lnω ₁	β 1	-0.87	(-1.00)		-1.38	(-1.45)		-0.25	(-0.12)	
	$\ln \omega_2$	β 2	4.42	(4.81)	***	5.25	(5.19)	***	1.56	(0.80)	
	lnω ₃	β3	-2.56	(-2.51)	**	-2.82	(-2.53)	**	-0.31	(-0.15)	
2	Inq∗Inω₁	b ₂	0.02	(3.76)	***	0.01	(1.29)		0.06	(4.55)	***
用製	Inq∗Inω₂	b ₃	0.00	(0.01)	1)	-0.17	(-2.18)	**	-0.02	(-0.75)	
数モデ	Inq $*$ In ω_3	b ₄	0.02	(1.31)		-0.02	(-1.01)		0.01	(0.39)	
デル	$(\ln \omega_1)^2$	β 4	-0.04	(-5.53)	***	0.01	(0.46)		0.03	(2.04)	**
10	$(\ln \omega_2)^2$	β ₅	-0.04	(-0.03)		0.04	(0.03)		-0.01	(-0.01)	
	$(\ln \omega_3)^2$	β 6	0.01	(0.21)		0.03	(0.21)		-0.06	(-1.78)	*
	lnω ₁ *lnω ₂	β,	-0.04	(-0.60)		-0.04	(-0.28)		-0.03	(-0.27)	
	lnω₁∗lnω₃	β 8	-0.02	(-1.28)		0.01	(0.32)		-0.01	(-0.44)	
1,000	lnω₂*lnω₃	β,	0.00	(-0.02)		-0.04	(-0.16)		-0.08	(-0.27)	
447	決定係数	R^2		0.9921			0.9949			0.9899	
3	λ=∂pj∕∂pi	λ	-6.60	(-5.05)	***	-7.04	(-3.79)	***	-0.57	(-1.70)	*
デ潤	帰無仮説λ=1	のt値		(-5.82)	***		(-4.33)	***		(-4.69)	***
ル関数	 決定係数	R^2		0.9453			0.8796			0.5475	

(備考) ***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で有意であることを示す

図表-23 マークアップ率比較

	1990-2005年度 「全期」	1990-1996年度 「前期」	1997-2005年度 「後期」
マークアップ率	10.29%	7.13%	45.23%
λ =0のマークアップ率	83.43%	60.73%	66.94%

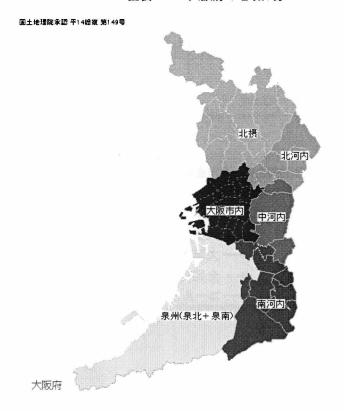
図表-24 大阪府エリアならびに全国信用金庫の貸出金利、コールレート、大阪エリアの貸出金残高推移



図表-25 再編ダミーによる区分

ダミ一名	略号	λ_k	区分内容	該当する信金
合併ダミー	MA	λ₁	他の信金と合併し存続信金となるか、破綻した他の信金の破綻処理後の事業譲渡を単独で受け入れている信金	大阪、大阪市、大阪東(旧阪奈)、摂津水都(旧摂津)
独立路線ダミー	INDEP	λ₂	合併に関与することなく、破綻 した他の信金の破綻処理後の 事業譲渡を単独で受け入れて いない信金(尼崎信金を除く)	十三、永和、枚方、大阪厚生、大阪商工、大福
消滅ダミー	DISAP	λ3	合併や破綻により消滅した信金	大阪(旧三和)、大阪(旧大阪第一)、大阪(旧相互)、大阪(旧南大阪、旧泉州)、大阪(旧南大阪、旧泉陽)、大阪市(旧大阪中央)、大阪東(旧阪奈、旧富士)、大阪東(旧八光)、大阪東(旧八光、日大阪産業)、摂津水都(旧水都、旧豊中)、摂津水都(旧水都、旧大阪殖産)、東洋、不動

図表-26 大阪府の地域区分



図表-27 地域ダミーによる区分

ダミ一名	λ_k	エリア(市区町村名)	該当する信金		
大阪市内ダミー	λ₄	大阪市内24区	大阪、大阪(旧三和)、大阪(旧大阪第一)、大阪(旧相互)、 大阪市、大阪市(旧大阪中央)、大阪東(旧阪奈、旧富士) 大阪東(旧八光、旧大阪産業)、大阪厚生、大阪商工、 大福、旧東洋、旧不動		
北摂地域ダミー	λ,	豊中、池田、箕面、吹田、摂津、 茨木、高槻、豊能、能勢、島本 町	摂津水都(旧摂津)、摂津水都(旧水都、旧豊中)、十三		
北河内地域ダミー	λ ₆	枚方、寝屋川、門真、守口、 四條畷、大東、交野	摂津水都(旧水都、旧大阪殖産)、枚方		
中河内地域ダミー	λ,	東大阪、八尾、柏原	大阪東(旧阪奈)、大阪東(旧八光)、永和		
南河内地域ダミー		松原、羽曳野、藤井寺、富田 林、河内長野、大阪狭山、河南 町、 太子町、千早赤阪村	なし		
泉州ダミー	λ8	泉北(堺、高石、和泉、泉大津、 忠岡) 泉南(岸和田、貝塚、泉南、 熊取、泉佐野、田尻、阪南、岬)	大阪(旧南大阪、旧泉陽)、大阪(旧南大阪、旧泉州)		

図表-28 ダミーモデルの推計結果

			再編ダミー・モデル 「全期」1990-2005年度			地域ダミー・モデル 「全期」1990-2005年度		
			係数	t値		係数	t値	
1需要関数モデ	切片	α_0	17.17	(0.54)		23.96	(0.78)	
	Inp _i	α_1	-2.04	(-12.97)	***	-2.06	(-12.32)	***
	Inpj	α_2	2.09	(13.63)	***	2.09	(13.02)	***
	InY	α_3	-0.10	(-0.06)		-0.49	(-0.28)	
	InBR	α4	1.27	(48.41)	***	1.27	(47.81)	***
ル	決定係数	R ²		0.9236			0.9234	
	切片	β 0	-9.77	(-3.84)		-9.13	(-4.09)	
	Inq	b ₀	1.26	(7.98)	***	1.20	(9.44)	***
	1/2(Inq) ²	bı	-0.01	(-0.76)		0.00	(-0.46)	
	$ln\omega_1$	β,	-1.41	(-1.54)		-1.69	(-1.90)	*
	$\ln \omega_2$	β 2	5.74	(5.92)	***	5.33	(5.56)	***
2	lnω ₃	β 3	-3.24	(-3.01)	***	-3.54	(-3.33)	***
費	Inq*Inω ₁	b ₂	0.02	(4.28)	***	0.03	(2.46)	**
用関	Inq*Inω₂	b ₃	-0.07	(-0.92)		-0.05	(-3.08)	***
数	Inq*Inω ₃	b ₄	0.03	(1.69)	*	0.03	(1.85)	*
数モデ	$1/2*(\ln \omega_1)^2$	β 4	0.06	(9.42)	***	-0.04	(-5.15)	***
íL	$1/2*(\ln \omega_2)^2$	β 5	0.06	(0.05)		0.46	(0.41)	
	$1/2*(\ln \omega_3)^2$	β_6	-0.03	(-0.46)		-0.02	(-0.39)	
	$\ln \omega_1 * \ln \omega_2$	β 7	0.03	(0.44)		0.03	(0.41)	
	$\ln \omega_1 * \ln \omega_3$	β 8	-0.01	(-0.99)		-0.02	(-1.08)	
	lnω ₂ *lnω ₃	β,	-0.01	(-0.05)		0.00	(0.01)	
	 決定係数	R ²		0.9922			0.9922	
	合併ダミーの λ	λι	-2.20	(-3.26)	***			
	帰無仮説λ=1のt値			(-4.74)	***			
	独立路線ダミーの λ	λ ₂	-3.59	(-3.18)	***			
	帰無仮説λ=1のt値			(-4.07)	***			
	消滅ダミーの λ	λ3	-4.70	(-3.47)	***			
	帰無仮説λ=1のt値	Ĭ		(-4.21)	***			
3	 大阪市内ダミーの λ	λ₄				-3.33	(-2.19)	**
刑潤	帰無仮説λ=1のt値	,					(-2.85)	***
関	北摂ダミーのλ	λ,				-2.49	(-1.85)	*
致于	帰無仮説λ=1のt値						(-2.59)	**
利潤関数モデル	北河内ダミーの λ	λ 6				-2.96	(-1.52)	
ル	帰無仮説λ=1のt値	U					(-2.04)	**
	中河内ダミーの λ	λ,				-2.79	(-1.95)	*
	帰無仮説 λ=1のt値	/					(-2.65)	***
	泉州ダミーの入	λ 8				-1.75	(-2.15)	**
		, · 8					(-3.38)	***
							\ 0.00/	

(備考)***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で有意であることを示す

図表-29 ダミー・モデルのマークアップ率

			再編ダミー・モデル 「全期」1990-2005年度	地域ダミー・モデル 「全期」1990-2005年度
	合併ダミーの λ	λ₁	15.09%	
マークアップ率	独立路線ダミーの λ	λ 2	10.48%	9
	消滅ダミ―の λ	λ ₃	8.44%	
	λ=0の場合		48.93%	
	大阪市内ダミーの λ	λ4		11.10%
	北摂ダミ―の λ	λ 5		13.79%
	北河内ダミーの λ	λ ₆		12.16%
	中河内ダミーの λ	λ,		12.71%
		λ 8		17.50%
	λ=0の場合			48.61%

APPENDIX

Dealership Models について

(第3章「預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング」)

預貸利鞘を説明するモデル式

前提

- 0期とT期の2期モデル
- ・期始の貸出金残高 L_0 、同預金残高 D_0 、ネットの与信額 $I_0 = L_0 D_0$
- ・同現金残高 C_0 、期始の純資産 $W_0 = I_0 + C_0 = (L_0 D_0) + C_0$
- · 市場金利 r
- ・銀行はリスク回避的

預金スプレッド a 、貸出スプレッド b 、期中の預金金利 $R_{\scriptscriptstyle D}$ 、期中の貸出金利 $R_{\scriptscriptstyle L}$ とすると、

$$a = r - R_D$$

$$b = \mathbf{R}_L - r$$

預貸利鞘は、
$$S^* = a + b$$

預金需要、貸出需要は固定的で、定数Qであるとするが、以下の確率で預貸取引がそ れぞれ発生するものとする。

$$\lambda_a = \alpha - \beta \times \mathbf{a}$$
 預金取引発生

(1)

$$\lambda_{b} = \alpha - \beta \times b$$
 貸出取引発生

2

- α、βは預貸金市場での競争圧力を示すパラメータ
 - α (切片) …価格に依存しない基礎的需要
 - β (傾き) …価格 (スプレッド) 弾力性

預金スプレッド(a)が大きい(小さい)ほど → 預金取引発生の確率は低い(高い) 貸出スプレッド(b)が大きい(小さい)ほど → 貸出取引発生の確率は低い(高い)

銀行業務に関する確率変数 $\tilde{\mathbf{Z}} \sim N(0, \sigma^2)$

・貸出取引に伴う信用リスクに関する確率変数 $\widetilde{\mathbf{Z}}_{\iota}\sim N(0,\sigma_{\iota}^{2})$

・市場金利リスクに関する確率変数 \sim \sim $N(0,\sigma_c^2)$

・ネットの与信に伴う信用リスクに関する確率変数 $\widetilde{\mathbf{Z}}_{l}^{-} \sim \mathbf{N} \left(0, \sigma_{l}^{2} \right)$

預貸取引発生後の期末の総資産 W_{τ} は、

$$W_{T} = I_{T} + C_{T} = (1 + r_{I} + \widetilde{Z}_{I})I_{0} + (1 + r_{I} + \widetilde{Z}_{C})C_{0}$$

$$\uparrow_{T} = r_{L} \frac{L_{0}}{I_{0}} + r_{D} \frac{D_{0}}{I_{0}} \quad , \quad \widetilde{Z}_{I} = \widetilde{Z}_{L} \frac{L_{0}}{I_{0}}$$

$$(3)$$

 W_r の効用 $U(W_r)$ を $E(W_r)$ の周りで二次までのテーラー展開し、期待効用を求める。 $E(W_r)=U(\overline{W}$) とすると、

EU
$$(W_T | Q = 0) = U (\overline{W}) + \frac{U'(\overline{W})}{2} [L_0^2 \sigma_L^2 + C_0^2 \sigma_C^2 + 2L_0 C_0 \sigma_{CL}]$$
 (4)

● 預金取引の発生

預金取引(金額 Q)が期中に発生した場合、期末の総資産残高は、

$$\widetilde{W}_{T} = (1 + r_{I} + \widetilde{Z}_{I}) I_{0} + (1 + r_{I} + \widetilde{Z}_{C}) C_{0} - (1 + r_{D}) Q + (1 + r_{I} + \widetilde{Z}_{C}) Q
= W_{0} (1 + r_{W}) + aQ + \widetilde{Z}_{L} L_{0} + \widetilde{Z}_{C} (C_{0} + Q)$$
(5)

預金取引(金額 Q)が期中に発生した場合、純資産額の変化に対する期待効用は、

$$EU(\Delta W_{\tau}|Q) = U'(\overline{W})a Q + \frac{U'(\overline{W})}{2}[(aQ)^{2} + (Q + 2C_{0})Q\sigma_{C}^{2} + 2L_{0}Q\sigma_{CL}]$$
(6)

貸出取引の延長

貸出取引(金額 Q)が期中に延長された場合、期末の総資産残高は、

$$W_{T} = (1 + r_{I} + \widetilde{Z}_{I}) I_{0} + (1 + r_{I} + \widetilde{Z}_{C}) C_{0} - (1 + r_{L} + \widetilde{Z}_{L}) Q - (1 + r_{I} + \widetilde{Z}_{C}) Q$$

$$= W_{0} (1 + r_{W}) + bQ + \widetilde{Z}_{I} (L_{0} + Q) + \widetilde{Z}_{C} (C_{0} - Q)$$

$$(7)$$

貸出取引(金額 Q)が期中に延長された場合、純資産額の変化に対する期待効用は、

$$EU (\Delta W_{\tau} | Q) = U'(\overline{W})bQ + \frac{U'(\overline{W})}{2}[(bQ)^{2} + (Q + 2L_{0})Q\sigma_{L}^{2} + (Q - 2C_{0})Q\sigma_{C}^{2} + (Q - 2C_{0})Q\sigma_{C}^{2}]$$

$$+2(C_{0} - Q - L_{0})Q\sigma_{C}]$$
(8)

● 期待効用の最大化

$$MaxEU(\Delta W_{T}) = \lambda_{a}EU(\Delta W_{T} | deposit) + \lambda_{b}EU(\Delta W_{T} | loan)$$

$$= (\alpha - \beta a)EU(\Delta W_{T} | deposit) + (\alpha - \beta b)EU(\Delta W_{T} | loan)$$

$$9$$

預貸金収益の二次の部分は無視できると仮定する。つまり $(aQ)^2=0$, $(bQ)^2=0$ b ならびに a で偏微分すると、

$$\frac{\partial \lambda_{b} EU(\Delta W_{r})}{\partial b} = -\beta \left\{ U'(\overline{W}) bQ + \frac{U''(\overline{W})}{2} \left[(Q + 2 L_{0}) Q \sigma_{L}^{2} + (Q - 2 C_{0}) Q \sigma_{C}^{2} + (Q - 2 C_{0}) Q \sigma_{C}^{2} \right] + 2 \left(C_{0} - Q - L_{0} Q \sigma_{CL} \right) + (\alpha - \beta b) U'(\overline{W}) Q = 0$$

$$\frac{\partial \lambda_{a} EU(\Delta W_{r})}{\partial a} = -\beta \left\{ \left\{ U'(\overline{W}) aQ + \frac{U''(\overline{W})}{2} \left[(Q + 2C_{0})Q \sigma_{c}^{2} + 2L_{0}Q \sigma_{c}^{2} \right] \right\} + (\alpha - \beta a)U'(\overline{W})Q = 0 \right\}$$
(II)

均衡スプレッド

⑩,⑪より期待効用を最大化させる預貸スプレッドは、

$$b' = \frac{\alpha}{2\beta} - \frac{U'(\overline{W})}{4U'(\overline{W})} \left[(Q + 2L_0)\sigma_L^2 + (Q - 2C_0)\sigma_C^2 + 2(C_0 - Q - L_0)\sigma_{CL} \right]$$
(12)

$$\vec{a} = \frac{\alpha}{2\beta} - \frac{U'(\overline{W})}{4U'(\overline{W})} [(Q + 2C_0)\sigma_c^2 + 2L_0\sigma_{cL}]$$

預貸利鞘(S)は a と b の和であるから、⑫と⑬を足せばよい。

$$S^{\bullet} = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right) + \frac{R_a}{2} \left[\left(Q + 2L_0\right) \sigma_L^2 + 2Q \sigma_C^2 + 2\left(C_0 - Q\right) \sigma_{CL} \right]$$

$$R_{a} = \frac{U'(\overline{W})}{2U'(\overline{W})}$$

【参考文献一覧】

- ・ 池尾和人、広田真一 [1992]「日本の資本構成とメインバンク」、堀内・吉野編『 現代 日本の金融分析』、東大出版会、pp.39-71.
- ・ 石橋尚平 (2007)「地銀の預貸利鞘とリレーションシップ・バンキング」『金融経済研究』第 24 号, pp.49-67
- ・ 石橋尚平(2007)「地銀の早期事業再生に向けた取組についての初期評価」『生活経済研究』第25巻, pp.23-34.
- ・ 岩坪夏門(1999a)「信用金庫の規模と範囲の経済性」『六甲台論集 経済学編』第46巻第3 号 pp.1-17.
- ・ 内田浩史(2007),「リレーションシップバンキングの経済学」筒井義郎・植村修一編『リレーションシップバンキングと地域金融』第1章 日本経済新聞出版社, pp.13-46
- ・ 小野有人(1997),「わが国金融機関の預貸金利鞘-低スプレッドの背景とその対応策」 『富士総研論集』1997年IV号.
- ・ 粕谷宗久(1993)『日本の金融機関経営―範囲の経済性、非効率性、技術進歩』東洋経済 新報社
- ・ 加納正二(2004a)「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』第8巻第2号, pp. 33-46.
- ・ 加納正二(2004b)「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』第9巻第1号, pp. 37-56.
- ・ 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 煕編著)中央経済社、第3章、pp.61-84.
- 加納正二(2006),「日本におけるリレーションシップレンディングとソフト情報」『国際 公共政策研究』(大阪大学)第11巻、第1号、pp.85-101.
- ・ 小林慶一郎、才田友美、関根敏隆(2002), 「いわゆる『追い貸し』について」日銀ワー キング・ペーパー・シリーズ 02-2

- 櫻川昌哉(2002)『金融危機の経済分析』東京大学出版会
- ・ 島袋伊津子(2003)「平成不況における信用金庫・信用組合の行動に関する実証分析」『生活経済学研究』Vol.18, pp.219-227.
- 島袋伊津子(2006)「銀行貸出におけるスイッチング・コストと競争環境」"PRI
 Discussion Paper Series" No.06A-9 2006年4月
- ・ 白鳥哲哉・大山剛(2001)、「近年における邦銀の収益低迷の背景と今後の課題-預貸利 鞘のトレンドからみた分析」『日本銀行考査局 Discussion Paper』 №01-J-1.
- ・ 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)「銀行業の産業組織」館龍一郎・蝋山昌一編『日本の金融[1] 新しい見方』第1巻,第5章 東京大学出版会
- 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~」"PRI Discussion Paper Series"№06A-23
 2006年7月
- ・ 長山宗宏, 山田隆広(2004)「地域の再生ファンドの実態-信用金庫にとっての活用ポイント」『信金中金月報』2004.9 pp. 38-54.
- 南地伸昭(2004),「地域金融機関の二重性の分析-金融社会論的アプローチ」『生活経済研究』Vol.20, pp.55·70.
- ・ 日本銀行信用機構局(2005)「わが国における事業再生ファンドの最近の動向」『日本銀 行調査季報』2005 年春(4月)
- ・ 藤原賢哉 (2006)「破綻処理効率性の検証」『金融制度と組織の経済分析-不良債権問題とポストバブルの金融システム』第1部第2章 中央経済社
- ・ 細野薫, 櫻川昌哉(2002)「ソフト・バジェット問題の克服−金融システム安定化に向けて−」『財経詳報』№2289, 2002. 2. 15, pp. 16-21.
- ・ 細野薫・澤田充・渡辺努(2005),「中小企業向け融資は適切にプライシングされているか?」mimeo.

- ・ 堀江康熙・川向肇(2001)「大都市圏に於ける信用金庫の営業基盤」『経済学研究』第67巻 第6号 pp.1-30.
- ・ 堀江康熙・川向肇(2002)「信用金庫の営業基盤と合併問題」『経済学研究』第68巻 第4・5号 pp.83-116.
- ・ 松尾順介(2006) 「地域再生ファンドと地方金融機関の関係について」『RIETI Discussion Paper Series』06-J-045
- ・ みずほ総合研究所(2003),「わが国金融機関の低スプレッド-1990 年代後半における利 ざや設定行動の検証」みずほリポート.
- ・ 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
- ・ 宮越龍義(1993)「信用金庫における範囲の経済性と規模の経済性」『経済研究』第44巻 第 3号 pp.233-242.
- Allen, L. (1988), "The Determinants of Bank Interest Margins: A Note", Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol.23, pp.231-35.
- Alley, W.A.(1993), "Collusion versus Efficiency in the Japanese Regional Banking Industry", The Economic Studies Quarterly, Vol.44, No.3, pp.206-215.
- Angbazo, L. (1997), "Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, and Off-balance Sheet Banking", Journal of Banking & Finance, vol.21, pp.55-87.
- Angelini, P., R. Di Salvo, G. Ferri(1998), "Availability and Cost of Credit for Small Businesses: Customer Relationships and Credit Cooperatives", Journal of Banking & Finance, Vol.22, pp.925-954.
- Baba, Naohiko(2001), "Optical Timing in Bank's Writing-off Decisions under the Possible Implementation of a Subsidy Scheme; A Real Option Approach", IMES Discussion Paper, No.2001-E-11, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2001

- Baltagi, B.H. (2001), Econometrical Analysis of Panel Data, 2nd ed., John Wiley & Sons.
- Berger, A. N., N. H. Miller, M. A. Petersen, R. G. Rajan, and J. C. Stein(2002), "Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks", NBER Working Paper Series, No. 8752.
- Berger, Allen N., Rosen, Richard J., Udell, Gregory F.(2001), "The Effect of Bank Size on Bank Competition: The Case of Small Business Lending", Working Paper Federal Reserve Bank of Chicago WP2001-10
- Berger, Allen N., Rosen, Richard J., Udell, Gregory F.(2007), "Does Market Size Structure Affect Competition? The Case of Small Business Lending", Journal of Banking & Finance Vol. 31,pp. 11-33
- Berger, Allen N. and Gregory F. Udell (1995), "Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance", Journal of Banking & Finance Vol. 22., pp.613-73.
- Berger, Allen N. and Gregory F. Udell(2002), "Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance", The Economic Journal, Vol. 112, pp. 32-53.
- Berger, Allen N. and Gregory F. Udell(2006), "A more complete conceptual framework for SME finance", Journal of Banking & Finance Vol. 30. pp.2945-2966.
- Berlin, Mitchell and Mester, Loretta J.(1998), "On the Profitability and Cost of Relationship Lending", Journal of Banking & Finance Vol. 22., pp.613-73.
- Berlin, Mitchell and Mester, Loretta J.(1999), "Deposits and Relationship Lending",
 The Review of Financial Studies, Vol. 12, No. 3., pp. 579-607.
- Blackwell, D. W. and D. B. Winters(1997), "Banking Relationships and the Effect of Monitoring on Loan Pricing", Journal of Financial Research, Vol.20, pp.275-89.

- Boot, A. W. A.(2000), "Relationship Banking: What Do We Know?", Journal of Financial Intermediation, No.9, pp.7-25
- Boot, Arnoud W. A., and Anjan V. Thakor(2000), "Can Relationship Banking Survive Competition?", The Journal of Finance, Vol. 55, pp. 679-713.
- Bresnahan, T. F.(1982), "The Oligopoly Solution Concept is Identified", Economic Letters, Vol. 10, pp.87-92.
- Bresnahan, T. F.(1989), "Empirical Studies of Industries with Market Power", in R.
 Shmalensee and R. Willig, eds., Handbook of Industrial Organization, Vol.2
 Amsterdam: North-Holland
- Clarke, R. and S. W. Davies (1982), "Market Structure and Price-Cost Margins",
 Economica, vol. 49, pp.277-287
- Coccorese, Paolo(2002), "Competition Among Dominant Firms in Concentrated Markets: Evidence from the Italian Banking Industry", CSEF Working Papers, No.89, Salerno
- Coccorese, Paolo(2004), "Banking Competition and Macroeconomic Conditions: a disaggregate analysis", Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Vol. 14, pp.203-219.
- Coccorese, Paolo(2005), "Competition in Markets with Dominant Firms: A Note on the Evidence of the Italian Banking Industry", Journal of Banking & Finance, Vol. 29, pp.1083-1093.
- Degryse, Hans and van Cayseele(2000), "Relationship Lending within a
 Bank-Based System: Evidencefrom European Small Business Data", Journal of
 Financial Intermediation, Vol.9, No.1., pp.90-109.
- Dewatripont, M. and E. Maskin (1995), "Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies", The Review of Economic Studies, Vol. 62, No.4., pp.

541-555.

- Elsas, Ralph and Krahnen, Jan Pieter (1997), "Is Relationship Lending Special?

 Evidence from Credit-file Data in Germany", Journal of Banking & Finance Vol. 22, pp.1283-1316.
- Elyasiani, Elyas and Lawrence G. Goldberg(2004), "Relationship Lending: A Survey of the Literature", Journal of Economics and Business, Vol.56, pp.315.—330.
- Harhoff, Dietmar and Timm Körting(1998), "Lending Relationships in Germany— Empirical Evidence from Survey Data", Journal of Banking & Finance Vol.22, pp.1317-1353.
- Ho, Thomas S.Y. and A. Saunders (1981), "The Determinants of Bank Interest
 Margings: Theory and Empirical Evidence", Journal of Financial and Quantitative
 Analysis, vol.16, pp.581-600.
- · Kano, M. and Y. Tsutsui (2003), "Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets", Regional Science and Urban Economics, vol.33, No.2, pp.157-74.
- Kano, Masaji, Hirofumi Uchida, Gregory F. Udel, and Wako Watanabe(2006),
 "Information Verifiability, Bank Organization, Bank Competition and Bank-Borrower Relationships", RIETI Discussion Paper Series 06-E-003
- Lau, L.J.(1982), "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data", Economic Letters, Vol.10, pp.93-99.
- Molyneux, J., P. Thornton and D. M. Lloyd-Williams(1996), "Competition and Market Contestability in Japanese Commercial Banking", *Journal of Economics* and Business, Vol.48, pp.33-45.
- Ongena, Steven and David C. Smith(1998), "Bank Relationships; A Review",
 Cambridge University Press pp.221-258
- · Ongena, Steven and David C. Smith(2000), "What Determines the Number of Bank

- Relationships?", Journal of Financial Intermediation 9, pp.26–56.
- Petersen, Mitchell A. and Rajan, Raghuram G.(1994), "The Benefit of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data", The Journal of Finance, Vol.49, No. 1, pp.3-37
- Petersen, Mitchell A. and Rajan, Raghuram G.(1995), "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships", Quarterly Journal of Economics Vol. 110, No.2., pp.407-443
- Saunders, A. and L. Schumacher(2000), "The Deternimants of Bank Interest Rate Margins: An International Study", Journal of International Money and Finance, vol.19, pp.813-832.
- Shaffer, Sherrill(1993), "A Test of Competition in Canadian Banking", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 25, No. 1. (Feb., 1993), pp. 49-61.
- Shaffer, Sherrill(2001), "Banking Conduct before the European Single Banking
 License: A Cross-country Comparison", The North American Journal of Economics

 and Finance Vol.12, pp.79-104
- Sharpe, A. Steven(1990), "Asymmetric Information, Bank Lending and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationship", Journal of Finance, Vol.45, No.4. pp.1069-1087.
- Uchida, H. and Y. Tsutsui (2005), "Has Competition in the Japanese Banking Sector Improved?", Journal of Banking & Finance, Vol. 29, No.2, pp.419-439
- Vesala, Timo(2007), "Switching Costs and Relationship Profits in Bank Lending",
 Journal of Banking & Finance, Vol. 31, No.2, pp.477-493.
- ・ 金融審議会(2003)、「リレーションシップバンキングの機能強化に向けて」
- ・ 金融審議会 (2007)「地域密着型金融の取組みについての評価と今後の対応についてー

地域の情報集積を活用した持続可能なビジネスモデルの確立を一」

- ・ 金融庁(2002)「金融再生プログラムー主要行の不良債権問題解決を通じた経済再生」
- ・ 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ー中小・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)の確保一」
- ・ 金融庁(2004)「金融改革プログラムー金融サービス立国への挑戦」
- ・ 金融庁(2005)「地域密着型金融の推進に関するアクションプログラム(平成 17-18 年度)」
- ・ 中小企業庁(2004), 『中小企業白書〈2004 年版〉―多様性が織りなす中小企業の無限 の可能性』ぎょうせい
- 預金保険機構(2005)「(資料) 金融機関に対する監督制度等の変遷不況」『預金保険研究』2005 年 9 月 「平成金融危機への対応」資料
- 預金保険機構(2006)「平成17年度預金保険年報」平成18年8月
- ・ 金融ジャーナル社 (2001~2006)『金融ジャーナル増刊号 金融マップ』2000~2005 年版
- ・ 全国図書コンサルタント社『全国信用金庫財務諸表』平成2~18年度版
- 全国銀行協会(2000~2004)『全国銀行財務諸表分析』平成11~15年度決算
- 日本金融通信社『日本金融年鑑』1990~2006年版