

| | |
|--------------|---|
| Title | 金融市場と銀行業：産業組織の経済分析 |
| Author(s) | 筒井, 義郎 |
| Citation | 大阪大学, 1989, 博士論文 |
| Version Type | VoR |
| URL | https://hdl.handle.net/11094/36860 |
| rights | |
| Note | |

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

Osaka University

金融市場と銀行業

—産業組織の経済分析—

筒井義郎 著

東洋経済新報社

は し が き

本書は、私が1979年に大阪大学大学院に入学して以来、わが国の金融市場に
関しておこなってきた研究をまとめたものである。各章にはそれぞれ核となる
論文があるが、本書をまとめるに当たって、各々を相当に書き直したことはい
うまでもない。とくに、専門論文では周知のこととして省略される一般的な説
明を各章の冒頭に付け加え、余りに専門的、技術的になると思われる部分は省
略するか、各章末に補論として一括した。また、もともと独立した論文であつ
た各章の関連をできるだけ明らかにするように努めた。本書の特徴や構成につ
いては序章を参照されたい。

本書を書くに当たってじつにたくさんの方のお世話になった。まず、本書の
草稿を読んでさまざまなコメントを与えてくれた3人の方にお礼申し上げたい。
関西大学商学部の平山健二郎氏は草稿の大部分を読んでくださり、草稿にあつ
たいくつもの誤りを指摘してくださった。協和銀行事業調査部に勤務する中井
恵美子氏は実務家の立場から本書の問題点や読みにくい点を指摘してくださ
った。また、私がYale大学で一緒に机を並べて研究する機会を得た東京都立大
学の中馬宏之氏は第3章について詳細なコメントを与えてくださった。残念な
がらそれらの指摘を全ていかすことはできなかったが、本書が少しでも読み易
く、また誤りの少ないものになっているとしたら、この3人のご尽力に負うと
ころが大きい。

水鳥悦枝氏を始めとする名古屋市立大学共同研究室の方々には、原稿の整理
でお世話になった。また、東洋経済新報社の渡辺昭彦氏は何年にもわたって著
者を激励し、出版の便宜を図ってくださった。

本書の核となる論文の過半は他の研究者との共同研究である。共同の成果を
著者単独の名前で発表することを快く許可していただいた、小佐野広、蠟山昌
一、野間敏克、森伸宏の各氏に感謝申し上げたい。また、各論文執筆の際に多
くの方々から有益なコメントをいただいたが、そのすべての方にここで改めて
感謝申し上げたい。

私の研究者としての成長については、このわずかな紙数ではあげきれないほど多くの方の賜である。ここでは、研究上だけでなく、日常生活においてまでお世話になった「指導教官」ともいうべき方々のお名前をあげるだけにとどめざるをえない。

大阪市立大学経済学部の故柴山孝治先生は、夜間部の学生であった私に大学院の授業の出席を認めてくださり、また大学院進学を進めてくださった。

経済学者としての基本的な訓練を大阪大学大学院で受けたことは私にとって幸いであったといえよう。現在では珍しくないが、当時では大学院で基礎的なコースからきちんと教えるところは少なかったのではないかと思う。もっともその当時の私はそのようなことを知るはずもなく、勤務していた高校から通える範囲として選んだのに過ぎなかったのであるが、経済学部・社研の授業の一つ一つがよい思い出であり、優れた先生方に指導を受ける機会に恵まれた好運を思わざるをえない。これらのどなたの力が欠けても現在の自分はいえなかったであろう。ここでは、大学院・助手時代の指導教官である、建元正弘、畠中道雄、蠟山昌一先生と、古川顕先生の名をあげるにとどめざるをえない。

現在の勤務先である名古屋市立大学経済学部は常に恵まれた研究環境を与えてくれている。とりわけ、根津永二先生には、研究上の質問から個人的な相談まで絶えずお世話になっている。留学中のYale大学では浜田宏一先生にご指導を賜っている。

とりわけ、私が圧倒的な影響を受けたのは蠟山昌一先生からである。そもそも金融を専門分野に選んだのは、蠟山先生に出会ったからにほかならない。問題の発見の仕方、論文の読み方・書き方から研究者としての心構えまで、すべて先生に手とり足とり教えていただいた。感謝の念をこめて本書を蠟山昌一先生に捧げたい。

1988年3月 美しいNew Havenにて

筒井義郎

目 次

は し が き

| | |
|--------------------|---|
| 序 章 本書の特徴と構成 | 1 |
| (a) 本書の特徴 (1) | |
| (b) 本書の構成 (3) | |
| (c) 原論文一覧 (5) | |

第 I 部 金融市場の計量分析

| | |
|---|---|
| 第 1 章 貸出市場の不均衡分析 | 8 |
| 第 1 節 人為的低金利政策と貸出金利の硬直性 (9) | |
| 1.1 人為的低金利政策 (9) | |
| 1.2 金融自由化と貸出市場 (12) | |
| 1.3 貸出金利の硬直性 (14) | |
| 第 2 節 不均衡計量経済学 (17) | |
| 2.1 市場調整速度の計測 (18) | |
| 2.2 Fair-Jaffee の不均衡計量経済学 (22) | |
| 第 3 節 Fair-Jaffee の方法に基づく研究：先行する 3 論文の 検討 (25) | |
| 3.1 3 論文の比較 (25) | |
| 3.2 古川論文(1979)の追試 (28) | |
| 3.3 浜田他(1977)および釜江論文(1980, a)の追試 (30) | |
| 第 4 節 貸出市場の不均衡分析 (31) | |

| | | |
|------------|-------------------------|-----------|
| 4.1 | 解決すべき問題点 | (31) |
| 4.2 | 不均衡仮説の選択 | (32) |
| 4.3 | 均衡か不均衡か？ | (37) |
| 第5節 | その後の研究動向：結びにかえて | (42) |
| 第1章 | 注 | (40) |
| 第2章 | 新規貸出金利の調整機能 | 52 |
| 第1節 | 新規貸出金利の重要性 | (53) |
| 1.1 | 貸出と債券の違い | (53) |
| 1.2 | 従来 of 分析の問題点 | (54) |
| 第2節 | 新規貸出金利の推定 | (55) |
| 2.1 | 推定方法 | (55) |
| 2.2 | 新規貸出金利の推移：推定結果とその評価 | (57) |
| 2.3 | 実効新規貸出金利の推定 | (61) |
| 第3節 | 新規貸出金利の調整機能 | (64) |
| 第4節 | 結 び | (69) |
| [補論] | 他の研究者による新規貸出金利の推定 | (70) |
| 第2章 | 注 | (73) |
| 第3章 | 貸出金利の硬直性と暗黙契約理論 | 75 |
| 第1節 | 暗黙契約理論と貸出市場 | (77) |
| 1.1 | 均衡信用割当の理論 | (77) |
| 1.2 | 貸出金利の硬直性と銀行の保険機能 | (79) |
| 第2節 | 暗黙契約理論と銀行の保険機能：実証分析 | (85) |
| 2.1 | 危険回避行動と金利の安定：理論モデル | (87) |
| 2.2 | 実証分析の方法 | (91) |
| 2.3 | 大銀行と大企業間のリスクシェアリング：実証結果 | (94) |
| 第3節 | おわりに | (96) |

[補論] 池尾モデルによる実証分析 (98)

第3章 注 (102)

第II部 銀行業の産業組織

第4章 規制下の協調行動：銀行業の諸特徴106

第1節 産業としての金融業 (107)

1.1 なぜ金融業の産業組織を研究するのか? (107)

1.2 金融業の大きさ (108)

第2節 日本の銀行業の産業組織 (110)

2.1 産業組織論の基本的手法 (110)

2.2 産業組織の基本構図：概説 (111)

2.3 公的規制 (113)

2.4 市場構造 (120)

2.5 カルテル的協調行動 (125)

2.6 市場成果 (126)

第3節 金融自由化と産業組織の変化 (128)

第4章 注 (131)

第5章 銀行店舗規制の実効性132

第1節 店舗規制の変遷 (134)

1.1 店舗規制の変遷 (134)

1.2 店舗規制に関する3つの推測 (136)

第2節 銀行の費用関数と店舗規制の実効性：分析の枠組み (138)

第3節 実証分析の方法 (142)

3.1 実証に用いる関数形の定式化 (142)

3.2 データ (143)

| | | |
|------|----------------------------|----------|
| 第4節 | 弱まりつつある店舗規制：実証結果 | (144) |
| 第5節 | 結 び | (147) |
| [補論] | 店舗面積規制の実効性 | (149) |
| 第5章 | 注 | (150) |
| 第6章 | 規模の経済性とその源泉 |152 |
| 第1節 | はじめに | (153) |
| 1.1 | 規模の経済性の定義 | (153) |
| 1.2 | 規模の経済性は小さいか？：従来の研究の展望 | (154) |
| 第2節 | 規模の経済性——各業態の特徴と変化—— | (156) |
| 第3節 | 規模の経済性の源泉 | (160) |
| 3.1 | 制度的理由による規模の経済性——自由化と国際化—— | (161) |
| 3.2 | 都市銀行の内部格差 | (164) |
| 3.3 | 貸出件数と貸出サイズの経済性：貸出を分解した分析 | (167) |
| 3.4 | 技術進歩と規模の経済性 | (169) |
| 第4節 | 結論と課題 | (171) |
| 第6章 | 注 | (173) |
| 第7章 | 銀行業の市場構造と市場成果 |175 |
| 第1節 | カルテル的協調行動と市場成果 | (175) |
| 1.1 | 県別市場分断仮説に基づくクロスセクション分析 | (176) |
| 1.2 | 市場構造—成果仮説の厳密な定式化 | (176) |
| 1.3 | 金利方程式・費用関数・利潤関数を用いて説明変数を選ぶ | (178) |
| 第2節 | 市場集中度と金利・利潤・費用関数の関係 | (178) |
| 2.1 | 分析の枠組：市場構造—成果仮説の定式化 | (178) |

2.2 推定方法：市場関数と個別関数の区別 (182)

2.3 データ (185)

第3節 推定結果 (185)

3.1 市場集中度が高いほど技術的効率性は高い (185)

3.2 市場集中度が高いほど利潤は大きい (187)

3.3 市場集中度と金利の関係は明らかでない (188)

第4節 結 び (191)

第7章 注 (192)

| | |
|---------|-------|
| 終 章 | 195 |
| 参 考 文 献 | 199 |
| 日本語文献 | (199) |
| 英語文献 | (203) |
| 索 引 | 209 |

序章 本書の特徴と構成

(a) 本書の特徴

本書は戦後の高度成長期とそれに続く低成長期の日本の金融市場および金融業の特質を明らかにすることを目的としている。このような目的をもつ書物としてはすでに優れたものが幾つも出版されているが、本書は次の3つの新しい特徴をもっている。

本書の第1の特徴は、できる限り経済理論に基づいて実証的に実態を把握しようとする点である。本書が目指すのは、金融現象を経済理論によってどのように理解できるか（できないか）を実証的に検討することであり、そのために、各章は、対立する複数の仮説を提示して統計データがどちらを支持するかを検定するという構成をとっている。本書は、一つの理論で金融市場の諸現象を統一的に理解するという体裁をとらず、むしろ、ある現象を説明する可能性のある複数の理論をとり上げて、その現象の説明としてはどちらの理論が優れているかを検証しようとするものである。

経済学にとって、このような作業は当然不可欠のものである。経済学が論理学や数学と違い、実証科学である以上、経済理論の正否は単にその論理的整合性によって確かめることはできない。それが現実の経済をどれだけ説明できるかがその理論の正しさの決め手になる。本書の作業は、物理学や化学において理論の適否を確かめる実験に相当するものといえよう。

第2の特徴は、本書のかなりの部分が産業組織論的分析に当てられていることである。すなわち、金融市場における一方の取引主体である銀行が、どのような規制と環境のもとで、どのように行動し、その結果、金利や利潤がどうなっているかを考察するものである。そもそも、どのような金融政策が有効であるかは、その時代の金融システムがどのようなものであるかに依存しているはずである。したがって、適切な金融政策の設計には、銀行がおかれている環境や、銀行間競争の状態とそれがもたらしている結果といった「金融業の産業組織」に関する知識が不可欠であるといえよう。それにもかかわらず、このよう

な研究はほとんどおこなわれたことがなかったのである。

本書の第3の特徴は、専門の経済学者以外にも容易に理解されるよう、平明な記述に留意した点である。本章末に記載したように、各章の分析はもともと核となる専門論文が存在するわけであるが、その技術的な部分は省略し、分析の意図や専門論文では周知として省略される用語や理論的背景の説明を加えた。分析は厳密さを追求するよりも、直観的な理解に役立つ説明を加えるよう心がけた。数式の使用は論理的な推論の正しさをチェックするために不可欠であるが、数式を展開する前に、論理的な道筋を言葉で説明することにしている。

このような努力を払ったのは、いうまでもなく、本書を、広く金融に関心のある実務家および学生に読んでもらいたいからである。金融のように具体的な現象を説明しようと志す者にとって、その説明が学界だけでなく、現実世界の人々を説得できるかどうかは一大関心事である。

実務の世界では、「なぜ、このような現象があるか」よりも「どのような現象があるのか」の方が重視される傾向があるようにみうけられる。しかしながら、単なる事実の叙述はその事実の本質的理解ではない。理解するためには、事実を整理しなければならず、その整理が役立つものであるためには、その事実の裏にひそむ法則を表現していなければならない。人間という有限の存在にとって複雑な事象を理解するには、それをできるだけ単純な「法則」に還元する必要がある。それなしには、その理解を「予測」に用いることはできないのである。われわれが金融現象を経済学の概念で説明しようとするのは、それこそが「予測」や「制御」に使うことができる「理解」への第一歩であるからにはかならない。実務の方は、本書を読んで、わかりきったことをずいぶんあれこれとひねくりまわすものだという感想を持たれるかもしれない。しかし、一見単純な事実にみえても、それを厳密に実証しようとする本書でおこなっているような面倒な手続きが必要になるのである。

長期間の受験勉強を通じて、学問とは覚えることだと思こんでしまっている学生諸君にも本書を読んでもらいたい。しかし、本書はその結論を覚えることを目的として読まれるものではない。学生諸君には、本書から、学問は疑うことであり、発見することであるということを学んでほしい。実際、そのような態度で眺めれば、私が本書の各章で「結論」として述べていることは真実ではないことに気づき、それらを再吟味する手だてを見いだすことができるであ

ろう。

(b) 本書の構成

本書は2部から構成される。第I部が金融市場の分析であるのに対し、第II部は金融市場に登場する一方の主体である銀行の分析に焦点がおかれている。

貸出金利はコールレートなどの市場金利に比べると変動が小さく硬直的に推移してきた。この貸出金利の硬直性は、大蔵省・日銀の規制である人為的低金利政策によってもたらされており、貸出市場では信用割当がおこなわれてきたと解釈されることが多い。しかしながら、この事実を貸出市場の特性を反映した合理的な行動の結果であると解釈することも可能である。第I部は主として、この2つの見解を巡って議論が進められる。

第1章では、貸出金利の硬直性が不均衡市場仮説によって説明できるかどうかを検討する。不均衡計量経済学の手法によって、貸出の供給関数・需要関数を推定し、貸出市場は超過需要状態が支配的であることを明らかにする。

第2章は、新規貸出金利の重要性に着目する。戦後公表されている貸出金利は「貸出約定平均金利」すなわち、すでに契約済みの貸出を含む残高の金利であり、その期に契約される「新規貸出金利」ではない。これに対しコールレートなどの市場金利はその時々に取り引される金利であるから、この両者を比較して、貸出金利が硬直的であると主張するのは説得的ではない。一般に新規金利は残高の金利よりも伸縮的であるからである。第2章では、新規貸出金利および新規貸出残高を公表されている残高の金利と貸出期限別貸出残高のデータから、これら間に存在する定義的關係を用いて算出する。新規貸出金利は残高の金利よりも伸縮的であるが、コールレートよりもはるかに硬直的であることが示される。さらに、第1章の不均衡分析がこれらの推定値を用いてやり直される。

第3章では、金利の硬直性を第1章とは違った見方で説明することを試みる。すなわち、銀行は貸出取引を通じて、もしそうでなければ企業が負担することになったであろう金利変動リスクの一部を負担してやっているという見方である。このような見方は、銀行が長期的な取引関係を通じて、企業あるいは企業集団の経営の安定化に寄与しているという見解につながっている。第3章では、このような見解を「暗黙の契約理論」に基づいて厳密に定式化し、検定する。実証の結果は、このような「暗黙の契約」が日本の貸出市場でおこなわれている

たことを示している。

第II部では、伝統的な産業組織論の手法に従って銀行業の分析がおこなわれる。第4章はわが国の銀行業をどのように見るべきかについての基本的な仮説を展開し、それに続く3つの章の導入の役割を果たす。そこで重要な概念は、新規参入を厳格に制限し競争手段を制限してきた公的規制と、それに支えられた銀行のカルテル的協調行動の存在である。この産業組織の基本的な構図は、現在、金融自由化の進展によって転機を迎えていることが指摘される。

銀行にとって預金金利に次いで有効な競争手段は店舗の拡大と配置であったであろう。このため、戦後一貫して、大蔵省は店舗数と店舗配置について規制をおこなってきた。第5章は、この店舗規制の実効性を検討し、最近においては相互銀行に対する規制は実質的な制約となっていないことを明らかにする。

第6章は市場構造のうちの規模の経済性について検討を加える。規模の経済性についてはこれまでに比較的多くの分析がおこなわれてきたものの、その源泉がどこにあるかを問うたものは少なかった。この章では、業態別に規模の経済性の近年の推移の特徴を明らかにし、この経済性の源泉をいくつかの視点から検討する。

市場が独占的になるほど競争が低下し金利や利潤率が高くなるという「市場構造—成果仮説」は、伝統的な産業組織論で最も重要な命題である。第7章はこの仮説の検定に当てられる。わが国の銀行業がカルテル的協調行動で記述されるのであれば、この仮説が成立している可能性は高い。もしそうであれば、新規参入規制や営業区域規制、店舗規制、業務分野規制などを緩和し、競争の促進を図ることが必要であろう。

「市場構造—成果仮説」をできる限り理論的に扱おうとするところにわれわれの分析の特徴がある。すなわち、第7章では、独占と完全競争市場の費用関数、利潤関数、金利方程式を利用して、「構造—成果仮説」を検定する命題を導く。さらに、独占であるか完全競争市場であるかによって、技術的効率性が異なる可能性をも考慮すると、「構造—成果仮説」の成立は、必ずしも、市場集中度が金利と利潤の両方と正の相関をすることを含意しないことも示される。実証分析の結果は「構造—成果仮説」の成立を示唆している。また、独占的な市場ほど技術的な効率性が高いことも明らかにされる。

各章は一応独立しており、読者はどの章から読み始めてもよい。ただし、先

の章でされた用語の説明などは後の章で繰り返されていないことが多いことに注意されたい。また、第1章と第3章は、貸出市場の金利の硬直性と信用割当の存在に対する代替的あるいは補完的なアプローチであり、対照して読まれると一層興味深いであろう。第4章は第II部全体の構成を示すもので、5~7章を読むに先立って読まれることが望ましい。

(c) 原論文一覧

- | | |
|--------------------------------|----------------------------|
| 第1章 筒井(1982, a), | 第2章 筒井(1982, b), 筒井(1985), |
| 第3章 Osano-Tsutsui(1986, 1985), | 第4章 筒井・蠟山(1987), |
| 第5章 Tsutsui(1986), | 第6章 野間・筒井(1987, a), |
| 第7章 Mori-Tsutsui(1987) | |

第 I 部

金融市場の計量分析

第1章 貸出市場の不均衡分析

本章の目的は、貸出市場が均衡していたのか、それとも信用割当が常態化しており貸出金利が低位に固定されていたのかを実証的に明らかにすることである。もし高度成長期においても貸出市場が十分に調整されており、均衡金利が成立していたのであれば、金利自由化の問題はそもそも存在しない。したがって、この問題の解明は金利自由化の意義を理解するにあたって避けて通ることのできない重要性を持っている。さらに、高度成長期の金融の特徴として、人為的低金利政策がしばしばあげられるが、もし貸出市場が均衡市場であったのであればそのような理解は根本的な反省を迫られることになる。

高度成長期の金融市場が規制されており、低金利政策がおこなわれていたこと、そして貸出市場を含む多くの金融市場において十分に金利機能が発揮されていなかったことは、疑うことのできない事実であり、改めて問う必要がないと思われるかもしれない。そこでまず第1節では、高度成長期の金融市場が均衡していたという解釈も可能であり、実際に有力でもあること、したがって、この問題の解明には慎重な実証分析が必要であることを説明しよう。この説明によって、貸出市場の不均衡分析が関心をもたれるにいたった理論的・実証的背景が理解されよう。つづいて、実際にわれわれの分析をおこなう前に、第2節で、動学的信用割当を統計的に実証する不均衡計量経済学的手法を説明する。第3節では、その手法を日本の貸出市場に適用した諸研究を批判的に展望する。第4節において、これらの批判をふまえてわれわれの分析をおこない、日本の貸出市場が不均衡市場として理解できることを実証することにしよう。第5節はこの問題に関する最近の研究動向を紹介して締めくくりにしたい。

さて、本章の議論は、貸出市場を、情報が完全で取引は価格だけをシグナルとしておこなわれる競売買市場(auction market)、あるいはワルラス的市場であると前提して展開される。この場合、貸出市場の不均衡および貸出金利の硬直性は、規制もしくは市場制度の後進性を意味すると解釈され、金利の自由化が望ましいと結論される。これに対し、貸出市場における銀行と企業の長期

的顧客関係や、リスク構造の違いなどに注目する立場からは、本章のように貸出市場を競売買市場として記述することは不相当であるとされる。この主張については第3章で論じることとし、本章では考慮の対象としない。

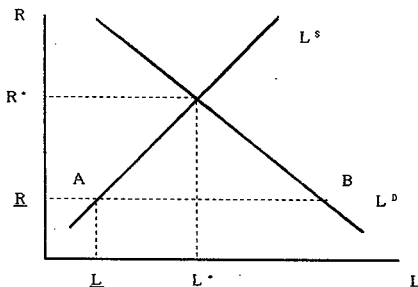
第1節 人為的低金利政策と貸出金利の硬直性

1.1 人為的低金利政策

高度成長期の日本の金融の特徴として、「人為的低金利政策」がしばしばあげられる。たとえば、鈴木淑夫は『現代日本金融論』（1974）において、オーバーローン、オーバーボロイング、間接金融、資金偏在、を高度成長期の金融の特徴としてあげ、これらの特徴を生み出した背景として、投資主導型の成長、金融の非国際化と共に人為的低金利政策の存在を指摘している。人為的低金利政策とは、いうまでもなく、大蔵省・日本銀行によって金利が低水準に規制されていることを意味する。ここで、金利が低水準に規制されているとは、もし規制がなかったとしたら実現したであろう金利、すなわち均衡金利、よりも低い水準に規制されていることにほかならない。

図1-1には貸出市場を例にとって低金利政策がもたらした状況を説明している。貸出の需要と供給は金利が R^* の時一致する。もし金利が R^* 以下の時は、その金利で銀行が貸し出したいと思う以上の借手が存在するので、銀行はより高い金利を要求することが可能である。逆に金利が R^* 以上の時は、借手が借りたい以上の貸手が存在するので、借手はより低い金利を要求することができよう。このようにして、市場が規制から自由であれば、需要と供給を均衡させ

図 1-1 低金利政策と貸出実現額



(注) R, L は低金利政策のもとでの金利および貸出実現額を表す。

る R^* が実現するであろう。しかし、規制当局によって金利が R^* を下回った R に規制されており変更が許されないとすると、超過需要が永続し、図中 AB で表される部分は貸出を受けることができない。この部分を信用割当 (credit rationing) と呼ぶ。(註1)

鈴木(1974)によれば、高度成長期においては、インターバンク市場では競争原理がはたらいていたのに対し、貸出市場・債券市場といった、対顧客取引を中心とする市場においては人為的低金利政策によって低水準に抑えられた「規制金利」で取引されてきた。しかしこの区別も相対的なものであって、もう少し子細にながめると、インターバンク市場も規制から完全に自由であったとはいえない。従来これらの市場では建値制といって、日銀の指導のもとに金利が前日に決定されていた。1977年に至って建値制が廃止され、金利が完全自由化されるまでは、これらの市場も完全な自由市場であったとはいえない。

規制を受けていたと思われる市場も、その規制の形態や程度は市場によって異なっている。日銀貸出市場は、対顧客市場ではないが、その金利である公定歩合が政策的に決定されており、日銀の金融政策が発動される場である。この市場が不均衡市場であったことは次のように推論される。市中金融機関にとって、日銀貸出は短期金融市場からの借入金と同じく支払い準備としての役割を果たす。いいかえれば、市中金融機関にとって日銀借入と短期金融市場からの借入とは無差別であるので、両者の金利は均等化するはずのものである。ところが、戦後一貫して、公定歩合の水準は短期金融市場の金利であるコールレートより低く定められてきた(図1-2参照)。すなわち、公定歩合は、その均衡金利よりも低く定められてきたわけで、そのため、貸出限度額規制という信用割当がおこなわれてきたというのがほぼ通説になっている(蠟山(1971))。

高度成長期には、預金金利はほとんど変更されることがなく、1970年代に入ってから、公定歩合とほぼ連動するように決められてきた(図1-2参照)。預金市場の均衡金利を推定するのは困難であり、数量的・統計的に預金市場が不均衡であったことを明らかにするのは容易な仕事ではない。しかし、日常的な観察からは、預金の獲得が銀行にとって有利であったことはよく知られている。そして、そのことは、預金金利が均衡金利よりも低く設定されていたからであると解釈されるのである。

社債の発行利回りが政策的に均衡水準より低く定められていたこともほぼ通

説として認められてきた。高度成長期においては、社債発行を希望する企業はその希望額を起債会に提出し、その承認を受けなければならなかった。その承認額は景気の局面によって変動したが、おおむね希望額の一部しか認められないことが多かった。この起債調整は債券発行市場における信用割当にほかならない。

これらの市場が不均衡であったという見解が通説であるが、これらに対しても異論が存在しないわけではない。日銀貸出については、公定歩合以外の「インプリシットコスト」を考慮にいれば、需給が均衡していたと解釈できるという主張がある（古川(1981), 井沢・筒井(1983)参照）。

預金市場についても、同じような議論が存在する。銀行は、景品や預金者に対するサービスといった手段を用いてより多くの預金を獲得しようと競争してきた。この景品やサービスとしての支払いは、金利と同様預金の需要・供給を調整する働きをする。その意味で、これらを「インプリシット金利」と呼ぼう。こうした競争の側面を重視すれば、預金の需要と供給が一致するようにこの「インプリシット金利」が調整されてきたという主張も無視できない（野間(1987)参照）。

ついでながら、預金市場がこの「インプリシット金利」によって均衡しているとすると、預金金利の自由化は銀行経営を楽にする方向に作用することになる。なぜならば、預金金利の自由化は金銭的な金利の支払いを増大させる一方で、景品等の「インプリシット金利」の支出を節約するからである。そして、金利としての支払いが景品等のサービスの形態をとる支払いよりも効率的であれば、いかえれば同一のコストでより大きな満足を預金者に与えるものであれば、後者の減少額は前者の増加額を上回り、全体の預金コストは低くなるであろう。逆に、もし預金者が預金金利としての支払いよりもサービスを好むとすれば、自由化以前と同様、インプリシット金利の支払いを続ければよい。どちらにしても、もし預金市場が均衡していたのであれば、預金金利の自由化によって銀行経営が悪化することは考えられないのである（このような議論は目新しいものではない。たとえば、Bradley-Jansen(1987)参照）。同じような議論は、貸出金利についても成立するのであって、市場が金利以外の調整手段を勘案すれば均衡していたかどうかは、金利自由化が銀行経営に対して持つ意味に大きな影響を持つといえよう。

高度成長期の金融市場の中で最も重要な役割を果たしたのは、貸出市場であった。実際企業の外部資金調達の中でおよそ80~90%の資金が貸出の形態で調達されたのであって、この状態はオーバーボロイングと呼ばれる。それゆえ、貸出金利が低金利であったかどうかの吟味をぬきにして、「人為的低金利政策」を理解することはできない。本章の以下の部分ではもっぱら貸出市場に議論を集中することにしよう。

貸出市場についても、「人為的低金利政策によって貸出金利は低水準で硬直化しており、銀行による信用割当が常態化していた」という見解が多数派である。しかし、この見解に対する異論は預金市場・日銀貸出市場に比べれば、はるかに強力である。その理由は、貸出の表面金利に対する規制が、預金金利規制より間接的であるからにはかならない。すなわち、

- a) 貸出金利は、表面的にはあるが、業界の自主規制にまかされており、
- b) 最低水準（標準金利）および最高金利が公定歩合に連動して決定されるだけで、個々の貸出金利は借手の信用度および貸出条件の相違に依存して異なる金利が付せられ、
- c) 拘束性預金に対する規制はおこなわれているものの、歩留り預金を勧誘した「実効金利」を規制するのは困難である。

拘束性預金を考慮した実効金利によって貸出市場は有効に調整されているという見解はかなり根強いものである。拘束性預金をはじめとする金利以外の調整手段が存在する事実は、信用割当がいわゆる「疑似的信用割当」にすぎない可能性を示唆している（Baltensperger(1978)、貝塚・小野寺(1974)参照）。

表面金利が均衡金利であるという見解はあまり多くないが、b)の規制方式を考慮するとその可能性も否定できない。(注2)(注3)

1.2 金融自由化と貸出市場

貸出市場の不均衡状態が人為的低金利政策によってもたらされていたのだとすると、その状態は金融自由化の進展によって変化している可能性が大きい。本節では、最近の貸出市場の変化と金融自由化とがどのように関連づけられるかを考えてみよう。

貸出市場の変化は次の4つに要約できる。第1に他の金融市場と比較して市場規模の相対的低下が目される。(注4)

第2に、貸出の形態が多様化し、スプレッドローンやインパクトローンなど

が登場した。これらは為替取引の自由化にともなって可能になった、金利規制を受けない貸出である。これらの形態が広くおこなわれるようになった事実は、通常の形態の貸出が、1975年以降も、金利規制から自由でないことを示唆している。

第3に、大企業の銀行離れの結果、都市銀行を中心とする大銀行が中小企業向けの貸出を増加させ、地方銀行・相互銀行などとの競争が激化している。長短貸出の分離も曖昧になってきており、銀行業における業態別分断が崩れてきている（日本銀行調査統計局(1985)参照）。

第4に、貸出金利の変動がそれまでの時期に比べて格段に大きくなっている。実効貸出金利でも同じである。

一方、金融自由化はどのように進められているかを要約しよう。これまでに自由化は主として次のような点で進められてきた。

- 1) 外国為替取引の自由化（新外為法、1980年）。
- 2) 短期金融市場の創設と拡大。CD市場（1979年）、外貨預金市場（1978年）、ドルコール市場、ユーロ円市場。
- 3) 短期金融市場の自由化。コール・手形売買市場の金利自由化。コール・現先市場への証券会社・都銀の相互乗入。
- 4) 国債流通市場の自由化。金融機関保有国債売却制限の緩和（1977年から79年）。国債発行・流通利回りの弾力化。
- 5) 規制金利（公定歩合・預金金利）の弾力的改定。
- 6) 大口預金金利の自由化。
- 7) 店舗規制の弾力化。

これらの変化はすべて企業および銀行の行動の変化を通じて貸出市場の動向に影響を及ぼす。1)～4)は貸出以外の経路による資金調達を可能にし、したがって、貸出市場の相対的低下（上記「第1」）をもたらしたと思われる。1)は貸出市場の中でもユーロ円貸出という新しい形態を可能にした（上記「第2」）。このような変化による利益を享受しているのはこれまでのところ大企業であることに注意しなければならない。金融自由化は移行過程であり、その状況の変化にいち早く対応できる企業とそうでない企業との財務力の差が拡大しているのである。貸出市場の重要度の低下はいつまでも続くものではない。信用度の高い企業は債券の発行によって直接に資金を調達することが自然であり、これ

らが高度成長期に貸出の形態（間接金融）に依存したことがむしろ追加的な説明を必要とする事実であったといえよう。しかしながら、信用度の低い企業は基本的に資金調達を貸出に頼らざるをえない。中小向け貸出の競争の激化（上記「第3」）は貸出需要側のこのような変化に触発された銀行業の再編にほかならない。

さて、貸出市場における人為的低金利政策は金融自由化とともにどのように変わったのであろうか？ 貸出金利に関する規制の形態自体は変更されていない。しかしながら、5)にあげたように貸出金利規制の要である公定歩合が弾力的に改定されるようになってきている。この事実をどう解釈すべきであらうか？ 金融自由化と並行して貸出金利の変動が大きくなった事実は、過去においては貸出金利は規制によって十分な調整機能を果たせなかったが、最近では規制がなくなり本来の調整機能を果たすようになったと解釈するのが自然であらう。しかしながら、貸出金利に対する規制の形態が基本的に変更されていない点を重視すれば、現在も引続き貸出市場では金利規制が実効的であり、不均衡状態が支配的であると主張することも可能である。さらに、以下でみるように、高度成長期においても貸出市場は均衡していたとみる立場もこの事実を説明できないわけではない。そこで節をあらためて、貸出金利の変化がどのように説明されうるかを詳しくみることにしよう。

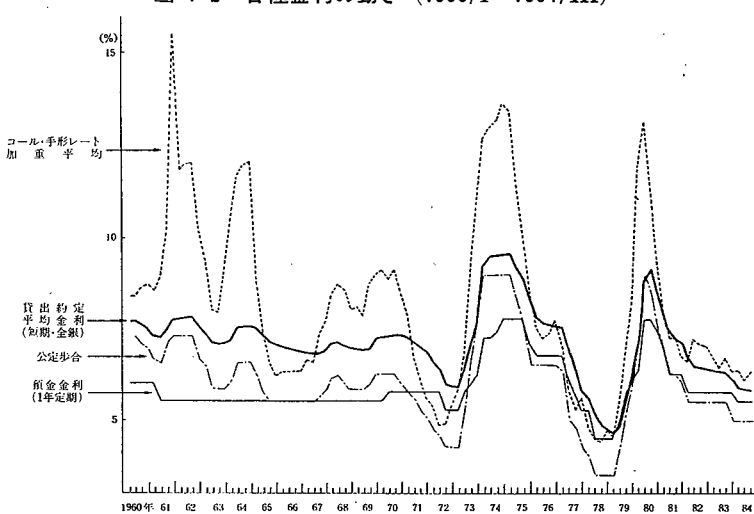
1.3 貸出金利の硬直性

貸出金利の推移をコールレート、公定歩合、預金金利と共にグラフに示すと図1-2のようになる。このグラフから次のような事実を読み取ることができるであろう。

- (イ) 貸出金利の動きは銀行間金利であるコールレートより、硬直的である。
- (ロ) 貸出金利は規制金利である公定歩合と並行的に動いている。
- (ハ) 第1次オイルショックが起きた年である1973年以降、貸出金利はかなり大幅に変動するようになった。

これらの観察的事実から、貸出市場の均衡・不均衡についてどのような推論が可能であらうか？ (イ)は、貸出市場が均衡しておらず信用割当が存在していることの証左としてしばしばとりあげられる事実である。(注5)貸出金利がコールレートより硬直的事実であることは、貸出金利が自由に決まっておらず、貸出市場が不均衡であること有力な状況証拠である。しかしながら、預金金利に

図 1-2 各種金利の動き (1960/I~1984/III)



(出所) 武田真彦 (1985)「貸出金利の決定に関する理論的考察」。

については、高度成長期にはほとんど一定であり、コールレートと独立に動いていることは一目瞭然であるのに対し、貸出金利は、その変動はコールレートより小さいものの、コールレートとも高い相関を示している。したがって、貸出の均衡金利がコールレートと同程度に変動することを示さない限り、これだけの観察事実から貸出市場が不均衡であると結論することは早計である。

実際、貸出金利がコールレートより硬直的であるので貸出市場は不均衡であるという議論にはつぎのような疑問を呈することができる。まず、自由金利が必ずしも同じ動きをすとはいえないということが指摘できる。もし貸出とコールローンが良く似た財であれば同一の金利が付くであろうが、両者は金銭の貸借という点は同じでも、同一の財ではない。コール市場には金融機関しか参加できず、また資金の融通期間についても両者は異なっている。貸出とコールが違う財であり、したがって、貸出の均衡金利がコールレートと異なる可能性はいくつも指摘することができる。(注6)

第2に公表された統計で得られる貸出金利のデータは、貸出残高に関する平均金利であって、その時点の新規に締結される貸出の金利ではないのに対し、コールレートは各時点の取引を調整している金利である。残高の金利は新規の金利よりも硬直的であるので、観察されている貸出金利がコールレートよりも

硬直的であることは、必ずしも、新規貸出金利がコールレートより硬直であることを保証しない、この問題は次章で論じられる。

第3に、もし貸出需給の利子弾力性がコール市場のそれより大きければ、わずかの金利変化で需給が調整されていてもおかしくない(林原(1978)参照)。(注7)

以上詳しく検討したように、貸出金利がコールレートより硬直であるという事実だけから貸出市場が不均衡であると結論することはできないのである。

次に(ロ)の貸出金利と公定歩合の連動に移ろう。これは貸出金利の上限および下限をなす貸出自主規制金利および標準金利が公定歩合に連動して決められてきたことから当然の現象であり、貸出表面金利が規制当局の政策態度によって大きく左右されている証拠と解釈できる。しかしこれについても逆の解釈が可能である。グラフを慎重に読めば、そこに示されているのは、貸出金利と公定歩合の相関が大きいという事実すぎず、公定歩合が貸出金利の動きを規定しているのか、それとも逆に貸出金利の動きに合わせて公定歩合が決定されているのかについては何も語っていないことが分かる。観察されている公定歩合と貸出金利の相関はこの両方向の作用を体化している可能性がある。どちらの影響が支配的であるかを明らかにしない限り、貸出金利の硬直性が規制によってもたらされたと主張することはできないのである。

最近貸出金利がかなり大きく変動するようになった事実(ハ)は不均衡仮説(貸出金利規制仮説)によれば、金融自由化の進展に対応して貸出市場がそれ以前は不均衡であったが最近には十分に調整されるようになったことを示していると解釈される。すなわち、規制は形式的には存続しているが、その実効性は低くなってきているというわけである。

しかし、貸出金利が金融自由化と共に大きく変動するようになったことは、貸出市場の実効金利均衡仮説の立場に立っても、説明できる可能性がある。この場合、貸出金利が伸縮的になった事実は、均衡金利が以前よりも伸縮的になったと解釈するほかないが、完全競争市場を仮定すると、貸出金利の変動の増大には次の3つのルートがある。(注8)

- 1) 貸出の需要関数・供給関数の外生変数の分散が大きくなるか、あるいは新しい外生変数が含まれるようになったために、両関数のシフトが大きくなった。
- 2) 貸出の需要・供給の外生変数に対する反応が大きくなったために両関

数のシフトが大きくなった。3) 貸出の需要関数・供給関数の傾きが大きくなったために、同一のシフトの大きさに対する均衡金利の変動が大きくなった。

このうち、1)のルートが現実存在したであろうことは簡単に確認できる。コールレートは1975年以降より大きく変動するようになったし、企業の資金調達は1975年以前にはほとんど借入に限られていたのに対し、最近では現先市場などの代替的調達手段が登場している。

3)は、いわゆる金利感応度の上昇であるが、このような変化も常識的には期待できよう。

このように、観察される金利の動きだけから、

- (a) 金利による調整が緩慢で貸出市場が不均衡であったか、
- (b) 超過需要が支配的で信用割当がおこなわれたか、
- (c) それは規制によってもたらされたのか、

などの疑問に答えるのは難しい。われわれは次節および第3節でこれらの問題に対するこれまでの実証研究を展望した後、第4節でわれわれの解答を与えることにしよう。

第2節 不均衡計量経済学

信用割当はそれが一時的現象であるか永続的であるかによって動学的信用割当と均衡信用割当とに分類することができる。

理論的関心は一貫して信用割当が貸手の合理的行動と矛盾しないことを証明することにあった。初歩的な説明では、需要と供給が一致する状態を均衡と呼ぶことが多いが、このような定義を採用すると「均衡信用割当」は定義矛盾でしかない。しかし、一般的には、均衡とは、取引関係者の取引に関する事前の予想が実現する状態であると定義されるので、「均衡信用割当」が可能になる。均衡信用割当の理論は、貸出市場に固有のある条件を考慮するとそれを通常の競売買市場として記述するのは適切でなく、超過需要状態が永続する、すなわち、その状態で取引関係者が「満足している」(諦めている?)ことを示そうとする試みである。

一方、実証分析においては、信用割当は制度的制約との関連で理解され、関心をもたれてきたのであって、理論と実証は必ずしもかみ合わずに発展してきたといえよう。

わが国の動学的信用割当についての実証研究には鈴木(1968), 貝塚・小野寺(1974), Rimbara-Santomero(1976), 釜江(1978), Ito-Ueda(1981), 浜田他(1977), 古川(1979), 釜江(1980 a,b)などが存在する。このうち, 貝塚・小野寺(1974)は「厳格な信用割当」と「疑似的な信用割当」の区別をしている点で興味深い。また, Rimbara-Santomero(1976)は Jaffee-Modigliani(1969)の理論に基づき, 借手のリスクの差によって発生する動学的信用割当を検出している(筒井(1981)参照)。これらの「先駆的」業績の紹介は紙数の都合で省略し, ここでは, 不均衡計量経済学の方法とそのうちの市場調整速度を計測した研究をとりあげることにしよう。不均衡計量経済学を用いて貸出の需要・供給関数を推定した研究については節を改めて詳しく吟味する。

2.1 市場調整速度の計測

貸出市場が均衡しているかどうかは, 貸出市場の調整が十分に速いかどうかによって依存している。したがって, 金利の調整速度を推定できれば, 貸出市場が均衡しているかどうかを知ることができよう。このアプローチは, 前節で紹介した研究の方法に比べて, 格段に直接的であるという利点がある。(注9)

問題は, 価格調整がどのようにおこなわれるかである。競売買市場では, 超過需要があれば金利は上昇し, 超過供給があれば金利は下落すると想定される。この調整機構によって, 長期的には均衡が実現するのである。これを数式で表せば,

$$(1.1) \quad \Delta R_t = f(L_t^D - L_t^S), \quad f' > 0, \quad f(0) = 0.$$

まず, 簡単のため, 金利変化の大きさ (ΔR_t) は超過需要の大きさ ($L_t^D - L_t^S$) に比例すると仮定しよう。すなわち,

$$(1.2) \quad \Delta R_t = \lambda \cdot (L_t^D - L_t^S)$$

ここで λ は正の定数で調整の速さを表す。 λ が大きいと金利は超過需要に敏感に反応する。 λ が無限大ならどのような超過需要も瞬時にして調整され, 市場は常に均衡状態にあることになる。逆に λ が 0 なら, 金利はどのように大きな超過需要があってもまったく変化しない。

超過需要の大きさは観察不能であるから, 直接(1.2)式を推定することはできない。分析をおこなうためには, 貸手および借手がどのように行動するかを仮定する必要がある。ここでは, 線型関数を仮定し, 次のように書くことにしよう。

$$(1.3) \text{ 需要関数 } L_t^D = \alpha_0 X_t^D - \alpha_1 R_t + u_t^D, \quad \alpha_1 > 0$$

$$(1.4) \text{ 供給関数 } L_t^S = \beta_0 X_t^S + \beta_1 R_t + u_t^S, \quad \beta_1 > 0$$

ここで $X_t^D (X_t^S)$ は需要 (供給) 関数に影響する金利以外の変数をまとめて表した変数ベクトル, $\alpha_0 (\beta_0)$ はこれらに対応する係数ベクトルである。 $u_t^D (u_t^S)$ は需要 (供給) 関数の攪乱項である。すると(1.2)式は, (1.3), (1.4)を代入して,

$$(1.5) \quad R_t = R_{t-1} + (1-\mu)(R_t^* - R_{t-1})$$

と書くことができる。ここで R^* は均衡金利,

$$(1.6) \quad \mu = \frac{1}{1 + \lambda(\alpha_1 + \beta_1)}, \quad 0 \leq \mu \leq 1$$

$\alpha_1 + \beta_1$ は金利が1ポイント上昇した時の超過需要の減少額を表す。(1.5)式は均衡金利と前期の金利との乖離のうち, $1-\mu$ の割合だけが調整されることを意味している。 $\mu=0$ ならば調整は完全で金利は常に均衡水準にある。もし $\mu=1$ ならば現実の金利は変化せず, 金利が均衡水準から離れていても市場はまったく調整しないことになる。このことは(1.6)式の μ の定義からもわかる。つまり, 市場の調整速度 λ が無限大のとき $\mu=0$, $\lambda=0$ のとき $\mu=1$ である。したがって, μ が0に近ければ貸出市場は均衡していると考えられる。

(1.5)式は,

$$(1.7) \quad R_t = \mu R_{t-1} + \frac{1-\mu}{\alpha_1 + \beta_1} (\alpha_0 X_t^D - \beta_0 X_t^S - U_t^D + U_t^S)$$

というように表すこともできる。それゆえ, t 期の貸出金利を1期前の貸出金利と需給関数の金利以外の説明変数 (X_t^D, X_t^S) に回帰させれば, μ の値が推定できるのである。

釜江(1978), 古川(1979), Ito-Ueda(1981)がこの手法を日本の貸出市場に適用している。その結果は表1-1にまとめられている。どの計測によっても μ の値はかなり大きく, 市場は均衡していないと判定される。

表 1-1 調整速度の計測

| 研 究 | 古 川 | 古 川 | 釜 江 | Ito-Ueda | 筒 井 |
|-------------------|--------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| μ (t 値) | 0.982 (29.6) | 0.689 (23.6) | 0.733 (20.5) | 0.767 (15.7) | 0.846 (14.7) |
| 市場外要因 Y_t | ΔR_t の分布ラグ | なし | なし | なし | $R_t - R_{t-1}$ |

しかしながら、釜江(1978)、Ito-Ueda(1981)のように(1.2)式のような金利調整関数を前提すると、日本の貸出市場の当該期間については、超過需要期の方が超過供給期よりもはるかに少なくなるという奇妙な結果を得る。たとえば、1960年第2四半期から77年第1四半期に至る期間について、超過需要期が27、超過供給期が42期間であったということになってしまう。すなわち、一般にいわれているように、高度成長期においても信用割当がおこなわれていたのではなく、逆に貸出資金がだぶついていたことになってしまうのである。

問題は金利調整関数にある。しかも線型の仮定(1.2)だけでなく、金利の上昇・下降が市場の超過需要・超過供給によって決まるという(1.1)式自体が問題である。なぜならば、2つの式は超過需要期と超過供給期の数については全く同じ結果を与えるからである。

何が問題なのであろうか？ 第1に、(1.1)式は、金利の硬直性を計測できるように定式化されているが、貸出金利低水準であったかどうかを調べるようになっていない。(1.1)式は貸出金利が「市場要因」だけで決まると仮定している。しかし、前項で述べたように、貸出金利の硬直性や低位固定化が「人為的低金利政策」によってもたらされたのであれば、その点を金利調整関数に反映させる必要がある。

この点を考慮して、金利調整関数(1.1)式を一般化し、市場外要因(Y_t)の影響を考慮した形で次のように書くことにしよう。

$$(1.8) \quad \Delta R_t = \lambda \cdot (L_t^D - L_t^S) + \delta Y_t$$

δ は定数である。(1.8)式によれば、たとえば超過需要($L_t^D - L_t^S > 0$)があっても、その影響と拮抗する政策的な圧力(δY_t)があるので金利は変化しないという状態を表現することができる。(1.8)式に(1.3)、(1.4)式を代入して整理すると、

$$(1.9) \quad R_t = \mu R_{t-1} + \frac{1-\mu}{\alpha_1 + \beta_1} (\alpha_0 X_t^D - \beta_0 X_t^S + \mu \delta Y_t - u_t^D + u_t^S)$$

貸出金利に対する規制としては、いうまでもなく標準金利・貸出自主規制最高限度が公定歩合と連動して決められてきたことが重要である。実際、貸出金利の決定には公定歩合に代表される政策的影響を無視できないことは、既に鈴木(1968)、古川(1977)の計測が明らかにしている。したがって、 Y の具体的な定式化としては公定歩合の影響を考えるのが妥当であろう。公定歩合を R_B で

表すと、古川(1979)は(1.9)式において

$$(1.10) \quad \delta Y_t = A\Delta R_{Bt} + B\Delta R_{Bt-1} + C\Delta R_{Bt-2}$$

と仮定した。(1.10)は公定歩合の変更に連動して貸出自主規制金利が変更される点を考慮している。しかし、この金利調整関数を採用しても、古川(1979)は、超過供給期の方が超過需要期より多いという結果を得ている。もし「超過需要期の方が多い」という通説が正しいのならば、この金利調整関数は不適當であることになり、それに基づいて計測した μ が調整速度を表すと考えることはできない。

(1.10)式の定式化では、公定歩合の水準は貸出金利の水準に直接の影響を持たない。したがって、貸出金利が市場圧力によって公定歩合の水準から離れていくことは制約されないことになる。現実には標準金利および自主規制金利(最高限度)は貸出金利がこの制約からはずれようとする動きを規制するはずであるから、(1.10)式は公定歩合の影響を過小評価していると思われる。この点を考慮すると、市場外要因として「公定歩合と貸出金利の乖離の大きさが貸出金利に抑制的な影響を及ぼす」と仮定する方が適當であろう。実際、このような修正をほどこせば、超過需要期の方が多いという結果を得ることができる。すなわち(1.8)式において、

$$Y_t = R_t - R_{Bt} \quad \text{あるいは} \quad Y_t = R_{t-1} - R_{Bt-1}$$

と仮定し、全国銀行を対象に1960年第2四半期から77年第1四半期について計測すると、超過需要期が44、超過供給期が9期間という結果を得る。このとき $\mu = 0.846$ であり、貸出市場の調整速度はかなり小さく、各期毎に市場が均衡していることはありえないという結果を得る(表1-1の右端の列参照)。

金利調整関数はもう一つの方向で改善が試みられている。(1.1)式では調整の速度が常に一定と仮定しているが、Ito-Ueda(1981)は超過需要が存在するときの調整(μ_1)と超過供給が存在するときの調整速度(μ_2)が異なるという定式化を採用して、 $\mu_1 > \mu_2$ という結果を得ている。すなわち、超過需要状態の調整は超過供給時の調整より遅い。さらに、Ito-Ueda(1981)は日米の比較もおこなっており、アメリカより日本の方が調整速度は小さいという興味深い結果を得ている。

金利調整関数の推定は、貸出市場を競売買市場であると想定し、その調整の速さを推定するもので、貸出市場が均衡していたか不均衡であったかという

「金利の硬直性」の問題について厳密な検定であるといえよう。しかしながら、この方法は低金利が支配的であったのかどうかという「金利のレベル」の問題については直接的な情報を与えるものではない。これに対し、次に述べる Fair-Jaffee の方法は、基本的には金利調整関数の推定と同じであるが、需要関数・供給関数を推定することによって、均衡か不均衡かという問題だけでなく、需要超過状態と供給超過状態のいずれが支配的であったかを明らかにできる点に特徴がある。

2.2 Fair-Jaffee の不均衡計量経済学

1972年の Fair-Jaffee の論文(1972)は不均衡計量経済学という分野を切り開く画期的なものであった。その後現れた多くの論文は、主として Fair-Jaffee の枠組に従った場合に一致性や有効性を持った推定量を得る方法を論じたものである。(注10)

Fair-Jaffee(1972)の意図は不均衡状態を前提して需要・供給関数を推定することである。需要・供給関数は前節の(1.3), (1.4)式の形であるとしよう。従来の伝統的な計量経済学は需給均衡が実現していると仮定して需要・供給関数を推定する。もし需給が均衡しているならば、実際に観察される量は需要曲線と供給曲線の両方の上にあるので全ての観察値をサンプルとして推定することができる。

それでは、均衡が実現しているという仮定を取りはずしたらどうなるであろうか？ 需要・供給曲線と実際の取引がおこなわれた点の相対的な位置関係がアプリアリにわかっていない場合は、現実のデータから需要・供給関数を推定することは不可能である。Fair-Jaffee(1972)は不均衡状態を前提した場合に実現量と需要・供給関数の関係をどのように仮定したら良いかを検討したのである。

不均衡状態を前提にした需要・供給関数の推定は実証研究にとって限らない応用可能性を持っている。労働市場、金融市場など、不均衡状態を無視しえない市場の需要・供給関数は基本的にこの方法で推定する必要があるからである。われわれは以下において、推定量に関する統計学的議論にあまり深入りせず、Fair-Jaffee(1972)が示した手法のアウトラインを紹介することにしよう。彼等は、最尤法、指向法II、指向法I、数量法を提唱したが、ここでは後二者について解説することにする。

2.2.a 指向法 I (Directional Method I)

指向法 I では次の2つの仮定が採用される。

(仮定1) ショートサイドの仮定

$$(1.11) \quad L_t = \text{Min}(L_t^D, L_t^S)$$

ここで、 $\text{Min}(a, b)$ は a, b のうち小さい方を表す。

(仮定2) 金利調整関数

$$(1.1) \quad \Delta R_t = f(L_t^D - L_t^S), \quad f(0) = 0, \quad f'(\cdot) > 0$$

仮定1は「需要量と供給量のうち小さい方が実現する」という意味である。一方、仮定2は、もし需要が供給より小さければ金利は必ず下落し、需要が供給より大きければ上昇することを表している。この2つの仮定から、金利が下落している時は実現量は需要量に等しく、金利が上昇している時は実現量は供給量に等しいことになる。

したがって、指向法 I では、金利が上昇（下落）している期間は超過需要（供給）であると判断し、その期間だけをとり出して供給（需要）関数を最小自乗法で推定するのである。

ところがここで2つの問題が生じる。第1は連立方程式バイアスの問題である。(1.3), (1.4), (1.1)式からなる連立方程式体系において、

$$(1.12) \quad \Delta R_t = R_t - R_{t-1}$$

と定義すると、(1.1)式は

$$(1.13) \quad R_t = R_{t-1} - f[-(\alpha_1 + \beta_1)R_t + \alpha_0 X_t^D - \beta_0 X_t^S + (U_t^D - U_t^S)]$$

となり、 R_t は $(u_t^D - u_t^S)$ の大きさに影響される。したがって、一般に(1.3), (1.4)式において R_t は u_t^D, u_t^S から独立であるとはいえない。 R_t に現れるこの連立方程式バイアスは、2段階最小自乗法 (2SLS) によって除かれる。しかし、(1.12)式のかわりに、

$$(1.14) \quad \Delta R_t \equiv R_{t+1} - R_t$$

と定義すると、(1.3), (1.4), (1.1)式において t 期の内生変数は L_t^D, L_t^S, R_{t+1} であり、 R_t は先決変数とみなせるので連立方程式バイアスは生じない。

第2の問題は、全サンプルについての u_t^D, u_t^S の期待値は0であると仮定しても、超過需要期または超過供給期だけ選び出されたサンプルについては、 u_t^D, u_t^S の期待値は0でなくなってしまうことである。厳密な証明は、Fair-Kelejian(1974)で与えられたが、直観的には次のように理解できよう。(注11) 指

向法 I では金利が上昇した期間 ($\Delta R_t \geq 0$) のサンプルだけを用いて供給関数を推定する。それゆえ u_t^s の期待値は $\Delta R_t \geq 0$ であるサンプルについてだけ計算しなければならない。ところが $\Delta R_t \geq 0$ は仮定 2 より $L_t^D \geq L_t^s$ を意味する。(1.3), (1.4) 式を代入すると, $\alpha_0 X_t^D + \alpha_1 R_t + u_t^D \geq \beta_0 X_t^s + \beta_1 R_t + u_t^s$ をみたすサンプルをとり出していることがわかる。 X_t^D , X_t^s が一定として, u_t^s が小さいサンプルほどこの条件をみたす可能性が大きい。したがって, 「指向法 I によって供給 (需要) 関数推定用に分類されたサンプルの攪乱項 $u_t^s (u_t^D)$ の期待値は一般に 0 と仮定できない」ことになる。それゆえ, 指向法 I において需要・供給関数の推定に最小自乗法を使うと一致推定量は得られない。指向法 I の場合に一致推定量を与える最尤法が Maddala-Nelson (1974) によって示されている。

2.2.b 数量法 (The Quantitative Method)

数量法は次の 2 つの仮定を採用する。

(仮定 1) ショートサイドの仮定

$$L_t = \text{Min}(L_t^D, L_t^s)$$

(仮定 3) 線形の金利調整関数

$$\Delta R_t = \gamma \cdot (L_t^D - L_t^s), \quad \gamma \text{ は正の定数}$$

仮定 1 は指向法 I の場合と同じである。金利調整関数の仮定は指向法 I よりきついものである。

金利調整関数の具体的な関数形が仮定されているので, 金利変化の情報 (ΔR_t) から需給ギャップの大きさ ($L_t^D - L_t^s$) が計算できることが数量法にとって本質的な点である。仮定 1 によって, L_t^D か L_t^s のどちらか一方は観察量 (observable) であるのだから, 結局数量法では, 全体のスケール γ を除いて, 全期間の需要量, 供給量が観察可能であることになる。

形式的には次のようになる。仮定 3 により, $L_t^D - L_t^s = \frac{1}{\gamma} \Delta R_t$ 。 $\Delta R_t < 0$ の期間では仮定 3 により $L_t^D < L_t^s$ であるから, 仮定 1 より $L_t^D = L_t$ 。一方, $L_t^s \equiv L_t^D - (L_t^D - L_t^s)$ だから, $L_t^s = L_t - \frac{1}{\gamma} \Delta R_t$ である。同様にして, $\Delta R_t \geq 0$ の期間では, $L_t^s = L_t$, $L_t^D = L_t + \frac{1}{\gamma} \Delta R_t$ となる。

以上を整理すると、供給関数については、

$$(1.15) \quad L_t = \beta_0 X_t^s + \beta_1 R_t + \frac{1}{\gamma} g_t + u_t^s$$

$$\text{ここで, } g_t = \begin{cases} -\Delta R_t \cdots \cdots \Delta R_t < 0 \text{ のとき} \\ 0 \cdots \cdots \Delta R_t \geq 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

需要関数については、

$$(1.16) \quad L_t = \alpha_0 X_t^D - \alpha_1 R_t + \frac{1}{\gamma} h_t + u_t^D$$

$$\text{ここで, } h_t = \begin{cases} 0 \cdots \cdots \Delta R_t < 0 \text{ のとき} \\ \Delta R_t \cdots \cdots \Delta R_t \geq 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

を推定すればよい。(1.15), (1.16)式について、 L_t , R_t , g_t , h_t を内生変数として、2段階最小自乗法(2SLS)を適用すればパラメータの一致推定量が得られる。しかしこの推定量は有効性は持たない。

前項でとりあげた市場調整速度の推定は、「数量法」が前提しているモデルの金利に関する誘導形の推定にほかならない。数量法は容易に一致推定量が得られるという利点があるが、金利調整関数に「需給ギャップの計算」という重荷を負わせている点に大きな問題がある。

第3節 Fair-Jaffeeの方法に基づく研究：先行する3論文の検討

Fair-Jaffee(1972)の不均衡分析の方法は貸出の需要・供給関数を推定するので、信用割当の有無についてより説得的な情報を提供する。浜田他(1977)はこの手法をわが国の貸出市場に最初に応用し、貸出市場は不均衡状態が支配的であるとの結果を得た。しかしながらその後現れた古川(1979)および釜江(1980, a)は銀行貸出市場が均衡しているか否かについて完全に対立した結論を主張した。本節では3論文の矛盾が生じた原因を解明し、続く第4節で展開するわれわれの分析に役立てることにしたい。

3.1 3論文の比較

浜田他(1977), 古川(1979), 釜江(1980, a)の分析は次の手順でおこなわれている。

①全期間において貸出市場が均衡していたという仮説(均衡仮説)に基づいて需要・供給関数を推定する。

②全期間において市場が不均衡であったという仮説（不均衡仮説）の下で、Fair-Jaffee(1972)の指向法I(Directional Method I)を使って需要・供給関数を推定する。

③この2つの推定結果を比較し、符号条件をより良く満たしている仮説が正しいと判定する。

このような方法で、浜田他(1977)は市中金融機関を対象に1960年第1四半期から73年第1四半期について計測して、不均衡仮説が正しいと結論した。ところが古川(1979)は全国銀行と都市銀行を対象に1960年第2四半期から77年第1四半期について計測して、均衡仮説が正しいという正反対の結論を得た。さらに釜江(1980, a)は、浜田他(1977)と同じく市中金融機関を対象にしても、より整合的と思われるデータを使い、1964年第1四半期から73年第1四半期について計測すると、どちらの仮説が正しいとも判定できなくなることを示した。このように、Fair-Jaffee(1972)の手法を使った場合、日本の貸出市場は均衡しているときみなされるのかそれとも不均衡であるのかは、がぜん論争的な様相をおびてきたのである。この3論文の結果を要約すると表1-2のようになる。表1-2では、全体の傾向を把握するために、推定結果が符号条件をみたすかどうかを t 値の大きさによって大別し、記号で表している。このように相対立する結論が生じた原因は何であろうか？

3論文の前提の主要な相違点は次の2点である。

①古川(1979)は全国銀行を、浜田他(1977)、釜江(1980, a)は市中金融機関を対象にしている。

②計測期間は浜田他(1977)に比べると釜江(1980, a)、古川(1979)は最近の方に少しずれている。

常識的にいって①のような計測対象の相違が相対立する結論を生んだ原因であるとは考えられない。なぜならば、全国銀行(都銀・地銀・長信銀・信託銀)は相互銀行・信用金庫・信用組合などより大きな超過需要に直面していたと思われるので、全国銀行の貸出は均衡しているが市中金融機関全体の貸出については不均衡であると考えるのは無理があるからである。一方、②の計測期間については、最近の貸出市場は以前より均衡状態に近づいていると想像されるので、これが3論文の結論の相違の原因であるという見解は理由のないものではない。しかしながら、3論文の計測期間は、浜田他(1977)、釜江(1980,

表 1-2 3 研究の結果の比較^{1), 2)}

| 研究 | 仮説 | 供給関数 | | | | | 需要関数 | | | 結論 |
|-------|-----|----------------|-----|-------------------|-------|-----|----------------|-----|-------------------|------|
| | | サンプル数(N^s) | R | $\frac{D}{\ln D}$ | R_e | Q | サンプル数(N^D) | R | $\frac{S}{\ln S}$ | |
| 古川 | 均衡 | 68 | ◎ | ◎ | ◎ | ◎ | 68 | ◎ | ◎ | 均衡 |
| | 不均衡 | 26 | × | ◎ | × | × | 43 | ◎ | ◎ | |
| 浜田(イ) | 均衡 | 53 | × | ◎ | × | | 53 | ◎ | ◎ | 不均衡 |
| | 不均衡 | 21 | ◎ | ◎ | ◎ | | 32 | △ | ◎ | |
| 釜江(イ) | 均衡 | 35 | ◎ | ◎ | ◎ | | 35 | ◎ | ◎ | 均衡 |
| | 不均衡 | 10 | ◎ | ◎ | ▽ | | 25 | × | ◎ | |
| 浜田(ロ) | 均衡 | 53 | △ | ◎ | | △ | 53 | ◎ | ◎ | 不均衡 |
| | 不均衡 | 21 | ◎ | ◎ | | ◎ | 32 | ○ | ◎ | |
| 釜江(ロ) | 均衡 | 35 | × | ◎ | | × | 35 | ◎ | ◎ | 判定不能 |
| | 不均衡 | 10 | ○ | ◎ | | × | 25 | × | ◎ | |
| 浜田(ハ) | 均衡 | 53 | × | ◎ | | | 53 | ◎ | × | 不均衡 |
| | 不均衡 | 21 | ○ | ◎ | | | 32 | ◎ | ◎ | |
| 釜江(ハ) | 均衡 | 35 | × | ◎ | | | 35 | ◎ | ◎ | 判定不能 |
| | 不均衡 | 10 | ◎ | ◎ | | | 25 | × | ◎ | |

(注) 1) ×は推定値の符号が期待された符号と逆であることを表す。
 ◎は $|t \text{ 値}| \geq 2$
 ○は $1.5 \leq |t \text{ 値}| < 2$
 △は $0.5 \leq |t \text{ 値}| < 1.5$
 ▽は $|t \text{ 値}| < 0.5$
 } で、符号は期待された符号と同じであることを表す。

2) R: 貸出約定平均金利, S: 法人企業売上高, D: 預金残高, R_e : コールレート, Q: 法定預金準備率。

a), 古川(1979)の順で最近時期を計測しているとは必ずしもいえない。したがって、この解釈もあまり説得的ではないのである。

次節においてわれわれは①, ②のどちらも原因ではないことを実証する。しかしその前に表1-2に示した3論文の結果から彼らが採用したモデルに問題があることが読みとれることを示しておこう。第1に、釜江(ロ), (ハ)のように均衡・不均衡いずれの仮説によっても符号条件が満たされない結果は、モデルが不適當であることを示唆している。第2に、古川(1979)の結果はたしかに均衡仮説下の推定で符号条件を満たし不均衡仮説では符号条件を満たしていないがこの結果から均衡仮説が正しいという結論を導くことはできない。その理

由を説明しよう。均衡仮説では全期間のサンプルを使って供給（需要）関数を推定する。今、実際には全期間において需給が均衡していたとしよう。すると均衡仮説下の推定は当然期待される符号条件を満足するであろう。この時、現実には正しくない不均衡仮説下の推定はどのような結果を与えるであろうか？不均衡分析では需要（供給）超過であると判断された期間のサンプルだけを用いて供給（需要）関数を推定する。そして、実際に全期間需給が均衡している場合は、これらのサンプルも正しい供給（需要）関数の近傍に散らばっているはずなので、不均衡分析でも符号条件は満足されるであろう。したがって、古川(1979)の結果は均衡仮説が正しいことを示しているのではなく、モデルに問題があることを示唆していると解釈される。

3.2 古川論文(1979)の追試

本節および次節はなぜ3論文が相対立した結論を導いたのかを、各論文の分析を追試することによって考察することにしよう。もし岩田・浜田(1980)が主張するように3論文の結論の相違がその計測期間の違いに基づいているならば、古川(1979)に従って全国銀行を対象にしても浜田他(1977)と同じ期間について計測しさえすれば、不均衡仮説が正しいという結論が得られるはずである。またもし計測対象の違いが原因であるならば、全国銀行を対象にする限り計測期間を変えても均衡仮説が正しいという結果を得ることが期待される。

全国銀行を対象とし、古川論文に従って次のモデルを仮定する。

需要関数：

$$i \text{ 型 } \ln L_t^D = a_0 + a_1 R_t + a_2 \ln S_t + U_t^D$$

供給関数：

$$I \text{ 型 } \ln L_t^S = b_0 + b_1 R_t + b_2 \ln D_t + U_t^S$$

$$II \text{ 型 } \ln L_t^S = b_0 + b_1 R_t + b_2 \ln D_t + b_3 R_{ct} + U_t^S$$

$$III \text{ 型 } \ln L_t^S = b_0 + b_1 R_t + b_2 \ln D_t + b_3 R_{ct} + b_4 Q_t + U_t^S$$

ここで、 a_2 , b_1 , b_2 は正、 a_1 , b_3 , b_4 は負が期待される。

均衡仮説・不均衡仮説は3論文と同じ定義を採用する。すなわち均衡仮説は、全期間について、需給が一致していること、すなわち、

$$L_t^D = L_t^S = L_t \text{ であり、}$$

不均衡仮説における期間分類は、金利が前期から上昇した期は供給超過、下降した期は需要超過であるとする。すなわち、

$\Delta R_t \equiv R_t - R_{t-1} \leq 0$ なる t について、 $L_t^D = L_t$

$\Delta R_t \equiv R_t - R_{t-1} \geq 0$ なる t について、 $L_t^S = L_t$

とする。ここで R は全国銀行貸出約定平均金利 (%)、 S は資本金1億円以上全産業の法人企業売上高、 L は全国銀行貸出残高、 D は全国銀行預金残高、 R_c はコールレート (無条件物・東京中心・平均、%)、 Q は法定預金準備率 (%)、 U_t^S (U_t^D) は供給 (需要) 関数の攪乱項である。添字 t は期間を表す。 D, S, L の単位は100億円で季節調整値である。計測期間は浜田他と同じ1960年第2四半期～73年第1四半期 (52期間) と、古川(1979)と同じ1960年第2四半期～77年第1四半期 (68期間) をとる。推定方法は最小自乗法および2段階最小自乗法である。

計測結果を見ると、全国銀行を対象とする限り浜田他(1977)と同じ期間を採用しても不均衡仮説の方が符号条件を良く満たすとはいえないことがわかる (推定結果は省略されている)。需要関数およびコールレートを含んでいない I 型の供給関数はどちらの仮説のもとでも符号条件を満たしている。II、III型の供給関数においては、 R, R_c, Q の係数がどちらの仮説においてもおおむね符号条件を満たさない。したがって計測期間の違いによって浜田(1977)と古川(1979)結論の違いが生じたとは考えられない。また全国銀行貸出を対象にすれば均衡仮説の方が不均衡仮説より符号条件を満たすといえないことも明瞭である。均衡仮説の方が不均衡仮説より符号条件をよく満たす結果はIII型の供給関数を1960年第2四半期から77年第1四半期の期間について計測した場合だけである。これが古川(1979)で報告されている結果にほかならない。したがって計測対象の違いが結論の相違の原因であるとも考えられない。

それでは浜田他(1977)と古川(1979)の結論が正反対になった原因はいったい何であろうか? 推定結果から明らかな事実は、需要関数 i と供給関数 I の推定値は期待される符号条件を満たすが、コールレート R_c を説明変数に加えた供給関数 II・IIIでは貸出金利 R とコールレート R_c の係数が符号条件を満たさないことである。このことは R と R_c に多重共線性が存在することを疑わせる。(注¹²) そこで多重共線性の影響を確かめるためにサンプル数を変えて供給関数 II と比較対照のために供給関数 I を計測してみよう (推定結果は省略されている)。I 型の場合は貸出金利 R と預金量 $\ln D$ の係数の推定値はサンプル数を変えてもあまり変動せず、その t 値はサンプル数が増加するにつれて大き

くなるという規則的な動きをしている。これに対しII型の供給関数の場合は、貸出金利 R とコールレート R_c の係数の推定値は大きく変動し、時にはその符号すら変わってしまう。また t 値は小さく、その変化には規則性が見られない。多重共線性の程度を測るためにそれぞれの説明変数をその他の全ての説明変数に回帰させたときの重相関係数を計算すると、II型の場合 R と R_c のそれはほとんど0.9~1.0であるのに対し、I型の R については0.2以下である(Theil(1971; p. 166)参照)。これらの事実から、貸出金利 R とコールレート R_c に多重共線性が存在し、その影響によって推定値の信頼性が失われたことはほぼ確実と思われる。

3.3 浜田他(1977)および釜江論文(1980, a)の追試

前節において全国銀行を対象にして古川(1979)の追試をした結果、3論文の結論が相違した原因は計測期間の違いでも計測対象の違いでもなく、貸出金利とコールレートの多重共線性であることが明らかにされた。本節では市中金融機関を対象にした分析においても同様のことがいえるかどうかを検討しよう。

計測対象は市中金融機関の対法人企業貸出、モデルは前節と同じである。ただし不均衡仮説の定義に際して、 $\Delta R_t \equiv R_{t+1} - R_t$ とする(Laffont-Garcia型)。したがって不均衡仮説は、

$$R_{t+1} - R_t \leq 0 \text{ のとき } L_t^S = L_t$$

$$R_{t+1} - R_t \geq 0 \text{ のとき } L_t^D = L_t$$

となる。Laffont-Garcia型を採用すると連立方程式バイアスは生じない。 S 、 R_c 、 Q は前節と同じデータ、 L は市中金融機関の対法人企業貸出残高、 D は市中金融機関の総預金残高、 R は全国銀行・相互銀行・信用金庫の貸出約定平均金利の加重平均である。計測期間は浜田他(1977)と釜江(1980, a)とで異なっているが、ここでは後者を採用し、1964年第1四半期~73年第1四半期、1964年第1四半期~77年第1四半期の2つをとることにしよう。

需要・供給関数の計測結果を見ると、前節で古川(1979)を検討して得られたものと同じ結論が導かれる(推定結果は省略されている)。まず、2つの計測期間の結果を比較すると、「計測期間が早いと不均衡仮説が成立し、最近の方にはならずと均衡仮説が正しくなる」という傾向は市中金融機関を対象にしても見られないことが明瞭に見てとれる。また、少なくとも符号条件を判定基準に使う限り、市中金融機関を対象にすれば不均衡仮説が支持されるといえないこと

も明らかである。需要関数はどちらの仮説でも符号条件を満足するが、供給関数はどちらかの仮説が圧倒的によい結果を生んでいるわけではないからである。第3に、需要関数 i および供給関数 I は符号条件を満足するのに対し、コールレートを含む供給関数 II・III型では R, R_c, Q の係数は多くの場合期待された符号を示さない。そして前述の多重共線性の指標は R と R_c についてはほとんどの場合0.9以上である。したがって R と R_c に多重共線性が存在することは確実である。

以上の分析により、3論文が異なる結論を導いた原因は多重共線性が存在するモデルを用いたために信頼性の低い推定値を得ることになり、その推定値が符号条件を満たすかどうかで均衡・不均衡の判定をしたことである、と結論できよう。

第4節 貸出市場の不均衡分析

前節では、Fair-Jaffeeの不均衡分析の手法をわが国の貸出市場に応用した3論文の結論が完全に相対立しており、銀行貸出市場が均衡しているか否かについて合意していない現状を紹介し、さらに3論文の問題点がどこにあるかを明らかにした。

本節では、前節の分析を踏まえて不均衡分析に改良をくわえ、この現状に一応の解決を与えよう。そのために、まず4.1で解決すべき2つの問題点があることを指摘し、4.2、4.3においてそれぞれの問題に対するわれわれの処方箋を示すことにしよう。4.4では、表面金利はもちろん実効金利によっても貸出市場は不均衡であったことを明らかにする。

4.1 解決すべき問題点

前節で批判的に検討した3つの研究は、不均衡仮説において超過供給状態が支配的であるという期間分類を採用し、また均衡・不均衡の判定を符号条件に頼っている。次にこの2点について検討しよう。

4.1.a 超過供給が支配的であったのか？

均衡仮説と不均衡仮説を比較して均衡か不均衡かを判定しようとするならば、まず各々の仮説の中で最善のものを選び出しそれを比較しなければならない。今、均衡仮説は一意に定義されているから、不均衡仮説として何を選ぶか、つまり期間分類をどう決定するのが最善であるかが問題である。

3論文はまず Fair-Jaffee(1972)の指向法Iに従い、金利が上昇している期間は貸出供給額が実現し下降している期間は需要額が実現すると仮定した。この結果超過供給期が超過需要期よりはるかに多いという期間分類になった。戦後の貸出市場ではほとんどの期間で資金需要が強く、信用割当がおこなわれていたというのが通常の見解であるので、この結果は奇妙なものであるといわざるを得ない。3論文はこの難点を克服するために、貸出金利が公定歩合に影響を受けるという点を考慮に入れて金利調整関数を定式化した。このように制度的要因を考慮することによって超過需要期がやや多くなったが、それでも超過需要期の数(N^S)が超過供給期の数(N^D)を上回る結果は得られなかった。われわれは金利調整関数を「公定歩合と貸出金利の乖離の大きさが貸出金利の上昇に抑制的な影響を及ぼす」というように改善することによって、超過需要期 N^S が超過供給期の数 N^D を上回る期間分類を得ることができることを2.1節で既に確認した。しかしこのように金利調整関数を精緻にしても、その結果得られた期間分類が適切であるという根拠にはならない。必要なことはどの期間分類が適切であるかを判定する基準を考案することであろう。

4.1.b 符号条件に基づく均衡・不均衡の判定は有効か？

3論文が採用している符号条件による判定法は有効でない場合が多いと思われる。なぜならば前節で説明したように、実際には均衡仮説が正しい場合は均衡仮説も不均衡仮説も符号条件を満足するはずであり、この方法では判定不能である。反対に、不均衡仮説が実際に正しい場合に、均衡仮説下の推定が符号条件を満たすかどうかは先験的には何ともいえない。たとえば、Fair-Jaffee(1972)、Laffont-Garcia(1977)、Sealey(1979)は両仮説下で符号条件を満たすという結果を得たうえで不均衡仮説が正しいと判定している。彼らの判定が正しいという保証はないが、不均衡仮説が正しい場合に両仮説下で符号条件が満たされる可能性は否定できない。そうだとすると、符号条件によって判定可能な場合は限られてくる。われわれは4.3節において、Chow検定を利用すれば判定不能な場合がなく、そのうえ判定を数量的に表示できることを示す。

4.2 不均衡仮説の選択

指向法Iの期間分類はショートサイドの仮定と金利調整関数の仮定に基づいているが、前者の検討は別の機会にゆずり、ここでは後者を検討することにする。ここでは金利調整関数を精緻にするのではなく、期間分類が適切かどうか

を判定する基準として3つの指標を考案し、この指標を使っていくつかの期間分類の中からより適切な期間分類を選択するというアプローチをとる。

4.2.a 期間分類の評価基準となる3つの指標

① 合致比率

不均衡仮説では何等かの基準を使って、全サンプルを供給関数を推定するためのサンプルと需要関数を推定するためのサンプルとに2分する。この期間分類が適切であるならば、超過需要（供給）であると分類された期間はその期間分類を前提して推定された需要・供給関数から判断しても超過需要（供給）になっているはずである。いいかえれば、事前に仮定した期間分類は推定結果と整合的でなければならない。そこで、「推定された需給ギャップ ($\hat{L}_t^D - \hat{L}_t^S$) の正負が期間分類での仮定と一致している期間の；全期間数に対する比率 (%)」を合致比率と定義する。この値が大きいほど分類が適切であることになる。

② 平均自乗誤差率 (MSE)

まちがって分類されたサンプルが多いほどフィットは悪くなるであろうから、不均衡仮説下で、いろいろな期間分類を前提にして推定をおこない、誤差の小さな分類が適切であると想像される。そこで、

$$(1.17) \quad \text{MSE} = \frac{\text{MSE}(\text{不})}{\text{MSE}(\text{均})}$$

$$(1.18) \quad \text{MSE}(\text{不}) = \frac{1}{N^D} \sum_D \frac{(L - L^D)^2}{L^2} + \frac{1}{N^S} \sum_S \frac{(L - L^S)^2}{L^2}$$

$$(1.19) \quad \text{MSE}(\text{均}) = \frac{1}{N} \sum_N \frac{(L - L^D)^2}{L^2} + \frac{1}{N} \sum_N \frac{(L - L^S)^2}{L^2}$$

を定義し、MSEが小さいほどより適切な分類だと判断できる。ここで、 \sum_D は需要関数の推定に分類されたサンプルに関する和、 \sum_S は供給関数の推定に分類されたサンプルに関する和、 \sum_N は全サンプルに関する和を表す。

③ 不均衡度

均衡仮説では常に需給が一致していると仮定しているので、需給ギャップの自乗和は推定誤差の自乗和のオーダーである。一方、不均衡仮説が正しいとすると、不均衡仮説下の推定においては多くの期間で需給ギャップは推定誤差よりも有意に大きくなるであろう。そこで、不均衡仮説下の需給ギャップの自乗

和, すなわち $\sum_N (L_t^D - L_t^S)^2$ の均衡仮説下のそれへの比を不均衡度と定義する。不均衡仮説が正しい場合には適切な期間分類を仮定すれば, 不均衡度は1より大きくなることが期待される。

4.2.b 分析結果

さて, 上記の3つの指標を使っていろいろな期間分類の優劣を判定しよう。しかし, 計測期間が N 期間あれば, 可能な期間分類は 2^N 通りあるわけであるから, 全ての期間分類を検討することはもとより不可能である。「適切な期間分類」の候補を限定せざるをえない。そこで, 分析の出発点として公定歩合 (R_B) による制度的制約を考慮した金利調整関数,

$$(1.20) \quad R_{t+1} - R_t = f(L_t^D - L_t^S) + \delta \cdot (R_t - R_B)$$

を前提し, $-\delta$ に $-0.02 \sim 0.04$ の値を代入して, 6種類の期間分類を作り出そう。次に, これらの期間分類を前提して需要・供給関数を推定し, 3つの指標の値を計算して, どの期間分類が適切であるかを決定しよう。(注13) 推定に用いる需要・供給関数は次の形を仮定する。

需要関数:

$$\text{ii 型} \quad \ln L_t^D = a_0 + a_1 R_t + a_2 \ln S_t + a_3 P_{t-1} + U_t^D$$

供給関数:

$$\text{I 型} \quad \ln L_t^S = b_0 + b_1 R_t + b_2 \ln D_t + U_t^S$$

$$\text{IV 型} \quad \ln L_t^S = b_0 + b_1 R_t + b_2 \ln D_t + b_3 D_{C_t} + U_t^S$$

ここで P_{t-1} は法人企業の1期前の経常利益率, D_{C_t} は預金費用率である。すなわち

$$(1.21) \quad P = \frac{\text{経常利益}}{\text{売上高}} \times 100 (\%)$$

$$(1.22) \quad D_C = \frac{\text{定期預金利率} \times \text{定期預金残高}}{\text{総預金残高}}$$

多重共線性を避けるためにこれらの定式化にはコルレートを含めていない。

今, Laffont-Garcia 型の調整関数を仮定しているのだから, 最小自乗推定の結果を表1-3に示す。符号条件はすべての場合について満たされている。 δ の値を変化させると3つの指標はいずれも傾向的に変化し, 合致比率によれば $-\delta = 0.04$, MSEによれば $-\delta = 0.03$ の分類が最良といえる。不均衡度によれば, この2つの期間分類はほぼ同じ結果を与える。すなわち, 超過需要期が

表 1-3 期間分類の検討

| 推定法 | 期間分類 $-\delta$ | 供給関数 IV | | | | 需要関数 ii | | | | 合致比率 (%) | MSE (%) | 不均衡度 |
|------|-------------------|----------------|---|------|-------|---------|---|------|----------|-------------|------------|------|
| | | N^S | R | In D | D_c | N^D | R | In S | P_{-1} | | | |
| OLS | 均衡仮説 | 68 | ◎ | ◎ | ◎ | 68 | ◎ | ◎ | ◎ | | | |
| | -0.02 | 19 | ○ | ◎ | ▽ | 49 | ◎ | ◎ | ◎ | 49 | 74 | 1.2 |
| | 0 | 26 | ◎ | ◎ | ◎ | 45 | ◎ | ◎ | ◎ | 54 | 78 | 1.0 |
| | 0.01 | 31 | ◎ | ◎ | ◎ | 37 | ◎ | ◎ | ◎ | 60 | 70 | 1.0 |
| | 0.02 | 36 | ◎ | ◎ | ◎ | 32 | ◎ | ◎ | ◎ | 66 | 63 | 1.2 |
| | 0.03 | 44 | ◎ | ◎ | ◎ | 24 | ◎ | ◎ | △ | 72 | 57 | 1.5 |
| | 0.04 | 49 | ◎ | ◎ | ◎ | 19 | ◎ | ◎ | △ | 74 | 59 | 1.5 |
| | モデル | 「より適切な期間分類」の場合 | | | | | | | | | | |
| OLS | IV—ii | 46 | ◎ | ◎ | ◎ | 27 | ◎ | ◎ | ◎ | 91 | 40 | 1.80 |
| 2SLS | IV—ii | 46 | ◎ | ◎ | ◎ | 27 | ◎ | ◎ | ◎ | 89 | 35 | 2.00 |
| OLS | I—ii | 46 | ◎ | ◎ | | 27 | ◎ | ◎ | ◎ | 91 | 38 | 1.72 |

44期, 超過供給期が24期 ($(N^D, N^S) = (24, 44)$), または超過需要期49期, 超過供給期19期 ($(N^D, N^S) = (19, 49)$) の期間分類が適切であるという結論を得る. この結論は超過需要期の方がはるかに多いという点で通説と一致しているものの, 2つの分類のうちどちらかがより適切であるかを判定できない.

4.2.c より適切な期間分類

このように適切な期間分類を特定できないのは, 出発点として仮定した金利調整関数(1.20)式が現実を十分に説明していないため最良の期間分類がそもそも出発点として選んだ候補の中に含まれていないからであると思われる. そこで, これまでの方法を少し変更して, 上で仮定した期間分類のいくつかとその他の期間分類を出発点とし, これらを合致比率の情報を使って修正することによってより適切な期間分類を特定することにしよう.

図 1-3 の①~⑥は新たに出発点として選んだいろいろな期間分類である. ①, ②はすぐ上の分析で不適切とされた, 単純な指向法 I による期間分類である. 敢えてこれらを加えたのは, 出発点が不適切な期間分類であっても, 合致比率に基づいて修正すれば, おおむね似たような期間分類が得られることを示したいからである. ④はすぐ上の分析で適切とされた, $\delta = -0.03$ の期間分類である. 各々の期間分類の定義は, 図 1-3 の脚注を参照されたい. 図 1-3 で, 一印

図 1-3 より適切な期間分数^{1), 2)}

| 年 四半期 | 期 間 分 類 | | | | | | | | 年 四半期 | 期 間 分 類 | | | | | | | |
|---------|---------|------|------|----|----|----|---|-------|-------|---------|----|----|----|----|----|---|----|
| | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ | ⑥ | ⑦ | ⑧ | | ① | ② | ③ | ④ | ⑤ | ⑥ | ⑦ | ⑧ |
| 1960 II | x | 0(-) | x | x | x | x | - | | IV | -x | -x | -x | | | | | |
| III | - | - | x | | x | x | - | | I | -x | -x | | | | | | |
| IV | - | - | - | - | - | - | - | | II | -x | -x | | | | | | |
| 61 I | - | - | - | - | - | - | - | | III | | | | | | | | |
| II | -x | -x | | | -x | | | | IV | | | | | | | | |
| III | | | | | | | | | 70 I | | | | | | | | |
| IV | | | | | | | | | II | | | | | | | | |
| 62 I | | | | | | | | データなし | III | | | | | | | | |
| II | | | | | | | | | IV | | -x | | | | | | |
| III | x | x | x | x | x | x | - | | 71 I | -x | -x | | | | | | |
| IV | - | - | - | - | - | - | - | | II | | | | | | | | |
| 63 I | - | - | - | - | - | - | 0 | | III | | | | | | x | | - |
| II | - | - | -x | -x | - | - | | | IV | | | | | x | | | - |
| III | -x | -x | -x | | | -x | | | 72 I | | | | | | | | - |
| IV | -x | -x | | | | | | | II | | | | | | x | | - |
| 64 I | | | | | | | | | III | | | | | | | | - |
| II | | | | | | | | | IV | | | | | x | x | | - |
| III | | 0(+) | | | | | | | 73 I | - | x | x | x | | | | - |
| IV | 0(+) | -x | | | | | | | II | x | x | | x | | | 0 | - |
| 65 I | -x | -x | | x | | | | | III | | x | | | | | | - |
| II | - | - | x | x | | | | | IV | | x | | | | | | - |
| III | - | -x | -x | | x | | | | 74 I | | x | | | | | | - |
| IV | - | - | - | x | x | | | | II | | | | | | | | - |
| 66 I | - | - | | | | | | | III | | | | | | | | - |
| II | - | - | x | x | x | x | - | | IV | | | | | | | | -x |
| III | - | - | 0(-) | | x | x | - | | 75 I | x | - | x | - | x | x | | - |
| IV | - | 0 | -x | | -x | 0 | | | II | - | - | - | x | | | | - |
| 67 I | -x | - | | | | -x | | | III | - | - | - | x | x | | | - |
| II | -x | -x | | | | | | | IV | - | -x | | -x | -x | | 0 | - |
| III | -x | | | | | | | | 76 I | -x | -x | -x | | -x | -x | | - |
| IV | | | | | | | | | II | -x | - | -x | | | -x | | - |
| 68 I | | | | | | | | | III | - | - | | | | | | - |
| II | | 0(+) | | | | | | | IV | - | - | | | | | 0 | - |
| III | -x | -x | -x | | | -x | | | 77 I | - | - | - | | | | | - |

(注) 1) (+), (-) は「均衡」に分類された期間についての $L^P - L^S$ の符号を示す。

2) 期間分類①~⑧の定義は次のとおり。

| (分類法) $L^P \cong L^S$ as | (N^P, N^S) | (分類法) $L^P \cong L^S$ as | (N^P, N^S) |
|---|----------------|--|----------------|
| ① $R_t - R_{t-1} \cong 0$ | (42, 27) | ⑤ $R_t - R_{t-1} + 0.065(R_{t-2} - R_{t-3}) \cong 0$ | (13, 55) |
| ② $R_{t+1} - R_t \cong 0$ | (45, 26) | ⑥ $Re_t - Re_{t-1} + 0.08 \cong 0$ | (25, 43) |
| ③ $R_t - R_{t-1} + 0.06 \cong 0$ | (25, 45) | ⑦ 「より適切な期間分類」 | (27, 46) |
| ④ $R_{t+1} - R_t + 0.03(R_t - R_{t-1}) \cong 0$ | (24, 44) | ⑧ 企業の判断指標による期間分類 | (15, 36) |

がついている欄は超過供給期，0印は均衡，どちらの印もついていない期間は超過需要期に分類されたことを表す。×は推定された需要・供給曲線を用いて評価した超過需要期か超過供給期かの判定が，その推定の際に前提した期間分類の仮定と逆であったことを示している。この×印が適切な情報を与えていると仮定して，図1-3の①~⑥を修正する。図1-3において太枠で囲みをつけた

部分が、この修正の結果超過供給であると判定された期間である。出発点にとった期間分類が互いにかなり異なっているのに対し、修正した結果はほとんど一致している。このことは、この修正の妥当性を表していると考えられる。⑦の期間分類はこの太枠の情報をもとにもっともらしい分類をとり出したもので、われわれは⑦を「より適切な期間分類」とみなすことにしよう。この期間分類では超過需要期が46で超過供給期が27と、超過需要期の数が超過供給期の数をはるかに上回っている。またこの期間分類に基づいて計算した3つの指標の値は他の期間分類を仮定した場合より格段に良くなっている(表1-3の下の3行参照)。さらに主要企業による金融機関の貸出態度に対する判断指標および、資金繰り判断指標から導出した期間分類⑧とかなり似ており、企業の実感と整合的であるといえよう。(注14)

4.3 均衡か不均衡か？

4.3.a Chowの検定法を用いた均衡・不均衡の判定

われわれはChow(1960)の「2つの回帰における回帰係数の組が等しいことの検定法」を均衡・不均衡の判定に用いる。その方法を需要関数の場合を例にとって説明しよう。

今、超過供給期と判定された期間の期間数を N_1 、貸出量を y_1 、需要関数の説明変数の観察行列を X_1 、係数を β_1 、攪乱項を ε_1 とし、超過需要期であると判定された期間のそれらを順に N_2 、 y_2 、 X_2 、 β_2 、 ε_2 としよう。次の2つの構造方程式を考える。

$$(1.23) \quad y_1 = X_1\beta_1 + \varepsilon_1$$

$$(1.24) \quad y_2 = X_2\beta_2 + \varepsilon_2$$

y_1 、 y_2 にそれぞれの期の貸出実現量のデータを用いて β_1 、 β_2 の最小自乗推定値を計算することは常に可能である。しかし、不均衡仮説が現実に妥当していれば、(1.23)式は需要関数の回帰方程式であるが、(1.24)式は y_2 が貸出供給量であって貸出需要量でないので意味を持たない。それゆえ $\beta_1 \neq \beta_2$ である。反対にもし均衡仮説が正しく全期間について需給が均衡しているならば、(1.23)、(1.24)式はどちらも需要関数の回帰方程式であり、 $\beta_1 = \beta_2$ が期待される。もっとも、もし N_1 期間と N_2 期間との間に構造変化があれば、均衡仮説が正しくても、 β_1 と β_2 が異なる可能性がある。しかし、図1-3に示したように数四半期から十数四半期毎に交互に超過需要期と超過供給期に分類される

場合、均衡仮説が正しいと仮定し、かつまた、片方の期間のみに系統的に構造変化が現れると想定するのは不自然であろう。したがって $H_0: \beta_1 = \beta_2$ という帰無仮説を検定し、 H_0 が棄却されれば不均衡仮説が正しいと結論する。同じことが供給関数についても成立する。

われわれは、需要・供給関数の推定において、問題はあるものの最小自乗法を採用してきたのであるから、ここでも ε_1 と ε_2 は互いに独立で正規分布に従うと仮定しよう。また2つの期間の母集団の分散が等しいと仮定する。これらの仮定をゆるめることは将来の課題である。(註15)

4.3.b 不均衡仮説の優越

前節で得た「より適切な期間分類」を前提する。この期間分類は外部情報に基づいていると考えられ、需要関数と供給関数は異なるサンプルを用いて推定されているので最小自乗法で十分である。需要関数には、i, ii型、供給関数にはI, IV型を採用し、全国銀行を対象にして1960年第2四半期～52年第1四半期の期間について検定をおこなう。

最小自乗法推定にもとづいた検定ではF値は非常に大きく、1%有意水準においても $\beta_1 = \beta_2$ の帰無仮説は棄却される(表1-4)。ここで最小自乗法による需要・供給関数の推定結果を記しておこう(表1-5)。すべての係数について妥当な推定値が得られていることがわかる。(註16) また供給関数の推定においてダービン・ワトソン比が小さいので、コ克蘭・オーカット法による推定も試みた。(註17) その結果、ダービン・ワトソン比が1.77～1.91に改善され、推定値は最小自乗法、2段階最小自乗法の結果とほぼ同じであった。これらの結果から、わが国の貸出市場は不均衡状態が支配的であったと結論される。

さて不適切な期間分類を採用すると分類された2組のサンプルの少なくとも一方は実際には超過需要であった期間と超過供給であった期間の両方を含んでしまうので、 $\beta_1 = \beta_2$ の帰無仮説が棄却されなくなるだろうと予想される。した

表 1-4 「より適切な期間分類」に基づく不均衡分析の結果

| モデル | 供給関数 | | 需要関数 | |
|--------|------|------|------|------|
| | I | IV | i | ii |
| F 値 | 10.5 | 9.75 | 13.2 | 29.5 |
| 1%の境界値 | 4.10 | 3.62 | 4.10 | 3.62 |

表 1-5 需要・供給関数の推定結果(OLS)^{1),2)}

| | | 仮説 | サンプル数 | R | ln D | Dc | 定数項 | 決定係数(\bar{R}^2) DW |
|----------|----|-----|-------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|---------------------------|
| 供給 関数 | I | 均衡 | 68 | 0.021 (6.2) | 0.979 (392) | | 0.06 (2.0) | 0.9996 0.16 |
| | | 不均衡 | 46 | 0.020 (6.1) | 0.974 (406) | | 0.11 (4.0) | 0.9997 0.45 |
| | IV | 均衡 | 68 | 0.052 (7.6) | 0.996 (242) | -0.066 (-5.0) | -0.09 (-2.3) | 0.9997 0.41 |
| | | 不均衡 | 46 | 0.033 (4.5) | 0.986 (152) | -0.036 (-1.9) | 0.04 (0.8) | 0.9998 0.52 |
| | | 仮説 | サンプル数 | R | ln S | P_{-1} | 定数項 | 決定係数(\bar{R}^2) DW |
| 需要 関数 | i | 均衡 | 68 | -0.044 (-4.4) | 0.957 (130) | | 1.08 (12.4) | 0.9962 0.22 |
| | | 不均衡 | 27 | -0.056 (-8.0) | 0.961 (184) | | 1.19 (18.3) | 0.9993 1.20 |
| | ii | 均衡 | 68 | -0.071 (-7.6) | 0.962 (114) | -0.052 (-5.8) | 1.70 (13.4) | 0.9976 0.29 |
| | | 不均衡 | 27 | -0.065 (-7.1) | 0.947 (89.7) | -0.017 (-1.5) | 1.42 (8.6) | 0.9994 0.99 |

(注) 1) 不均衡仮説とは「より適切な期間分類」による推定。計測期間は1960/II~77/I。

2) ()内はt値。

がって、3論文が採用した超過供給期の方が長い期間分類によっても不均衡仮説が正しいという結論が得られるかどうかは、興味のあるところである。表1-6はこのような考えの下に、いろいろな期間分類に基づいて推定した結果にChow検定を適用した結果である。「より適切な期間分類」の場合(表1-4)と比べると、F値が格段に小さくなっていることがわかる。このことは「より適切な期間分類」の妥当性を裏づけている。また超過需要期が多い期間分類ほど均衡仮説が棄却されやすいという傾向がみられる。浜田他(1977)、古川(1979)、釜江(1980,a)が前提している期間分類(表1-6での、 $A=0$ の場合に相当)では不均衡仮説が正しいという結論を得ることはできないのである。

4.3.c 実効金利では?

以上の分析では市場を調整する手段は表面金利であると仮定してきた。しかし、本章の冒頭で論じたように、貸出市場が均衡しているとの主張は主として拘束性預金を考慮した実効金利によって市場が調整されていると考えている。

表 1-6 さまざまな期間分類に基づく不均衡分析の結果^{1), 2)}

| 期 間 分 類 | | 供 給 関 数 | | | 需 要 関 数 | | |
|-----------|-------|---------|------|------|---------|------|------|
| $-\delta$ | $-A$ | N^s | I | IV | N^D | i | ii |
| | -0.04 | 18 | 0.48 | | 50 | 1.00 | |
| -0.02 | | 19 | 0.30 | 0.66 | 49 | | 1.48 |
| | 0 | 27 | 0.33 | 0.33 | 42 | 2.33 | |
| 0.01 | | 31 | 0.98 | 0.74 | 37 | | 0.58 |
| 0.02 | | 36 | 0.61 | 1.08 | 32 | | 1.16 |
| | 0.04 | 41 | 0.74 | | 31 | 3.12 | |
| 0.03 | | 44 | 0.64 | 1.09 | 24 | | 1.28 |
| | 0.06 | 45 | 0.64 | 0.85 | 25 | 3.14 | |
| | 0.08 | 49 | 0.52 | | 20 | | |
| 0.04 | | 49 | 0.79 | 1.14 | 19 | | 1.44 |
| | 0.10 | 55 | 0.27 | | 13 | 2.79 | |
| 0.065 | | 55 | 0.87 | 0.91 | 13 | 1.34 | |

(注) 1) 数値は(F値/5%境界値)である。したがって数値が1以上であれば5%有意水準で不均衡仮説が正しいことになる。

2) $-A$ は $R_t - R_{t-1} = f[L_t^D - L_t^S] + A$ という金利調整関数を前提した場合である。

そこで、次に、実効金利によっても市場が不均衡であるかどうかを検討しよう。

たとえ銀行は表面金利を自由に動かせないとしても、拘束性預金の額を調整することによって、貸出から得る実際の収益率を動かすことが可能である。名目的な貸出 L をおこない、そのうち D_r を R_r の金利で預金させれば、実際上の貸出額は $L - D_r$ 、金利収入は $RL - D_r R_r$ であるから、実効金利 R_e は、

$$(1.25) \quad R_e = \frac{R \cdot L - D_r \cdot R_r}{L - D_r}$$

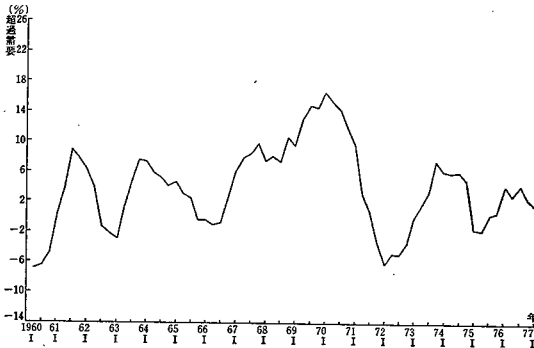
となる。拘束性預金に関するデータに何をとりかは常に問題になるが、われわれは D_r として全国銀行の法人定期性預金残高をとり、 R_r として1年物の定期預金利率をとることにする。その他のデータは前節と同じである。

Chow 検定の結果によれば、1960年第2四半期～73年第1四半期の期間、1960年第2四半期～77年第1四半期の期間共にF値は非常に大きく、1%有意水準で帰無仮説は棄却される。したがって実効金利の調整によっても貸出市場は不均衡であったと結論される。

4.3.d 貸出均衡金利の推移

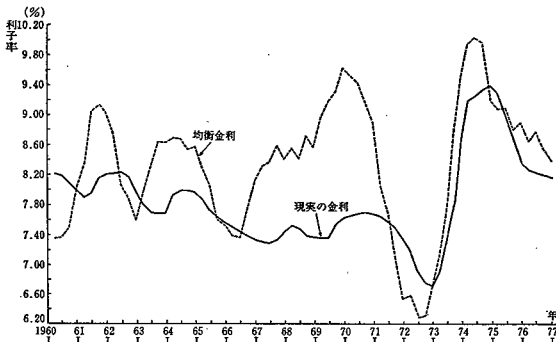
Fair-Jaffee(1972)の方法は単に均衡か不均衡かというような定性的な問題に解答を与えるだけではない。この手法の最大の利点は需要・供給関数を推定することによって市場の不均衡状態を定量的に把握できることであろう。われわれは推定された需要・供給関数を使って各期の超過需要の割合を算出した(図1-4参照)。期間数の多寡だけでなくその大きさからいっても貸出市場は超過需要状態が支配的であったことがこの図からわかるであろう。とくに、1969年から70年にかけては貸出実現額の10%以上の超過需要が存在していたことが分かる。これにくらべて超過供給は時期的に限られていてその額も小さ

図 1-4 貸出の超過需要の推移^{1), 2)}



(注) (1) たて軸は $\frac{\text{超過需要額(推定値)}}{\text{貸出額(実現値)}} \times 100(\%)$ である。
 (2) 供給関数 I, 需要関数 i を仮定した。

図 1-5 均衡金利の推移*



(注) * 供給関数 I, 需要関数 i を仮定。

い。(注18) ここで推定された超過需要の推移は景気循環とよく一致している。とりわけ景気動向指数の遅行系列とよく似た動きをしている。

貸出市場をクリアする均衡金利を計算することも容易である。図1-5には推定した貸出均衡金利と貸出約定平均金利の推移を示した。このグラフから次の点が読み取れるであろう。

① 均衡金利と現実の金利は大ざっぱにいて似たように上下しているが、現実の金利の変動は均衡金利より小さく、その水準も低い。

② 現実の金利は均衡金利より若干遅れてその動きに追随している。すなわち、図1-5によれば現実の金利は均衡金利よりも山で2~3四半期、谷で4~5四半期遅れているように見受けられる。このことは、金利が若干の遅れをもって調整していることを示唆している。

③ 均衡金利と現実の金利の乖離は最大で2%、多くの場合1%以内であった。

④ 1973以前には概して現実の金利の反応が緩慢であるのに対し、それ以後は均衡金利の動きにかなり敏感に追随している。

①の観察は、貸出金利が「硬直的」であり、かつ、低水準で推移してきたことを示している。②の結果は、このような現象が市場の価格調整の遅れであるという解釈を支持している。④の事実は金融の自由化によって、貸出市場が機能し始めたことを示唆している。このように、われわれのおこなった不均衡分析は、本章の冒頭で提起した人為的低金利政策にまつわる疑問点を解明するものである。

第5節 その後の研究動向：結びにかえて

本章の冒頭において、われわれは、単に貸出金利のデータを眺めただけでは

- a) 金利による調整が緩慢で貸出市場が不均衡であったか、
- b) 超過需要が支配的で信用割当がおこなわれたか、
- c) それは規制によってもたらされたものか、

といった疑問に答えるのは困難であることを説明した。貸出金利のデータは、それがコールレートよりも硬直であることを示してはいるが、その事実だけではa)の疑問に答えることはできなかった。貸出金利が低金利であったかどうかはデータからはわからず、b)の疑問に答えるのはさらに困難であった。

貸出金利の変動はオイルショック以降大きくなったが、それだけではc)を明らかにすることはできなかった。

前節で展開したわれわれの分析はこれらの問いに答えることができる。図1-5に示した貸出均衡金利と現実の金利を比べれば、貸出金利は需給を調整するほど伸縮的に動いていなかったことが一目瞭然である。さらに、これをコールレートと比較すれば、貸出均衡金利の変動はコールレートの変動よりは小さいことも見て取れる(図には示していない)。この差は、1.3節で指摘したように、期間構造や限界金利と平均金利の違いに帰せられるかもしれない。図1-4を見れば、超過供給期は少なく、ほとんどの時期において超過需要が支配的であったことがわかる。c)に対する答えは若干間接的であるが、1975年以降現実の金利が均衡金利によく追随しているという結果は、それ以前の状態が規制によってもたらされたことを示唆している。この点をもっと直接的に示しているのは金利調整関数の推定結果である。すなわち、2.1節で述べたように、「公定歩合と貸出金利の乖離の大きさが貸出金利に抑制的な影響を及ぼす」と仮定した金利調整関数、 $R_t = \lambda(L_t^D - L_t^S) + \delta(R_t - R_{Bt})$ がもっともらしい期間分類を与えるという結果は、金利が市場を調整すると同時に規制の影響を受けて変化していることを示している。

このようにめざましい結論を得ることができたのは、われわれが、貸出の需要および供給がどのような要因で決まり、それが市場でどのように調整されるかという問題の定式化に当たって経済理論の助けを借りたからにはほかならない。経済理論を用い、統計的方法に立脚した研究は数量的であり、精密であり、強力でもあるが、同時に複雑であるだけ誤りも犯しやすい。計量経済学的方法がしばしば研究者にとって都合のよい結論を導き易いことが、最近経済学者によっても指摘されている(Leamer(1978), Cooley-LeRoy(1980))。本章で紹介した3研究が異なる結論を導いていたことからわかるように、実証研究には細部の取扱いに至るまで、慎重な反省が必要である。たとえ、客観的で十分な考慮が払われたとしても、実証研究にはおよそ完璧ということはありません。必ず「誤り」(なんらかの単純化)を含んでいるといった方が真実に近いであろう。したがって、われわれが、実証研究から何等かの真実をひき出そうとするならば、致命的な誤りを含んでいない複数の実証結果に基づかなければならぬ。どのように巧妙に計画された実験のように読者には見えても、単一の実証

結果を信ずることはきわめて危険である。

このような考慮に基づいて、最後にわれわれの実証の内容を振り返り、その足りない点を考え、その後発展させられた研究を評価して、本章を締めくくることにしよう。

Fair-Jaffeeの手法を日本の貸出市場に適用した3論文は相対立した結果を得ていた。われわれはまず、この対立が多重共線性を生じるモデルを使ったために起きたことを明らかにした。次に期間分類の整合性をはかる3つの指標を考案し、それを使って実感と整合的な「より適切な期間分類」を得た。また均衡・不均衡の判定にChow検定を適用すれば判定不能場合がなく、しかも判定を数量的に評価できることに着目し、この方法を用いて不均衡仮説が正しいことを示した。この結論は実効金利を用いても変わらない。興味深いことに、3論文のように超過需要期よりも超過供給期が多い期間分類を仮定すると不均衡仮説が正しいという結論は得られない。このことは日本の貸出市場に通常の指向法Iまたは数量法を適用するのは不適切であることを示唆している。不均衡分析にとって適切な期間分類を前提することが決定的に重要であるにもかかわらず、従来はこの点が軽視されてきたといわざるをえない。

一方、われわれの研究の欠点は次のような点である。まず、不均衡分析の手法に限定していえば、推定法、検定法に問題が残されている。期間分類に対するアプローチは記述統計量に基づいたアートのようなところがあり、科学的・理論的でない。また、インフレ率が貸出の需要・供給に与えた影響を考慮していないことも問題である。貸出の需要・供給関数の定式化を工夫することも重要である。とくに、貸出市場の部分(不)均衡分析であることが、分析から引き出される政策的インプリケーションを限られたものにしてている。貸出市場の不均衡は他の市場に漏出しているはずであり、その機構の解明は、高度成長期の自由市場と規制市場の立体的な理解、金融政策の波及ルート解明に役だつと思われる。多市場モデルへの拡張が今後の課題である。

その後の研究は主として推定法を改善する方向で進められている。前節の分析を含め、従来のが国の分析は、最小自乗法、2段階最小自乗法を用いるにとどまり、数量法の推定においては有効性が、指向法の推定においては一致性すらも保証されないという問題があった。推定バイアスの大きさが正確に把握できない以上、これらの推定結果の信頼性には疑問が持たれる。これに対し、

Ito-Ueda(1981), 伊藤・植田(1982), 浅子・内田(1986)は, 数量法に基づき, 一致性, 有効性を持つ推定結果を報告している。これらの研究は何れも不均衡仮説を支持しており, 前節のわれわれの結論を支持するものである。

しかし, 前節で強調したように, わが国の貸出市場の分析においては, 数量法は勿論のこと, 指向法の単純な利用にも疑問が持たれる。われわれは前節において, 記述的な統計量を用いてこの問題に接近したが, われわれがおこなった「合致比率」に基づく期間分類の決定方法にはつぎのような根拠を与えることができる。この方法は金利調整関数によってサンプルを分類するのではないから, 指向法 I とも異なるものである。そこで採用されている仮定は, 貸出の需要・供給関数の定式化と, ショート・サイドの仮定,

$$(1.19)' \quad L=L^D \quad \text{if} \quad \hat{L}^D < \hat{L}^S \\ L=L^S \quad \text{if} \quad \hat{L}^S < \hat{L}^D$$

だけに過ぎない。このモデルが整合的であるには, 合致比率は 1 に近くなければならない。実際われわれが得た「より適切な期間分類」は合致比率が 0.91 になっており, ほぼこの要請を満たしていることが分かる。

われわれは, いろいろな期間分類から出発して一回だけ修正をするという手続きをとったが, 合致比率が 1 に近い期間分類を探すにはこの修正を, 前提された期間分類と需要・供給関数の推定結果から導かれる期間分類がほぼ一致するまで繰り返す方法が考えられる。実際, 浅子・内田は, 公定歩合の影響を考慮した金利調整関数を前提しているという違いはあるものの, このような方法で期間分類を決定している。その結果, 1963年から82年の78四半期間中, 超過供給期が19期, 超過需要期が59期間という結果を得ている。合致比率に基づく期間分類はかなり満足できる方法であることが明らかになっているといえよう。

このように, 貸出市場の部分不均衡分析に関しては, 主要な問題点はほぼ明らかにされ, 分析方法もほぼ確立された。その結論もほぼ安定したところに落ち着いている。この種の分析は, 「実験段階」から「実用段階」に入ったといえよう。たとえば, 竹中(1983)はサンプルを移動させて金利調整関数を推定し, その調整速度を比較することによって, 近年になるほど貸出市場が均衡状態に近づいていることを明らかにしている。この分析は格別新しい方法を試みるものではないが, これまでその有効性が明らかにされた手段を用いて成果を刈り取るものといえよう。このほか, 金融部門の計量モデルで, 貸出市場を不均衡

とみなして推定することも興味深い試みであると思われる。

第1章 注

(注1) 貸出を受けられた部分を信用割当と呼ぶこともある。

(注2) 浜田他(1976), 岩田・浜田(1980; 第5章)は金利別の貸出割合をグラフに描いてほとんどの時期に標準金利および最高限度の利率のところに2つの山が存在している事実を発見し, これは規制の実効性を意味していると主張した。これに対し, 黒田(1979)は見いだされた2つの山は, 短期貸出と長期貸出を区別しないために生じたみせかけに過ぎず, 標準金利の辺りの山は短期貸出の分布に対応し, 岩田・浜田が主張するもう一つの山は長期プライムレートのあたりにある長期貸出の分布にほかならないと主張した。

(注3) 預金金利および公定歩合といった銀行にとっての資金調達コストの低位固定化が事実であったとすると, その恩恵を受けたものが銀行であったのかそれとも企業であったのかに興味の持たれるところである。もし, 貸出市場がたとえば実効金利ベースで均衡しているとすれば, 最終的な借手である企業は低金利政策の恩恵を受けておらず, 預金者から銀行に対して所得の移転がおこなわれたことになろう。

一方, 貸出金利が低位固定化されていれば, 少なくとも預金者の犠牲の一部は企業に分配されたことになる。この場合, 貸出の低金利は企業の投資コストを低下させ, 高度経済成長を実現させる一つの要因であったであろう。このように, 貸出市場が均衡していたかどうかは, 人為的低金利政策の国民経済的評価を決定する重要性を持つ。

もっとも, 貸出金利の低位固定化が企業の投資の総額を増大させたと主張することは困難である。貸出供給関数が通常想定されるように右上がりであるならば, 低金利政策はむしろ貸出総額を減少させたであろう。図1-1において, 低金利政策のもとでの貸出額 L は均衡貸出額 L^* よりも小さい。

しかし, 低金利政策が成長にマイナスに作用したと確言することもできない。なぜならば, 貸出供給関数は, 金利に非弾力的であり, ほとんど垂直であったかもしれない。高度成長期においては, 銀行の資金調達・資金運用ともに現在のような多様な形態が存在しなかったので, 貸出供給額は主として資金調達の大衆を占める預金の動きに依存していたであろう。一方, 貯蓄の額が老後の必要性などから金利に非弾力的に決まっており, 黒字主体である国民一般が預金の他に有力な貯蓄手段を持たないという状態では, 預金の総額はほとんど金利に感応せず一定であったと思われる。それゆえ, もし高度成長期に低金利政策を廃止し, 預金

金利および貸出金利を自由にしても、銀行の資金調達額、したがって、貸出供給額はさして増加しなかったであろうと推論できるのである。したがって、低金利政策が、資金の供給総額の減少を通じて成長にマイナスに作用したとは限らない。

しかしそれでも、低金利政策が貸出総額の増加に寄与したと考えるのはむしろかしい。したがって、もし低金利政策が投資にプラスの効果を持ったとすれば、それは貸出総額の増加を通じてではなく、信用割当によって資金配分のルートが変更されたことによるものと思われる。すなわち、低金利政策のもとでは貸出の超過需要が生じるので、銀行は貸出先を選択することができる。その際、もし、成長に寄与するような企業に優先的に融資がおこなわれたとすれば、低金利政策が高度成長に寄与した可能性も考えられるわけである。この問題は、低金利政策が国民経済に果たした役割の評価として重要であるにもかかわらず、これまで堀内・大滝(1987)を除いてほとんど研究されていない。堀内・大滝は、公的金融の融資が成長率の高い産業に向けておこなわれたかどうかを調べ、否定的な結果を報告している。

(注4) この貸出市場の重要性の低下はさまざまなレベルで認めることができる。一つは経済部門全体の資金調達のうち貸出の形態をとる部分の低下である。この変化の原因は、1975年以降日本経済が低成長へ移行し民間部門の投資が減退したために、民間企業部門の赤字が減少し公的部門の赤字が増大したことである。公的部門は主として公共債の発行によって資金を調達するので、公的部門の赤字の増大は、経済部門全体にとっての借入調達比率が低下し、有価証券調達比率が増大することを意味する。もっとも、1975年以降は、長期間にわたって金融緩和期が続いたので、この循環的要因が影響している部分もあるであろうことに注意しなければならない。

法人企業部門だけを見ても、資金調達総額に占める借入の重要性は低下している。これは、投資意欲の減退によって資金調達総額が減少したので、内部留保によって調達できる比率が大きくなったためである。しかしながら、法人企業全体を見たとき、外部資金調達に占める借入の比率にはさほど大きな変化がみられない。いいかえれば、法人企業全体としては、借入と有価証券による調達の相対的な重要度はさほど変化していない。

しかしながら、大企業のみ注目すると借入による調達が、資金調達総額に対してだけでなく、外部資金調達と比較しても急速に減少していることがわかる。すなわち、債券・株式による調達の増加が顕著である。大企業に関する限り、オーバーボロイングは解消したといってよい。さらに、インパクトローンの取入れや外債の発行といった、外貨建ての調達が急増していることが印象的である。こうした変化をもたらした原因としては、少なくとも短期の資金については、企業

の調達・運用の場が増えたことが見逃せない。

(注5) 読者の中には貸出金利を資金調達の大部分を占める預金の金利と比較せずにコールレートと比較することに違和感を感じる方も多くであろう。そして、預金金利は硬直的に推移してきたのであるから、貸出金利が硬直的なのも当然であると思われるかもしれない。そこで、なぜ貸出金利をコールレートと比較するのかを説明することにしよう。

一つの素朴な考えは次のようなものである。前節で説明したように、預金金利は日銀によって規制されてきたのに対し、コールレートは高度成長期における数少ない自由金利の一つであった。それゆえ、もし貸出金利が自由金利であれば預金金利よりもコールレートに近い動き方をするであろうと推論するのである。

経済理論からは、コールレートが銀行にとって貸出の機会費用であるならば、貸出金利の動きがコールレートの動きを反映するであろうと推論できる。銀行が利潤を最大にするように行動し、預金金利および預金量は銀行にとって所与であると仮定しよう。この状態で銀行が貸出量を1単位増やすためにはコール市場から1単位の資金を借りなければならない。もしこの1単位の貸出増加から得られる収益(限界収益という)がコールマネー増加の費用(限界費用)を上回るとすれば、銀行はこのように貸出額を増加させることによって利潤を増加させることができる。逆に限界収益が限界費用を下回る場合には貸出額を減少させることによって利潤を増加させることができる。したがって、利潤を最大にする貸出額は、この限界収益と限界費用を等しくするものでなければならない。一方、もし、コール市場が銀行にとって価格支配力を持たない完全競争市場であれば、コールマネーの限界費用はコールレートである。したがって、銀行にとって最適な貸出額とそれに対応する均衡貸出金利はコールレートに依存することになる。

銀行が貸出市場において独占的にふるまうとして、以上の議論を数式で示すと次のようになる。銀行の利潤 π は、

$$(N1-1) \quad \pi = R_L(L)L - R_D D - R_C C$$

ここで、 L, D, C は貸出額、預金額、コールマネーであり、 R_L, R_D, R_C はそれぞれに対応する金利である。 $R_L(L)$ は貸出の需要関数を表す。銀行はこの需要関数を満たし、利潤を最大にする貸出額を選択する。簡単のため、銀行は預金とコールマネーをすべて貸し出すとすると、銀行のバランスシートは、

$$(N1-2) \quad L = D + C$$

利潤を最大にする条件は、

$$(N1-3) \quad d\pi/dL = R_L(1+1/\epsilon) - R_C = 0$$

ここで、 $\epsilon = (R_L/L)(dL/dR_L)$ は貸出需要の利子弾力性である。したがって、

$$(N1-4) \quad R_L(L) = R_C / (1+1/\epsilon)$$

(N1-4)に示されているように、もし貸出市場が規制から自由であれば、貸出金利の水準はコールレートに関係して決まるのであって、預金金利の水準には依存しない。この結論はかなり一般的に成立するものである。ここでは、銀行は預金額を選択できないと仮定したが、(N1-4)の結論はこの仮定に依存しない。たとえば、銀行は預金市場でも独占力を持っており、預金需要関数、 $R_D = R_D(D)$ を考慮して、最適の預金量をも選択すると仮定しても、(N1-4)が成立することはわからない。この場合には、(N1-4)にくわえて、預金量に関する最大化より、

$$(N1-5) \quad R_D = R_C(1+1/\eta)$$

を得る。ここで η は預金需要の利子弾力性である。両式に示されているように、銀行の資金調達と資金運用の意思決定は、コールレートを基準におこなわれるのである。このような金利は他の金利の水準を決定する役割を果たしているという意味から、銀行行動理論においてアンカー（錨）金利と呼ばれている。貸出金利がアンカー金利に関係して決まるという結論は、貸出市場が完全競争であるとしても成立する。また、銀行の支払い準備を考慮しても基本的な結論は変わらない。

(注6) ここでは、貸出金利がコールレートよりも硬直的になる要因の一つあげておこう。コールレートと貸出金利のリスクの違いにひとまず目をつぶってコールと貸出は銀行による裁定が可能であるとしよう。一般に貸出の方がコールの融通よりも長期であるので、いまリスクの差を無視すれば、貸出金利とコールレートの間には利子率の期間構造理論が成立し、貸出金利 R は将来のコールレート R_C の予想値の平均値と等しくなる。たとえば、貸出期間が、コールの融通期間の n 倍であり、両者の金利の間に「純粹期待仮説」が成立すれば、

$$(N1-6) \quad (1+R_t)^n = (1+R_{Ct})(1+R_{Ct+1}) \cdots (1+R_{Ct+n-1})$$

ここで上付き添え字の e は、将来の予想値を表す。

(N1-6)式の1次近似をとると、

$$(N1-6)' \quad R_t = (1/n) \sum_{i=0}^{n-1} R_{Ct+i}^e$$

期待形成が合理的であるならば、

$$R_{Ct+i}^e = E_t(R_{Ct+i})$$

ここで、 $E_t(\)$ は t 期の情報が与えられたときの数学的期待値を表す。事後的に合理的な貸出金利を次のように定義しよう。

$$R_t^* = (1/n) \sum_{i=0}^{n-1} R_{Ct+i}$$

したがって、

$$(N1-7) \quad E_t(R_t^*) = (1/n) \sum_{i=0}^{n-1} E_t(R_{Ct+i}) = (1/n) \sum_{i=0}^{n-1} R_{Ct+i}^e = R_t$$

貸出金利の予想誤差を u と書くと、

$$(N1-7) \quad u_t = R^*_t - R_t$$

∴ $\text{Var}(R^*_t) = \text{Var}(R_t) + \text{Var}(u_t)$. $\text{Var}(\cdot)$ は分散を表す.

一方, R^* はコールレートの加重平均であるから, その分散はコールレートよりも小さい. なぜならば, 簡単のため, $R^*_t = aR_{Ct} + (1-a)R_{Ct+1}$, $0 < a < 1$ とすると,

$$(N1-8) \quad \text{Var}(R^*_t) = a^2\text{Var}(R_{Ct}) + (1-a)^2\text{Var}(R_{Ct+1}) \\ + 2a(1-a)\text{Cov}(R_{Ct}, R_{Ct+1})$$

$$(N1-9) \quad \text{Var}(R_{Ct}) = \text{Var}(R_{Ct+1}) \equiv \sigma^2 \text{に注意すると,}$$

$$(N1-10) \quad \text{Var}(R^*_t) = \sigma^2[(a^2 + (1-a)^2 + 2a(1-a)\rho(R_{Ct}, R_{Ct+1}))] \leq \sigma^2.$$

ここで, $\rho(x, y)$ は相関係数を表す. 等号成立は, $\rho=1$ のとき.

したがって, 貸出均衡金利はコールレートより変動が小さい. それゆえ, 貸出金利がコールレートより硬直的であるという事実は貸出金利が不均衡金利であることを必ずしも含意しない. このような議論はシラーのボラティリティー・テスト (volatility test) として知られているものである. Shiller (1979), Mankiw et al. (1985)参照. また, 黒田 (1979)は貸出金利がオープンマーケット金利の影響を受けて決まっていることを, 因果テストを用いて調べている.

(注7) このほか, 銀行が利潤最大化ではなく, 規模最大化を目的に行動しているとすれば, 貸出金利と預金金利に密接な関係があることがわかる. 武田 (1985; p. 23)参照)

(注8) 貸出金利の変動の増大に, 1)~3)のルートが存在することは簡単なモデルで確認できる. 厳密には, オープンマーケット金利とその他の外生変数との相関にも依存し, 常に増大するとは限らないことには注意を要するが, これらの共分散が分散より十分小さいときは, 2)~3)は支持される.

(注9) 以下の理論展開は釜江 (1978), Bowden (1978), 古川 (1979)によってなされた. 統計学的に厳密な議論は, 伊藤 (1985), および Bowden (1978)が有益である.

(注10) 不均衡計量経済学の解説としては, Maddala (1983; 第10章)が良い.

(注11) このような説明は, Fair-Jaffee (1972), Koskela (1976), Laffont-Garcia (1977)に見られる.

(注12) 多重共線性とは, 2つ以上の説明変数が非常によく似た動きをするために正しい推定値が得られなくなることである.

(注13) 本書では, 需要関数・供給関数の推定に, 最小自乗法または2段階最小自乗法を使うことにする. したがって, 不均衡仮説下の推定値には一貫性が保証されていない. しかしわれわれの場合, 最小自乗法を使用することは次のような理由である程度容認できるであろう.

(a) われわれの分析ではサンプルサイズは20~50と小さいので、一致性を持つことに大きな価値があるとは思われない。

(b) われわれの分析では決定係数は全ての場合に0.99以上であるので、多重共線性が小さい限りサンプリングエラーは小さいと想像される。したがって、攪乱項の期待値が0でないとしてもその影響は小さいであろう。

(c) 最尤推定を試みた論文の多くが「尤度の全域的最大値が得られているかどうか分からない」、あるいは「最尤推定値と最小自乗推定値はほぼ等しくなった」と報告している。Fair-Kelejian(1974), Maddala-Nelson(1974), Laffont-Garcia(1977)参照。

(注14) 主要企業による金融機関の貸出態度に対する判断指標および、資金繰り判断指標とは、日本銀行が資本金10億円以上の上場会社約660社(1984年現在)を対象におこなっている「経済短期経済観測」の一つである。

(注15) 実際には等分散ではないにもかかわらず等分散を仮定した場合の検定力の低下の程度はToyoda(1974)に報告されている。そこでの結果によれば、以下の結論が少なくとも5%の有意水準で成立することが分かる。

(注16) 2段階最小自乗法によってもほぼ同様の結果を得た。

(注17) 厳密に言えば、指向法Iで分類されたサンプル全体に通常の自己回帰過程を仮定することは適当でない。

(注18) 計量分析による貸出の超過需要額の推定は既に、伴(1977)によるものがある。そこでは1962年から73年の全期間が超過需要状態であり、そのほとんどの期間において貸出実現額の10から20%の大きさであったと結論されている。

第2章 新規貸出金利の調整機能

従来、理論的分析であるか実証的分析であるかを問わず、貸出残高（ストック）と新規貸出額（フロー）との区別に注意が払われたことはほとんどなかった。理論的分析においては、市場は貸出残高に関する金利によって調整され、借手も貸手も貸出残高全体を調整できるという想定のもとで、モデルが組み立てられてきた。しかしながら、少なくとも前章の分析のように貸出市場を競売買市場であると想定する限りは、借手も貸手も既に契約済みの貸出を所与として行動せざるをえないのが現実であり、貸出市場において調整機能を持っているのは新規契約に関する金利にほかならないはずである。^(注1)

この事実は実証分析においてとくに深刻な問題を投げかける。貸出金利の硬直性は信用割当との関係で注目されてきた。また、信用割当の有無をめぐる本格的な研究もつまるところ貸出金利の調整機能を分析してきたと考えられる。その場合、とりあげられるべきは新規貸出に関する金利であるにもかかわらず、従来のほとんどの分析は残高に関する金利を対象にしているのである。残高に関する金利は新規貸出金利よりも硬直的であるので、このことは分析上の重大な欠陥であるといえよう。

本章の主たる目的は、新規貸出金利および新規貸出額を推定し、それらのデータを用いて前章の不均衡分析をやりなおすことである。これらのデータはその重要性にもかかわらず公表されていないので、その推定は貸出市場の実証分析に不可欠な作業といえよう。

まず次節では、競売買市場を前提する限り、貸出残高の調整を定式化した従来の銀行行動モデルは不適切であり、新規貸出の概念が重要であることを説明する。続く第2節は新規貸出金利および新規貸出額を利用可能なデータから推定することにあてられる。第3節では、この推定値を使って、信用割当の有無を検定する。最後は、今後の検討課題を展望し、しめくくることにしたい。

第1節 新規貸出金利の重要性

従来の銀行行動モデルでは貸出残高に関する金利に対して貸出保有残高全体が調整されると考えられている。しかしながら貸出には流通市場が存在せず、借手も貸出も既契約済みの貸出の条件を変更することができない。それゆえ、経済主体の合理的行動を前提する限り、貸出市場の需給は新規貸出金利によって調整されていると考えなければならないのである。

1.1 貸出と債券の違い

赤字主体が資金を調達する方法には債券発行と金融機関からの借入がある。この両者の差異は、取引される資金の性質が規格化されているか否かによる。特徴を誇張して定型化すれば、債券の場合は、証書1枚あたりの資金調達額および満期期間が前もって決められており、資金の貸手には、価格（したがって金利）の水準に応じて何枚の証書を購入するか決定だけが残されているのに対し、借入の場合には、借入額、金利、借用期間、担保およびその他の条件が、貸手と借手の交渉で決定されるのである。債券によって資金調達できるのは既に高い信用を持つ企業や政府に限られており、貸倒れリスクが比較的高い主体や、小口資金を需要している主体は資金調達を借入に頼らざるをえない。一旦発行された貸付証書が第3者に譲渡されることが少ないのは、貸出契約が情報収集能力を含む当事者間のさまざまな力関係を反映していて、その契約に対する社会的な共通の評価が欠落しているためである。債券には発行市場と流動市場が存在する。これとの対比でいえば、貸付証書には発行市場のみが存在し、流動市場は存在しないといえよう。そしてこの点は、貸出の基本的な性質に由来しているのである。

流通市場の均衡は、フローで調整されていると考えようがストックで調整されていると考えようがその結果は同じになる。資産選択理論を例にあげよう。この場合、各主体は、各種資産の収益率およびその分散をパラメータとして、期待効用が最大になるように各種資産の保有残高を決定する。希望保有残高がその時点に保有している残高よりも大きければ、両者の差がフローの需要となり、小さければフローの供給となる。市場価格はフローの需給が一致するように決定される。この時、市場に出されなかった保有部分、すなわち留保需要についても、取引の結果入手した証券と区別することができず、したがってその

時点の価格で購入したとみなされる。この点は次のように説明することもできる。取引費用が存在しない場合には、留保需要を含めて保有残高全体を市場に供給し、希望保有残高全体を改めて購入したとしても市場価格は変化しない。取引費用の存在を考慮すれば、各主体にとって売りと買いが重複する部分は当然留保されるであろう。流通市場が存在する資産は、実際に購入された価格にかかわりなく、各時点の市場の価格で評価されるのである。

貸出についてはまったく事情が異なる。貸出契約が一旦締結されると、ほとんどの場合、約定された満期日が到来しない限りその資金は返済されない。各主体は満期前の貸出を所与として行動するのである。新規貸出金利がどのような水準になっても、すでに締結され保有されている貸出の評価が変更されるわけではない。したがってストック（貸出残高）全体に新規貸出金利を対応させて最適保有残高が決定されるのではなく、既契約の貸出を所与として、フローの調整がおこなわれるのである。

1.2 従来の分析の問題点

それにもかかわらず、従来の貸出市場のモデルでは、各経済主体は貸出残高に関する金利を所与として貸出残高全体を調整すると想定されている。貸出供給に関する簡単なモデルを例にとって、従来の単純な銀行モデルがどのような修正を必要とするかを説明しよう。簡単のため、銀行のバランス・シートは

$$(2.1) \quad L + V = D$$

とする。ここで、 L は貸出残高、 V は支払い準備（第2線準備を含む）、 D は預金残高である。銀行の利潤 π は次式で与えられるものとする。

$$(2.2) \quad \pi = RL - R_D D + R_C V - C(L), \quad C'(L) > 0, \quad C''(L) > 0$$

ここで、 R は貸出残高に関する平均金利、 R_D は預金金利、 R_C は各種の準備から得られる平均の収益率、 $C(L)$ は営業費用である。

通常の銀行モデルでは、銀行は貸出残高に関する平均金利 R に対して利潤を最大にするように供給残高 L を決定すると想定される。すなわち、(2.1)、(2.2)より

$$(2.3) \quad \pi = RL + (R_C - R_D)D - R_C L - C(L)$$

最大化の1階の条件は、 R を所与として、

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = R - R_C - C'(L) = 0$$

$$(2.4) \quad \therefore R - R_c = C'(L)$$

すなわち、営業の限界費用が残高の貸出金利とその機会費用の差に等しくなる水準まで貸出額を増加させることが銀行にとって最適である。

ところが、実際に市場で取引されるのは新規貸出額 L_n であり、市場で決まるのは新規貸出金利 R_n である。今期に返済される貸出額を L_e 、前期に保有していた貸出残高を $L(t-1)$ と書くことにしよう。この節では、「今期」を示す添え字 t は省略することにする。新規貸出の契約および貸出の返済は各期首におこなわれ、その後各期末まで貸出保有残高 L は変わらないとすると、

$$(2.5) \quad L = L(t-1) - L_e + L_n$$

また、貸出約定平均金利の定義より(2.6)が成立する。(注2)

$$(2.6) \quad RL = R_n L_n + R(t-1)L(t-1) - R_e L_e$$

ここで、 R_e は貸出返済額 L_e に関する平均金利、 $R(t-1)$ は前期の保有残高 $L(t-1)$ に関する平均金利である。(2.1)、(2.5)より、

$$(2.7) \quad V + L_n = D - L(t-1) + L_e$$

(2.7)は、新規貸出 L_n に関する銀行の制約式を表す。

(2.7)、(2.6)を代入すると(2.2)は

$$(2.8) \quad \pi = R_n L_n + (R(t-1) - R_c)L(t-1) + (R_c - R_e)L_e \\ + (R_c - R_D)D - R_c L_n - C(L_n + L(t-1) - L_e)$$

となる。 $R(t-1)$ 、 $L(t-1)$ 、 R_e 、 L_e 、 D 、 R_c は今期には確定しているから、銀行は R_n をパラメーターとして、(2.8)を最大にする L_n を供給する。すなわち、

$$\frac{\partial \pi}{\partial L_n} = R_n - R_c - C'(L_n + L(t-1) - L_e) = 0$$

$$(2.9) \quad \therefore R_n - R_c = C'(L)$$

すなわち、貸出額の決定に関係するのは、残高の金利ではなく新規貸出金利である。(注3)

第2節 新規貸出金利の推定

2.1 推定方法

新規貸出契約および既貸出の返済は各期首におこなわれ、その後各期末まで貸出残高 L は変わらないと仮定する。したがって、

$$(2.5) \quad L(t) = L(t-1) + L_n(t) - L_e(t)$$

貸出約定平均金利は利率別貸出残高の加重算術平均として算出される（経済統計年報）。利率別貸出残高は1981年現在、4.0%未満、4~10%を0.25ずつに分けた24区間、および10%以上の計26区間に分類され、各区間に属する貸出残高が記載されている。この貸出約定金利の定義より、

$$(2.6) \quad R(t)L(t) = R(t-1)L(t-1) + R_n(t)L_n(t) - R_e(t)L_e(t)$$

定義式として成立する(2.5)、(2.6)を連立方程式としてみると、未知数は $R_e(t)$ 、 $L_e(t)$ 、 $R_n(t)$ 、 $L_n(t)$ である。そこで、これらの変数間の関係式があと2つあれば新規貸出金利等は推定可能になる。

各時点に締結された新規貸出は約定期間後に返済されることに注目しよう。推定する対象を短期貸出（約定貸付期間1年未満）に限ることにすれば、

$$(2.10) \quad L_e(t) = \sum_{i=1}^{12} \text{LNI}(i, t-i)$$

また、実際には貸出期間の長短によって金利は違っているが、この点を捨象すれば、

$$(2.11) \quad R_e(t) = \frac{\sum_{i=1}^{12} R_n(t-i) \text{LNI}(i, t-i)}{\sum_{i=1}^{12} \text{LNI}(i, t-i)}$$

が成立する。ここで、 $\text{LNI}(i, t-i)$ は第 $t-i$ 期に契約された約定期間 i ヶ月の貸出額である。

(2.5)、(2.6)、(2.10)、(2.11)より、

$$(2.12) \quad R_n(t) = \frac{R(t)L(t) - R(t-1)L(t-1) + \sum_{i=1}^{12} R_n(t-i) \text{LNI}(i, t-i)}{L(t) - L(t-1) - \sum_{i=1}^{12} \text{LNI}(i, t-i)}$$

となる。したがって R_n の初期値 ($R_n(1)$, $R_n(2)$, ..., $R_n(12)$)、および、 $\text{LNI}(i, t-i)$ を推定すれば、 R_n 、 L_n 、 R_e 、 L_e を計算することができる。この推定方法を以下では方法Iと呼ぶことにする。

(2.11)、(2.12)のかわりに次式を前提した推定も可能である。

$$(2.13) \quad L_e(t) = F(1, t-1)L(t-1)$$

$$(2.14) \quad R_e(t) = R(t-1)$$

ここで、 $F(1, t-1)$ は $t-1$ 期における残存期間1期の貸出の全貸出残高に対

する比率である。(2.13)は $t-1$ 期末の時点の残存1カ月の貸出が t 期末に返済されるということを表す恒等式であるが、(2.14)は今期の貸出返済金利は前期の残高の金利に等しいという、かなり制約的な仮定であることに注意しよう。この推定を方法IIIと呼ぼう。

残された問題はどのようにして $LNI(i, t)$ および、 $F(1, t-1)$ を計算するかである。満期までの残存期間 (time to maturity) 別の貸出残高を推定する手掛りとしては、期限別貸出残高のデータしかない。このデータは、われわれの目的にとっては次の3つの欠点を持っている。

①各年3月、9月末のデータしかない。

②2カ月以内、2カ月超3カ月以内、3カ月超1年以内、1年超、期間の定めのないもの、の5分類しかされていない。われわれの推定は短期貸出金利に限定されるので、3分類されたデータしか入手できないわけである。

③満期までの残存期間別に分類されているのではなく、各時点に残存する貸出残高を約定期限別に分類している。つまり、2~3カ月の貸出というのは、3カ月前、2カ月前、1カ月前に契約された3カ月期限の貸出の合計であって、残存期間でいえば、1カ月、2カ月、3カ月の貸出が混在しているのである。

具体的な推定のポイントは①~③の問題をどのようにしてくぐり抜けるかの工夫に掛かっているが、それはあまりに技術的な問題であるので、説明は省略することにしたい。(注4)

短期貸出残高($L(t)$)の月次データは公表されていないので、次式により算出した。(注5)

$$L = \text{総貸出残高} \times \frac{\text{貸出約定平均金利} - \text{其他貸出金利}}{\text{短期貸出金利} - \text{其他貸出金利}}$$

2.2 新規貸出金利の推移：推定結果とその評価

方法Iによって推定した新規貸出金利の推移を短期貸出金利と共に、1962年1月から72年12月まで(サンプル数132)と1973年1月から83年3月まで(サンプル数123)とに分けて図2-1に示す。ただし R_n の初期値として方法IIIによる1961年12月から62年11月の推定値を用いている。後半のグラフには比較対照のためコールレートを一緒に描いている。さらに、各金利変数の平均値、変動係数、相関係数を表2-1としよう(表には、後で推定する実効新規貸出金利をも記載している)。

図 2-1 新規貸出金利の推移

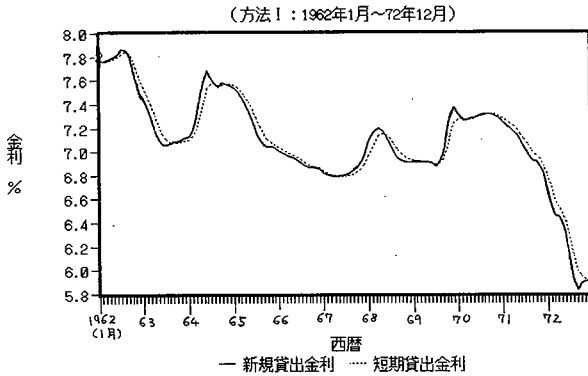
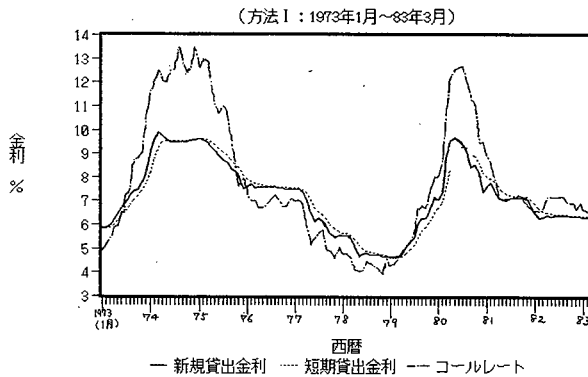


図 2-1 新規貸出金利の推移 (つづき)



新規貸出金利が当然満たすべき条件があるならば、推定値がそれを満たすかどうかで、その適否あるいは優劣を判断できよう。たとえば、

- (i) 新規貸出金利は残高の金利と逆の動きをつづけることはない。
- (ii) 新規貸出金利はコールレートをはじめとする市場性金利と似た動きをする。
- (iii) 新規貸出金利は残高の金利より変動が大きい。

といった3条件は、多少あいまいではあるが上記の目的に使えるであろう。

ここでは新規貸出金利が次の3条件を満たすかどうかについて検討を加えてみよう。

- (iv) 残高の金利がある水準で一定の時、新規貸出金利もその同じ水準で一

表 2-1 いろいろな金利の変動係数と相関係数

期間：1962年3月～72年12月，サンプル数：130

| | 平均値 | 変動係数 | 相 関 係 数 | | | | | |
|----------------|-------|--------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | | E_R | R_n | E_E | E_Z | R_s | R_c |
| 実効新規貸出金利 E_R | 7.704 | 0.0700 | 1.000 | 0.996 | 1.000 | 0.984 | 0.979 | 0.839 |
| 新規貸出金利 R_n | 7.081 | 0.0569 | | 1.000 | 0.997 | 0.984 | 0.986 | 0.832 |
| E_E | 7.698 | 0.0700 | | | 1.000 | 0.984 | 0.979 | 0.842 |
| E_Z | 7.724 | 0.0654 | | | | 1.000 | 0.996 | 0.805 |
| 短期貸出金利 R_s | 7.099 | 0.0536 | | | | | 1.000 | 0.794 |
| コールレート R_c | 7.303 | 0.2097 | | | | | | 1.000 |

期間：1973年1月～83年3月，サンプル数：123

| | 平均値 | 変動係数 | 相 関 係 数 | | | | | |
|----------------|-------|-------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | | E_R | R_n | E_E | E_Z | R_s | R_c |
| 実効新規貸出金利 E_R | 7.504 | 0.225 | 1.000 | 0.997 | 1.000 | 0.960 | 0.960 | 0.955 |
| 新規貸出金利 R_n | 7.172 | 0.208 | | 1.000 | 0.997 | 0.971 | 0.973 | 0.951 |
| E_E | 7.503 | 0.225 | | | 1.000 | 0.960 | 0.960 | 0.955 |
| E_Z | 7.526 | 0.218 | | | | 1.000 | 0.998 | 0.913 |
| 短期貸出金利 R_s | 7.190 | 0.203 | | | | | 1.000 | 0.912 |
| コールレート R_c | 7.824 | 0.346 | | | | | | 1.000 |

(注) E_E ：新規貸出金利と残高に関する拘束預金比率から算出した実効新規貸出金利。 E_Z ：残高に関する実効貸出金利。

定である。

(v) 新規貸出金利は上昇局面では残高の金利よりも急に上昇し，下降局面ではより急に低下する。

(vi) 新規貸出金利は残高の金利の谷を下から上へ，山を上から下へ切る。

結論だけ述べれば，新規貸出金利は必ずしも(iv)～(vi)の条件を満たすとは限らない。このことは次のように論証される。まず，これらの条件は平均約定金利（残高の金利）に対応する限界金利が満足するはずであることが示される。第2に新規貸出金利はこのような限界金利ではない。なぜならば，限界金利はネットの貸出額の増減に対応する金利収入の増減で定義されるのに対し，新規貸出金利はその期に締結された貸出契約に関する金利であり，この両者は当期の貸出返済額の分だけ異なっているからである。したがって，新規貸出金利は必ずしも(iv)～(vi)の条件を満たすとは限らず，推定値がこれらの性質を満たすかどうかでその優劣を判断するのは正しくない。一方，方法Ⅲの仮定

($R_e(t) = R(t-1)$) は、推定値がこれらの条件を満たすような制約を課すことになる。(注6)

図2-1を見ると、新規貸出金利が次のような動きをしていることが明瞭である。

(1) 新規貸出金利の推定値 R_n は残高の金利 R に良く追随し、不自然な動きはない。

(2) R_n は R より大きく変動する。またその動きはコールレートの動きとよく一致している。

(3) R_n の変動はコールレートの変動に比較するとかなり小さい。

(4) R が数カ月一定の時、 R_n もほぼその水準（下降局面ではわずかに下回る水準）で一定になっている。

(5) R_n は金利の上昇局面では R より急に上昇し、下降局面ではより急に下降する。

(6) R_n は R の山を上から下へ、 R の谷を下から上へ切る。

(7) 方法Iによる推定値とIIIによる推定値はきわめて良く似ている。金利の山または谷ではその差は0.1~0.3%ポイントに達するが、通常は両者の相違は0.07%ポイント以内である。

(1), (2) は新規貸出金利の推定値が当然満たさなければならない条件(i)~(iii)に対応する。(3)はこれまでの文脈でいうと、新規貸出金利でみても、貸出金利は市場金利よりも硬直的であり、貸出市場が不均衡市場である可能性を示唆している。(4)~(6)は条件(iv)~(vi)に他ならない。したがって方法IIIの推定値がこれらの性質を示すのは当然であるが、方法Iの推定値もこれらを満足するのはなぜであろうか？ おそらくこれは、新規貸出の2/3ほどは期限が3カ月以内の貸出であるので、3カ月以上前の新規貸出金利の影響が小さいためであろう。貸出返済の金利 $R_e(t)$ の方法Iによる推定値を見ると1期前の短期貸出金利 $R(t+1)$ とあまり変わらない期間が多い。このことは、方法IIIの仮定 $R_e(t) = R(t-1)$ は結果的にはそれほど制約的でなかったことを示唆している。

(1)~(7)の性質は各変数の最大値、最小値、変動係数、相関係数を見ることによっても確認できる(表2-1参照)。すなわち、

(1) 新規貸出金利と短期貸出金利の相関は高い。

(2) 新規貸出金利の変動係数は短期貸出金利の変動係数よりも若干大きい。また、コールレートとの相関係数は短期貸出金利が第I期0.794, II期0.912であるのに対し、新規貸出金利は0.832, 0.951と高い。

(3) コールレートの変動係数は第I期0.209, 第II期0.346であるのに対し、新規貸出金利のそれは0.057, 0.208とかなり小さい。

(4) 新規貸出金利の2つの推定値(IとIII)の相関係数は0.9999, 0.9995ときわめて高い。

最後に、新規貸出額については、短期貸出残高の30~35%程度で推移していることがわかる。貸出の純増額に比べれば、これはきわめて大きな額である。

また、1973年以前と以後の期間を比較してみると次の相違が明瞭である。

- (a) すべての金利変数が後半の期間は以前よりも大きく変動するようになった。
- (b) 後半の期間は貸出金利とコールレートの相関が大きくなった。

これらのことはすべて、われわれの推定値が信頼に足ることを表している。

2.3 実効新規貸出金利の推定

実効新規貸出金利 E_R および実効新規貸出額 E_L は次式で定義される。

$$(2.15) \quad E_R(t) = \frac{R_n(t)L_n(t) - R_k(t)D_n(t)}{L_n(t) - D_n(t)} = \frac{R_n(t) - R_k(t)\alpha_n(t)}{1 - \alpha_n(t)}$$

$$(2.16) \quad E_L(t) = L_n(t) - D_n(t)$$

ここで、 R_k は拘束預金の金利、 D_n は新規拘束預金額、 $\alpha_n(t)$ は $D_n(t)/L_n(t)$ 、すなわち新規拘束預金比率である。

拘束預金あるいは拘束預金比率のデータに何を採用するかは残高に関する実効金利を推定する際にも論議の的となる。しかし、今ここでは、残高の拘束性預金あるいは拘束預金比率が既知である時（したがって残高の実効金利は既知である時）に新規貸出の実効金利を推定する手続きに注意を集中することにしよう。それゆえ、とりあえず、拘束預金残高は法人定期性預金残高、拘束預金の金利は一年物定期預金金利に等しいと仮定して議論を進めよう。

経済白書(1984)は新規拘束預金比率は残高のそれに等しいと仮定しているが、このような仮定をおかなくても、新規貸出の表面金利を推定した際の仮定と同程度の仮定で新規拘束預金比率 α_n を推定することは可能である。すなわち、拘束預金(歩積両建)は新規貸出に付随して発生し、かつ、貸出返済とともに消滅すると仮定し、さらに、貸出期間の長短によって新規拘束預金比率は変わ

らないと仮定すれば、

$$(2.17) \quad D_n(t) = D(t) - D(t-1) + D_e(t)$$

$$(2.18) \quad D_e(t) = \sum_{i=1}^{12} \alpha_n(t-i) \cdot \text{LNI}(i, t-i).$$

ここで、 $D(t)$ は t 期末の拘束預金残高、 $D_e(t)$ は t 期に満期になる拘束預金額、 $\text{LNI}(i, t)$ は前出の t 期に契約された貸出期限 i カ月の新規貸出額である。

(2.17)、(2.18)より、

$$(2.19) \quad \alpha_n(t) = \frac{1}{L_n(t)} \left[D(t) - D(t-1) + \sum_{i=1}^{12} \alpha_n(t-i) \text{LNI}(i, t-i) \right]$$

$L_n(t)$ 、 $\text{LNI}(i, t)$ は既に新規貸出表面金利の推定の際計算済みであり、また $D(t)$ は法人定期性預金残高であると仮定したから、 α_n の12カ月の初期値を仮定すれば、その後の全期間の α_n を(2.19)式によって逐次計算することができる。具体的計算にあたってわれわれは、 α_n の初期値は残高の拘束預金比率に等しいと仮定した。また、法人定期預金残高は公表されている四半期末データからLagrangeの補間法(次数は5)で月次データに直した。

このような手順で1962年3月から83年3月について α_n 、 α 、 E_R 、 E_L の値を推定した。(2.15)式における R_n は方法Iによる推定値を用いた。実効貸出金利(E_R)及び実効貸出額のほか、比較のために、(2.15)式において α_n のかわりに α を用いた実効金利、すなわち、白書(1984)のように新規貸出金利と残高の拘束預金比率を使った場合の推定値(E_E)、および、残高実効金利 E_z ((2.15)式で R_n のかわりに短期貸出金利、 α_n のかわりに α を使用したもの)を推定した。図2-2には実効新規貸出金利の推移を、新規貸出金利と対比して1962年3月から72年12月の前半(サンプル数130)と1973年1月から83年3月の後半(サンプル数123)にわけてグラフを描いた。表2-1には実効新規貸出金利およびそれと関連の深い金利の変動係数、相関係数を示している。

実効新規貸出金利は平均で表面金利より前半の期間では約0.6%、後半の期間では約0.3%、高くなっている。この乖離幅が最近縮小したのは、新規拘束預金比率の低下にもよるが、それよりも預金金利と貸出表面金利の利鞘の縮小による影響が大きいのと思われる。実際、1978年から79年にかけて実効金利と表面金利の差はきわめて小さくなっている。また実効新規金利は、表面新規金利よりも変動が大きく、拘束預金を経由する調整が表面金利の調整にタイミング

図 2-2 実効新規貸出金利の推移

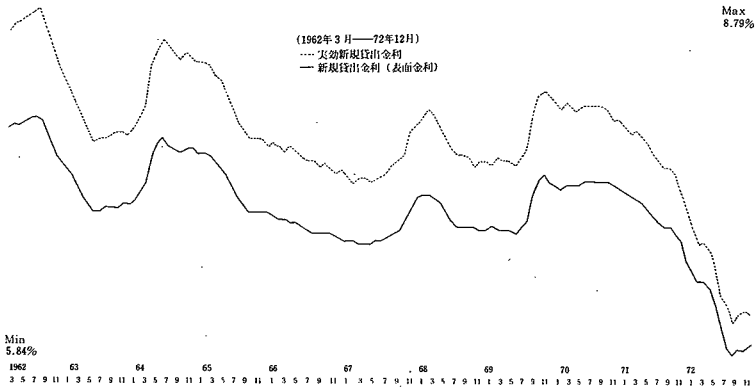
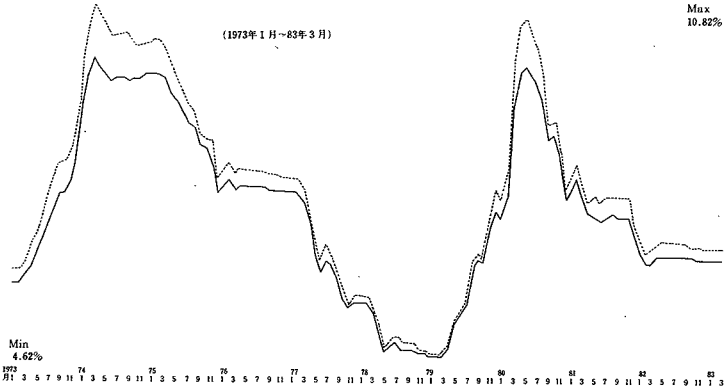


図 2-2 実効新規貸出金利の推移 (つづき)



をあわせてそれを強めるようにおこなわれていることがわかり、きわめて興味深い。

本節の主たる目的は、新規拘束預金比率 α_n のかわりに、残高の比率 α を用いたために生じる誤差の大きさを評価することであった。 α_n と α の乖離はそれほど大きくなく、その結果、 E_E は E_R の良い近似となっている。すなわち、残高の実効金利 (E_Z)、実効新規金利 (E_R)、それに白書のように残高の拘束預金比率 α を用いた実効新規金利 (E_E) の3系列をプロットすると、後2者と前者の相違は明瞭であるが、 E_R と E_E はほとんどの時点で一致するのである(筒井(1985)参照)。このことは、表2-1で、 E_R と E_E の相関が、I期・II期とも極めて高いことから想像できるであろう。したがって、実効新規貸出金利

を(2.15)式で算出するにあたって、新規貸出金利 (R_n) を用いることは重要であるが、拘束預金比率に関しては残高のそれを用いてもかなり良い近似値を与えると結論できよう。

第3節 新規貸出金利の調整機能

貸出金利が市場性を持った債券（たとえば電債の流通利回りや短期金融市場の金利（たとえばコールレート）よりはるかに硬直的であることは古くから注目されてきた。そして、この事実は政府・日銀の低金利政策に基づく規制が貸出市場の調整を不完全なものとし、その結果信用割当を常態化していることの証拠であると解釈されてきた。しかし、その際使われているデータは貸出残高に関する金利であることに注意しなければならない。貸出約定平均金利のデータしか公表されていない以上、これはやむをえない事態ではあるが、貸出の需要供給は新規貸出金利によって調整されているのであるから、電債流通利回りやコールレートと比較すべきは、残高に関する金利でなく新規貸出金利なのである。残高に関する金利は新規金利よりも硬直的であるので、両者の区別は重要であり、貸出残高に関する金利が硬直的であることは、貸出市場の調整が不完全であることの十分な証拠とはいえない。

前章で検討したように、貸出市場が均衡しているか否かに関する従来のより本格的な実証分析も残高に関する金利を用いている。これらの分析の多くは、貸出市場は不均衡であったと結論しているが、新規貸出金利を用いて分析した場合は、その結論は変更を必要とするかもしれない。浜田他(1977)は「フローの調整」と称して、貸出残高の増減量と残高に関する金利を用いた推定をおこなっているが、第1節で説明したように、このような分析は流通市場を持つ債券市場に許されるとしても貸出市場には許されない。フローの貸出額は新規に貸し出された額であり、フローの金利とはその新規貸出に付けられた金利と考えるべきである。

本節では、このような問題意識のもとに、前章の分析を新規貸出額と新規貸出金利を用いてやり直すことにしよう。貸出市場がフローの調整をしているかストックの調整をしているか、均衡状態が支配的か不均衡状態が支配的かによって4つのレジームが可能であることに注意されたい。

フロー調整における貸出の需要・供給関数はつぎのような形であるとしよう。

$$(2.20) \quad L_n^D = \alpha_0 - \alpha_1 R_n + \alpha_2 \text{SCALE} + u^D$$

$$(2.21) \quad L_n^S = \beta_0 + \beta_1 R_n + \beta_2 \text{AVAIL} + \beta_3 (R_c - R_n) + \beta_4 \text{FIX} + u^S$$

いうまでもなくここで重要なのは、貸出額と貸出金利に前節で推定した新規貸出額と新規貸出金利を用いている点である。SCALEは需要者のスケール変数であるが、本節の分析では月次データを用いるために、前章の分析のように企業の売上高のデータを用いることができない。ここでは、生産活動水準を表す変数として、鉱工業生産指数 (IPROD) あるいはトラック輸送量 (TRAF) をとる。

AVAILは前月からの預金量の増加と貸出返済額の和である。(2.1), (2.5)より、

$$(2.7)' \quad [V(t) - V(t-1)] + L_n(t) = [D(t) - D(t-1)] + L_e \equiv \text{AVAIL}$$

であるので、AVAILの一部分が新規貸出になり、残りが有価証券投資や支払い準備の増加になるわけである。すなわち、AVAILはフローの貸出供給量決定のスケール変数に他ならない。

R_c はコールレートを表す。新規貸出金利との差を説明変数としているのは、この二つの金利の間の多重共線性を防ぐためである。(2.21)の金利変数の項は、 $(\beta_1 - \beta_3)R_n + \beta_3 R_c$ と書き直せるので、貸出金利とコールレートを別々に説明変数とした場合と同じ結果を与えることが分かるであろう。FIXは銀行が、当該月に前月から引き続いて保有せざるをえない貸出残高、すなわち $L(t-1) - L_e(t)$ である。この変数を入れるのは、貸出の費用が、新規貸出額の他にこのFIXにも依存すると考えられるからである。 u^D , u^S は攪乱項を表す。

計測期間は1975年7月から81年8月である。均衡仮説のもとでは全ての期間をサンプルとするので、サンプル数は74である。不均衡仮説において期間分類の決定が重要であることを前章では強調したが、ここでは単純に、 $R_n(t+1) - R_n(t) \leq 0$ である月を需要関数のサンプルとする。サンプル数は41である。供給関数については、 $R_n(t+1) - R_n(t) \geq 0$ である月をサンプルとする。サンプル数は33。

次に上記の推定結果との比較対照のために、「短期貸出残高が短期貸出金利で調整されている」という想定のもとでの推定をおこなおう。モデルは次の形である。

$$(2.22) \quad L^D = \alpha_0' - \alpha_1' R + \alpha_2' \text{SCALE} + u^{D'}$$

$$(2.23) \quad L^s = \beta_0' + \beta_1' R + \beta_2' D + \beta_3' (R_c - R) + u^{s'}$$

ここで L は全国銀行短期貸出残高, R は全国銀行短期貸出金利, D は全国銀行預金残高である. 不均衡仮説は $R(t+1) - R(t)$ の正負によって分類する. その結果需要関数のサンプルは58, 供給関数のサンプルは16である.

推定結果は4つのレジームのいずれも満足できるものではない。(注7) 全ての係数は一応符号条件を満たしているが, 金利変数の係数は有意でない. また, AVAIL の係数の t 値は2~5にすぎず, スケール変数としては小さい.

フローについて均衡仮説と不均衡仮説を比べると, 供給関数については金利の係数の有意度が大きくなっている点で, 後者の方が良好といえよう. 実際, Chow 検定の結果も, 供給関数については, 5%の有意水準で均衡仮説は棄却される. ストックの調整について分析した結果もほぼ同様に解釈される. すなわち, 供給関数の金利変数に関しては, 不均衡仮説が良好な結果をもたらしている. Chow 検定によると需要・供給両関数について均衡仮説は1%の有意水準で棄却される.

これらのモデルに基づいた, 市場調整速度の計測もおこなってみよう. 金利調整関数を, フロー調整では,

$$(2.24) \quad \Delta R_n = \lambda \cdot (L_n^D - L_n^S)$$

ストック調整では,

$$(2.24)' \quad \Delta R = \lambda' \cdot (L^D - L^S)$$

と仮定する. ここで, λ, λ' は市場の調整速度を表す. (2.24)' に (2.20), (2.21) を代入して整理すると, フローの金利調整関数

$$(2.25) \quad R_n = \mu R_n(t-1) + \frac{1-\mu}{\alpha_1 + \beta_1} [\beta_0 - \alpha_0 + \alpha_2 \text{SCALE} - \beta_2 \text{AVAIL} \\ - \beta_3 (R_c - R_n) - \beta_4 \text{FIX} - (u^D - u^S)]$$

が得られる. ここで $\mu = \frac{1}{1 + \lambda(\alpha + \beta)}$, $0 \leq \mu \leq 1$ である.

同様に, (2.24)', (2.22), (2.23) より, ストックの金利調整関数

$$(2.26) \quad R = \mu' R(t-1) + \frac{1-\mu'}{\alpha_1' + \beta_1'} [(\beta_0' - \alpha_0') + \alpha_2' \text{SCALE} - \beta_2' D \\ - (u^{D'} - u^{S'})]$$

を得る. ここで $\mu' = \frac{1}{1 + \lambda'(\alpha_1' + \beta_1')}$, $0 \leq \mu' \leq 1$ である.

表 2-2 貸出市場の調整速度

1 フロー調整 (従属変数=新規貸出金利)

| | 定数項 | $R_n(t-1)$ | AVAIL | TRAF | $\frac{R^2}{DW}$ |
|-------|------|------------|------------|----------|------------------|
| | 2.22 | 0.687 | 0.00000698 | 0.000116 | 0.594 |
| t 値 | 2.5 | 10.4 | -1.4 | 1.1 | 0.74 |

2 ストック調整(従属変数=残高の貸出金利)

| | 定数項 | $R(t-1)$ | D | IPROD | $\frac{R^2}{DW}$ |
|-------|------|----------|------------|--------|------------------|
| | 1.93 | 0.657 | 0.00000278 | 0.0288 | 0.587 |
| t 値 | 1.8 | 10.1 | -1.9 | 1.5 | 0.65 |

(注) 計測期間: 1975年7月~1981年9月.

実際に(2.25), (2.26)を推定したところ有意な結果が得られなかった。そこで $R_c - R_n$ と FIX を落として計測した結果を報告しよう。(表 2-2)。計測期間は1975年7月から81年9月、サンプル数は75である。

市場調整速度の結果もフィットが悪く満足できるものではないが、調整速度を表す μ の値はかなり小さく、フローの調整とみてもストックの調整とみても均衡仮説は棄却される。

どちらにしても、いずれのレジームに基づく推定も十分満足なものとはいえない。少なくとも1つのレジームは正しいはずなので、この結果は需要・供給関数の定式化や推定法に問題があることを示唆している。均衡・不均衡、ストック調整・フロー調整のいずれのレジームが現実に妥当しているかの結論をこれらの推定結果から導くのは危険である。

ここでは、若干異なる定式化を採用すると、推定結果が改善されることを報告しておこう。フロー調整については、銀行のスケール変数に AVAIL ではなく、預金残高を用いる。これは理論的には是認しがたいが、上述の分析で AVAIL がスケール変数として十分な役割を果たしていないことを考慮した措置である。また、これは結果の改善に関しては本質的ではないが、全国銀行の国債保有増加額 ΔDB を説明変数に加える。国債保有については銀行の自由な選択というよりも、半強制的割当という色彩が濃いと考えたからである。コールレートは用いない。

ストック調整については、全国銀行貸出総残高と貸出約定平均金利を用い、期間分類を次のように仮定している。金利の上昇期（1979年3月～80年7月）を超過需要期、金利が急速に下降した月（1975年7月～11月、1977年4月～78年6月、1980年8月～81年5月）を超過供給期とみなしそれ以外（すなわち44期間）は需給均衡期とした。コールレートと全国銀行の国債保有残高が説明変数として採用されている。推定結果は表2-3に示されている。

第1～4行には、フロー調整を仮定した結果が示されている。ダービン・ワトソン比が低いのが問題であるが、推定結果は概ね満足すべきものである。貸

表 2-3 貸出市場の不均衡分析

1 新規貸出による「フロー調整」(従属変数は新規貸出額)

| | | 定数項 | R_n | $TRAF$ | | \bar{R}^2 DW | サンプル数 |
|----------|-----------|-------|-------|--------|-------------|---------------------|-------|
| 需要 関数 | 均 衡 仮 説 | 35621 | -1936 | 16.21 | | 0.786 | 92 |
| | | 2.41 | -1.53 | 18.2 | | 0.74 | |
| | 不 均 衡 仮 説 | 44204 | -3300 | 16.44 | | 0.820 | 67 |
| | | 2.54 | -2.11 | 17.1 | | 0.55 | |
| | | 定数項 | R_n | D | ΔDB | \bar{R}^2 DW | サンプル数 |
| 供給 関数 | 均 衡 仮 説 | 82098 | 154.3 | 0.129 | -0.188 | 0.948 | 92 |
| | | 13.7 | 0.25 | 38.8 | -1.25 | 1.27 | |
| | 不 均 衡 仮 説 | 74470 | 2441 | 0.125 | -0.576 | 0.906 | 25 |
| | | 6.12 | 2.26 | 15.1 | -1.65 | 0.72 | |

2 残高の貸出金利による「ストック調整」(従属変数は短期貸出残高)

| | | 定数項 | R | $TRAF$ | | | \bar{R}^2 DW | サンプル数 |
|----------|-----------|---------|--------|--------|-------|--------|---------------------|-------|
| 需要 関数 | 均 衡 仮 説 | -164121 | -10519 | 108.9 | | | 0.783 | 92 |
| | | -1.15 | -0.80 | 17.6 | | | | |
| | 不 均 衡 仮 説 | -158606 | -23107 | 117.3 | | | 0.839 | 74 |
| | | -1.00 | -1.53 | 18.4 | | | 1.18 | |
| | | 定数項 | R | D | R_c | DB | \bar{R}^2 DW | サンプル数 |
| 供給 関数 | 均 衡 仮 説 | 22055 | 11331 | 0.906 | -5494 | -0.488 | 0.990 | 92 |
| | | 0.60 | 3.16 | 78.4 | -2.58 | -1.09 | 0.96 | |
| | 不 均 衡 仮 説 | -7616 | 12758 | 0.922 | -6902 | -0.646 | 0.989 | 62 |
| | | -0.17 | 2.87 | 63.8 | -2.45 | -1.11 | 0.93 | |

(注) 計測期間：1975年6月～1983年3月。
 ΔDB は全国銀行の国債保有増加額。

出金利の係数が不均衡仮説においてのみ有意になっていることは、不均衡仮説の優位を示唆しているように見える。

第5～8行にはストック調整を仮定した結果が報告されている。係数の符号は需要関数の金利の係数以外は概ね満足すべき結果を得ている。均衡・不均衡どちらが優越しているかについてはなんともいえない。

第4節 結 び

われわれは、期間別貸出残高の統計を利用して公表されている貸出約定金利から新規貸出残高および新規貸出金利を推定した。これまで貸出金利がコールレートより硬直的であることが信用割当存在の証拠とされ、より本格的な実証研究も詰まるところ残高に関する金利に依拠してきたのである。ところが貸出の性格を考えると過去に契約された貸出を所与として新規貸出の調整がおこなわれていると考える方が自然であろう。したがって、新規貸出金利を推定し、これが公表されている貸出金利と同様に硬直的であるのかそれともコールレートと同じぐらい伸縮的であるのかを調べることは信用割当の有無を判定する上で決定的に重要であるといえよう。

われわれが得た新規貸出金利の推定値は残高に関する金利よりも変動係数がやや大きく、その変動パターンはコールレートと良く似ている。一方その変動はコールレートに比べると遙かに小さい。

われわれはさらにこの推定値を使って貸出市場が均衡しているかどうかを、Fair-Jaffeeの方法および市場調整速度の推定によって検討した。しかしその結果は結論をくだせるほど明確なものではなかった。

最後に、いくつかの問題点を指摘して本章を閉じることにしたい。本章は主として新規貸出金利と新規貸出額の推定に努力を傾注し、これについてはほぼ満足できる結果を得たといえよう。もともと、貸出の固定性は、長期貸出により明確にみられるにもかかわらず、われわれの推定は短期貸出に限定されたものであった。長期貸出に関する新規金利を推定することは重要な課題として残されている。

これに比べて、その推定値を使った分析はかなり貧弱なものである。そこでは、前章でその重要性が強調された期間分類の検討が十分成されていない。また、短期貸出を分析対象としているのであるから、需要関数・供給関数の定式

化に関しては、短期貸出と長期貸出の同時決定モデルを構築すべきであろう。しかしながら、そのモデルの推定には、長期貸出の新規金利が必要となるが、われわれはそれを持ち合わせていないという問題がある。

より基本的な問題は、われわれが、満足すべきフロー調整モデルを持っていないことである。第1節では、新規貸出の重要性を説明するためにきわめて単純化されたモデルを用いたが、一旦契約した貸出が調整できない場合には、将来の予想が無視できない重要性を持つはずである。そのような問題を1期間モデルで説明することは不適當であり、将来の不確実性を考慮した多期間モデルによる必要がある。また、本章のような競売買市場の想定とは整合的ではないが、銀行と企業の相対取引を重視する観点からは新規貸出金利ではなく、「その取引相手への貸出残高に対する金利」が実際の取引の際、交渉の対象になっているかもしれない。

どちらにしても、フロー調整とストック調整を区別する説得的な理論モデルを構築し、そのどちらが現実をよく説明するかを検定することは、残されたきわめて重要な課題である。

〔補論〕 他の研究者による新規貸出金利の推定

最近、経済白書(1984)および清水(1984)も新規貸出金利の推定をおこなっている。(注8) 白書(1984)第4章は、新規貸出金利とその実効金利を推定し、後者を「銀行の正常利潤金利」と比較して、銀行が借手の企業に対して保険者として機能していると主張する。白書(1984)の新規貸出金利の推定は基本的には筒井(1982,b)の方法I, IIに従っており、その相違点は僅かである。その優劣の比較は技術的議論になるのでここでは省略する。興味のある読者は、筒井(1985)を参照されたい。

一方、清水(1984)は本章とは全く異なる方法を用いており、その推定値に従って、貸出市場が均衡しているとの結論を導いている。そこで、ここでは清水(1984)の議論を詳しく検討することにしよう。

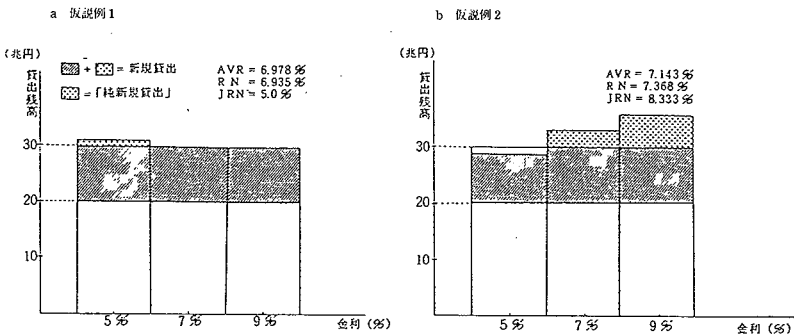
清水(1984)は利率別貸出残高の「各金利区分毎の増分のみを加重平均することによって……月次の純新規貸出金利を……昭和30年1月から58年7月までの期間について」計算している。さらに清水(1984)はこのようにして推定した「純新規貸出金利」の変動が非常に大きい(変動係数は約定平均金利の約2倍

で、利付電電債のそれに匹敵する) ことから、貸出金利の硬直性という従来の「常識」に疑問を投げかけている。

しかし、上のように定義された「純新規貸出金利」は、新規貸出から、当該期間に返済された貸出のうち同一金利区分に属する額を相殺した残りの部分に関する金利であり、新規貸出金利とは明らかに異なる概念である。その概念自体が経済学的にどのような意味を持っているかは明確でない。また新規貸出金利の推定値としては以下に示すように適切ではない。「純新規貸出金利」は「新規貸出金利」よりも非常に大きな変動を示す傾向があるのである。

「純新規貸出金利」が新規貸出金利の推定値としては不適切であることは簡単な数値例によって示すことができる。簡単のため、金利が5%、7%、9%の3種類の貸出しが存在せず、 t 期末には各々の残高が30兆円ずつであったとしよう。この時、 t 期末の平均金利 (AVR) は7%である。ここで $t+1$ 期中に各貸出が10兆円ずつ返済され、新規に、5%のものが11兆円、7%が10兆円、9%が10兆円、計31兆円貸し出されたとしよう (図2-3a参照)。この例では、1期間の新規貸出は残高の約1/3、「純新規貸出」は残高の約1%である。これらの比率は、1期間を1カ月とした場合にはそれほど非現実的ではない。清水(1984)の第1表によれば「純新規貸出」の割合が2%未満である月は全計測期間の1/4にのぼっているし、新規貸出額は残高の30%ないし40%台に相当する。さて、この仮設例においては、 $t+1$ 期末の残高の平均金利 (AVR) は6.978%、 $t+1$ 期中の新規貸出金利 (RN) は6.935%と0.04%しか変わらないのに対し、「純新規貸出金利」(JRN) は5.0%とかけ離れた値を示すのである。

図 2-3 仮 説 例

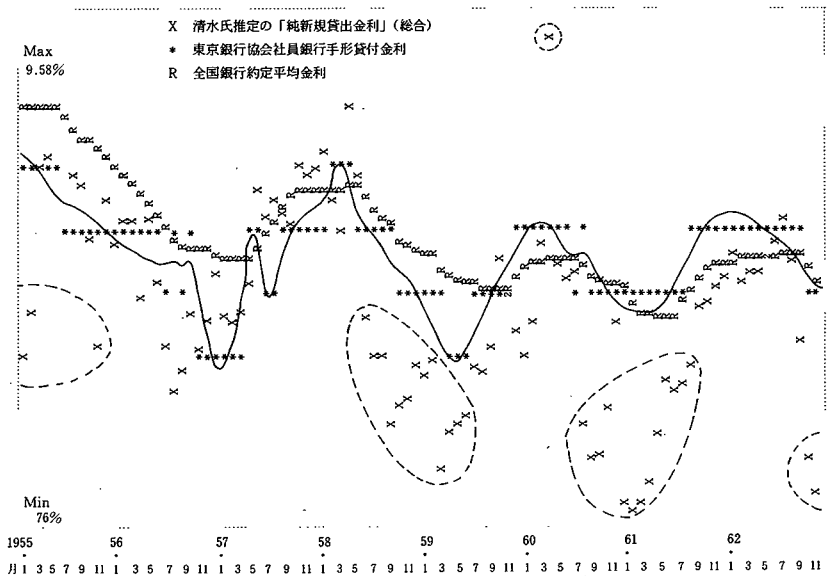


仮設例をもう1つあげよう。t+1期中の新規貸出が、5%は9兆円、7%が13兆円、9%が16兆円あり、その他の設定は仮設例1と同じであるとする(図2-3b参照)。1期間中の新規貸出は残高の42.2%、「純新規貸出」は約11.1%に相当する。この場合、残高の平均金利が7.143%、新規貸出金利が7.368%であるのに対し、純新規貸出金利が8.333%となるのである。

以上のような仮設例によっても、「純新規貸出金利」は一般的に新規貸出金利よりも大きく変動することが理解できるであろう。もし、純新規貸出額が新規貸出額に近い値をとれば、「純新規貸出金利」は新規貸出金利に近づくと期待される。しかし、短期貸出の場合、1カ月の新規貸出は残高の30%以上であるのに対し、清水(1984)の表1によれば、「純新規貸出額」が残高の20%以上に達したのは、343カ月中わずか10カ月にすぎない。この点を考えあわせると、「純新規貸出金利」が新規貸出金利の良い推定値であることはほとんど期待できず、これと比較すればむしろ公表されている残高の金利の方が新規貸出金利の動きをよく伝えていると思われるのである。

実際の公表データを使ってこの想像を確認することができる。1951年4月から62年12月にかけて、「東京銀行協会社員銀行金利」が日歩、10銭きざみで公

図 2-4



表されているが、これは「毎月中現実に新規に貸し出した一般普通物の金利」である。具体的には割引手形、手形貸付の3種類の新規貸出平均金利（前2者は並数、後者は中位数）が利用可能である。

そこで、1955年1月から62年12月にわたって「純新規貸出金利：総合」と「東京銀行協会社員銀行金利：手形貸付」と全国銀行手形割引金利をグラフにしたのが図2-4である。ここで図中の実線は10銭きざみの社員銀行金利データをフリーハンドで適当になめらかにしたものである。この図をみると、「純新規貸出金利」は新規貸出金利よりもかなり激しい動きをしていることが明らかである。この傾向は割引手形の金利を比較した図によっても確認できる。「純新規貸出金利」は破線で囲った部分が示すように新規貸出金利から大幅にはずれることがあり、不安定な動きを見せている。これと比べると、新規貸出金利と残高の金利はむしろ似た動きをしているといえよう。

したがって、「純新規貸出金利」の変動が大きいことをもって新規貸出金利が伸縮的である証拠とするのは問題があるといわざるをえない。

第2章 注

(注1) 次章で検討するように、もし、貸出市場が継続的取引によって特徴づけられる契約市場であるならば、各顧客との取引において過去の取引も含めた貸出残高 (stock) 全体の条件が検討されるであろうことは想像に難くない。現実には、新規、残高どちらの金利で調整されているかは実証的問題であろうが、その解明のためには入念な理論的分析が必要である。

(注2) (2.6)式の導出については、筒井(1982,b)参照。

(注3) 貸出市場に関する従来モデルが不適切であるというわれわれの主張は「既に契約済みの貸出条件（貸出額および金利）について変更できない」という事実認識に基づいている。しかしながら、実際には貸出契約にはいろいろな形態がある。たとえば、割引かれた手形のうち優良手形は再割引が可能であるので、手形割引について「流通市場が存在しない」とするのは若干問題である。多様な現実に対してわれわれの前提がどの程度妥当であるかについては筒井(1982,b)を参照されたい。

(注4) 関心のある方は、筒井(1982,b)を参照されたい。

(注5) これは次2つの定義的關係を短期貸出残高とその他貸出残高とについて解くことによって導かれる。

総貸出残高×総貸出金利＝短期貸出残高×短期貸出金利＋その他貸出残高
×その他貸出金利

総貸出残高＝短期貸出残高＋その他貸出残高

(注6) 新規貸出金利と限界金利が別物であることは次のように示される。

残高の金利 R は、

$$(N2-1) \quad R = \frac{\text{単位期間の受取利息}}{\text{貸出残高}} = \frac{I}{L}$$

という意味で平均金利である。これに対応する限界金利 R_m は、離散型では

$$(N2-2) \quad R_m = \frac{\Delta I}{\Delta L} = \frac{I(t+1) - I(t)}{L(t+1) - L(t)} = \frac{R(t+1)L(t+1) - R(t)L(t)}{L(t+1) - L(t)}$$

であるのに対し、新規貸出金利は(2.5), (2.6)より、

$$(N2-3) \quad R_n(t+1) = \frac{R(t+1)L(t+1) - R(t)L(t) + R_e(t+1)L_e(t+1)}{L(t+1) - L(t) + L_e(t+1)}$$

である。この両者は貸出返済が存在しないとき ($L_e(t+1) = 0$) 一致する。

限界金利が条件(iv), (v)を満足することは次のように示される。

条件(iv)：もし $R(t+1) = R(t)$ であれば、(N2-3)は、 $R_m(t) = R(t)$ 。

条件(v)：条件(v)を、残高の金利が上昇する時に限界金利は残高の金利の上
にあり、残高の金利が下降するときは限界金利は残高の金利の下にあると表現し
よう。すなわち、 $R(t) > R(t-1) \leftrightarrow R_m(t) > R(t)$, $R(t) < R(t-1) \leftrightarrow$
 $R_m(t) < R(t)$ 。すると、(N2-3)より、

$$R_m(t) - R(t) = \frac{L(t+1)}{L(t+1) - L(t)} [R(t+1) - R(t)]$$

であるから、条件(v)が満足されることがわかる。

その他の命題の証明については筒井(1985)を参照されたい。

(注7) 推定結果は省略されている。関心のある方は、筒井(1982,b)を参照されたい。

(注8) 他に新規貸出金利を利用した分析に、木下(1985)、住友信託銀行調査部(1985)、清水(1985)がある。

第3章 貸出金利の硬直性と暗黙契約理論

前章までは、貸出市場は競売買市場（ワルラス的市場）であるという仮定のもので、貸出金利の硬直性および信用割当を貸出市場の不均衡現象としてとらえて分析を加えてきた。このようなアプローチはどちらかというとな純な経済理論で説明できない事象を「日本的な特徴」であるとみなしたり、公的規制の結果であると説明する傾向がある。これに対し、貸手と借手の情報の非対称性などに注目し、情報の経済学の助けを借りて貸出市場の特質を説明しようとする試みが最近盛んになっている。本章では、このような情報の経済学のアプローチによって、金利の硬直性や信用割当がどのように説明されるかを検討しよう。とりわけ、主要な努力はわが国の貸出市場において「暗黙の契約」がおこなわれていたかどうかを厳密に実証することに向けられる。

貸出金利はコールレートなどの市場性金利に比べるとその変動幅が小さく、硬直的に推移してきた。この貸出金利の硬直性の原因については2つのまったく異なる解釈が可能である。その第1は貸出金利の硬直性は金利規制によってもたらされているという見方であり、第2は貸手と借手の間の情報構造やリスクに対する態度を反映した最適行動の結果であるというものである。

実際、貸出金利については全国銀行協会による自主規制がおこなわれてきて、その上限と下限をなす標準金利および貸出自主規制金利最高限度は公定歩合にほぼ連動するように決定されてきたのであるから、第1の見解には根拠があるといえよう（全銀協(1971; 1975)参照）。この見解を支持する議論は多くの場合貸出市場を、情報が完全で取引は価格だけをシグナルとしておこなわれる競売買市場（auction market,あるいはワルラス的市場）であると前提して展開されてきた。

競売買市場のモデルとは次のようなものである。市場には、取引の主体である財の供給者と需要者のほかに競売人が存在する。まず、競売人がある財についてある価格を叫び、その価格での需要と供給を受け付ける。その結果、もし、需要が供給を上回ればより高い価格を叫び、逆に、供給が需要を上回れば低い

価格に改訂して、ふたたびその価格での需要と供給を受け付ける。需要と供給が一致するまでこのプロセスを繰り返し、需要と供給が一致すれば取引を実行する。このような取引は、商品取引所の「板寄せ」、株式取引所の「ざら場」取引や金の売買などのごく少数の例外を除いて、現実にはほとんど存在していない。株式取引所でも、ざら場取引以外は需要と供給が一致していない状態でも、個々の売り買いの相手が見つければ取引を実行するのが普通である。それにもかかわらず近代経済学が主としてこの競売買市場の理論を発展させてきたのは、この簡単なモデルが現実の財市場のメカニズムを近似的に表していること期待できるからに他ならない。現実の財市場には競売人は存在しないが、売れ残りや売り切れが生じたという情報は、生産者に価格と生産量の改定を決意させるであろう。その結果、個々の取引は競売買市場での不均衡状態、すなわち需給が不一致の状態で行われる可能性があるにしても、長期的には均衡に向けての調整がおこなわれるといえよう。市場の調整が速いか遅いかによって、現実の取引が需給不一致のままおこなわれるかどうかは違って来るが、市場が近似的に競売買市場として記述されうることには変わりはない。

競売買市場の性質はよく知られている。特定の「市場が失敗する」ケースを除いて規制の介入は不要であり、完全競争均衡において貸手と借手の厚生之和は最大になる。したがって、このアプローチからは、貸出金利の硬直性は金利の調整機能を阻害する規制もしくは前近代的な商慣行の結果であり、経済厚生を高めるためには金利の自由化が必要であるとの結論をもたらす。われわれはすでに第1章でこの見解に基づいて貸出市場の不均衡状態を計測した。

これに対し、経済理論は主として貸出金利の硬直性や信用割当の現象を情報の不完全性のもとでの経済主体の合理的行動の結果として説明しようと試みてきた。これらの試みを一括して、均衡信用割当の理論と呼ぶ。このアプローチからは、金利の硬直性や信用割当の存在は金融市場や制度の後進性を表しているものではなく、むしろ、貸手と借手の間の情報構造やリスクに対する態度を反映した最適行動であり、金融取引に付随して発生する障害を取り除くための工夫であると解釈される。したがって、この立場に立つと、これらの現象を問題視してとり除く努力を払う必要はない。このような見解は、金融の自由化を規制からの自由化と見なす見解には馴染みにくい。

このアプローチは、貸出取引においては将来の不確実性や貸手と借手の情報

の問題が重要であることに注目し、貸出が本来持つ性質によってこれまで金融に特有な非合理的行動であるとみなされてきた諸現象を説明しようとする。この見解によれば、貸出市場を競売買市場として眺めることは、これらの貸出市場本来の重要な性質を無視することになる。情報の経済学の適用範囲はきわめて広く、信用割当や金利の硬直性だけでなく、拘束性預金の存在や、貸手と借手の長期的な取引関係の存在、金融機関の存在理由などが理論的に説明可能になる。この分野は現在発展中であり、これを十全に紹介するには1冊の書物を必要とするであろう。(注1)もとより、本章はこの情報の経済学のアプローチを全面的に扱うことを目的とするものではない。われわれは、第1, 2章において信用割当と貸出金利の硬直性に注目してきたのであるから、これらの現象が情報の経済学のアプローチでどのように解明されるかを見ることにしよう。

本章の構成は次の通りである。まず、次節で、暗黙契約理論がどのように金利の硬直性と信用割当を説明するかをみよう。第2節は本章の核となる節である。そこではまず、金利の硬直性に関して暗黙契約理論が予想する命題を導出し、そのような傾向が実際に存在するか否かを統計的に吟味する。実証結果は、貸出契約を通じて銀行と企業のリスクシェアリングがおこなわれたことを示唆している。いいかえれば、観察される貸出金利の硬直性の少なくとも一部は、銀行がリスクを引き受けたために生じたものである。最後に第3節で、本章の結論と第1章の結論をどのように整合的に解釈できるかを論ずる。さらに、補論においては、第2節で展開したものと代替的なモデルに基づいて、貸出契約は企業の利潤の平準化にも役立っていたことを報告する。

第1節 暗黙契約理論と貸出市場

1.1 均衡信用割当の理論

信用割当とは超過需要を残したまま貸出取引がおこなわれることであり、価格調整に対峙する一種の数量調整である。要求される金利で借手はより多額の借入を希望しているにもかかわらず、その希望は満たされない。

信用割当は動学的信用割当（不均衡信用割当）と均衡信用割当に分類される。前者は不均衡状態で貸出取引がおこなわれることである。第1, 2章で分析されたものは競売買市場における動学的信用割当にほかならない。これに対し、均衡信用割当は、市場にとって内在的な制約によって市場均衡においても需要

が供給を上回る現象であると定義される。ここで、均衡とは取引者が事前に期待した状態が実現する状態を意味する。したがって、均衡状態においては、もし外的な状況が変化しなければ取引者は彼らの行動を改定せず、その状態は永続することになる。いうまでもなく、競売買市場では需給が一致していなければ上記の意味での均衡状態でないので、均衡信用割当は存在しない。なぜならば、競売買市場においては、提示された価格に対して需要者・供給者はそれぞれ自己の需要額・供給額が満たされることを期待しているのであるが、双方の期待が同時に満たされるのは需給一致点以外ありえないからである。

しかしながら、「需要が供給を上回る均衡」という定義は信用割当には広すぎるかもしれない。通常、われわれが信用割当というとき、借手の希望が満たされず、借手になんらかの意味で不利な立場におかれているというイメージを伴っていることが多い。したがって、借手になんらかの不満が残る場合を信用割当と呼ぶ方が適切であろう。それにもかかわらず、上記の定義ではこの点は考慮されていないので、借手が有利な結果を得ている場合を均衡信用割当とする可能性もあるのである。一例として、借手が買手独占である場合を考えよう。この場合、貸出供給曲線上の借手の利潤を最大にする点で取引がおこなわれることになる。この点は貸出需要曲線より左側にあり、実現する金利は需給一致金利より低いので、上記の定義によればこの取引は均衡信用割当に相当する。しかし、この状態は需給一致点より借手に高い利潤を与えるものであり、この状態を信用割当と呼ぶことに同意する人は少ないであろう。

そこで、本章では、上記の定義を「広義の信用割当」とし、そのうちで、均衡点が需給一致点よりも低い利潤（あるいは効用）を借手にもたらす可能性がある場合を「狭義の信用割当」と呼ぶことにしよう。

均衡とは貸手・借手の双方にとって（ある制約・制度のもとでの）最適点であるから、借手もその点で満足している（諦めている？）はずである。そこに「借手の不満」を織り込み、「狭義に信用割当」が生じる可能性を示すのはむずかしい問題である。結局、均衡において借手の不満を残すにはモデルの前提として借手の立場に制約を課すしかないのではなからうか。

たとえば、貸手が市場支配力を持つと想定すれば、借手の立場は相対的に弱いものであるので「狭義の信用割当」を説明できるかもしれない。しかしながら、周知のように、通常の独占モデルでは信用割当は生じない。独占は借手の

需要曲線の左側に限定された領域から自己の利潤を最大にする点を選択する。通常の想定では、定義により、供給曲線上の点は金利を所与としたときの利潤最大の点であり、また、貸手の利潤は貸出供給曲線に沿って金利が高くなるほど大きくなるから、その中から均衡が選ばれる領域は需給一致金利より上の部分に限定される。したがって、貸手が独占であっても、通常の設定では需給一致点より低い点を選ばれることはありえない。均衡信用割当の存在を示すにはもう一工夫する必要があるのである。

貸手が価格設定をするモデルに基づき、そこになんらかの市場の不完全性を導入して均衡信用割当を説明しているものに、Jaffee-Modigliani(1969)とStiglitz-Weiss(1981)をあげることができる。また、広義の信用割当の例として、借手の独占力に基づくJaffee-Russell(1976)がある。(注2)

これらの議論はいずれも貸出市場の特質を織り込んで新たな均衡概念を打ち立てているという点で興味深いものであるが、抽象度の高い議論にとどまっており、現実の信用割当現象と対応づけられる程具体的に展開されているとはいえない。たとえば、Jaffee-Modigliani(1969)にしてもStiglitz-Weiss(1981)にしても均衡信用割当の生じる可能性に言及しているに過ぎず、それが発生する条件を数量的に把握するのは困難である。

これに対し、暗黙契約理論による金利の硬直性と均衡信用割当の説明はもう少し具体的であり、以下にみるように、それが現実をどの程度説明できるかを検討することが可能である。さらに、暗黙契約理論の示唆する銀行と企業のリスクシェアリング(危険分担)は、現実に存在する「メインバンク制」に対応するであろうと期待される。

このような見通しのもとで、われわれは、暗黙契約理論による貸出金利の硬直性の説明を詳しく検討することにしよう。まず、暗黙契約理論は労働市場における貸金率の硬直性と失業の存在を説明するために考案されたものであるが、その説明が貸出市場の金利の硬直性と信用割当にどのように適用可能であるかを考察する。第2節では、暗黙契約理論からより具体的な命題を導出し、統計的に検証することにしよう。

1.2 貸出金利の硬直性と銀行の保険機能

暗黙契約理論は、もともと、Azariadis(1975)などによって、労働市場における貸金の硬直性と失業(レイオフ)の存在を説明するために考案されたもの

である。経済には好況と不況があり、好況時には不況時よりも生産物の価格が高くなるものとし、また、労働者は企業よりも危険回避的であるとする。(注3) これは、暗黙契約市場が重要な役割を果たすための基本的な想定である。この設定のもとで、好況および不況が生じたのちに雇用量および賃金率を決定する「競売買市場」と好況・不況が実現する前にあらかじめ賃金率と雇用量を決定しておく「契約市場」とを比較すると、契約市場における最適契約の賃金率は、競売買市場の賃金率よりは硬直的であるように変動することになる。なぜならば、労使間のリスク態度の違いにより、労働者は賃金変動することを嫌うのに対し、企業は利潤が変動することを厭わないからである。さらに、事前には自発的失業に過ぎないとはいえ、不況期には一部の労働者が失業する可能性があることも明らかにされた。

労働市場と貸出市場にはいくつかの類似点が認められる。労働市場では、長期雇用契約、硬直賃金、失業が観察されるのに対し、貸出市場においては、銀行と借手の間に長期的な顧客関係が存在し、貸出金利は市場金利より硬直的であり、しばしば信用割当がおこなわれるといわれている。したがって、労働市場における観察事実を説明する暗黙契約理論が、貸出市場での対応する事実を説明するであろうことは容易に想像される。

そこで、Azariadisの暗黙契約理論において、企業を銀行に、労働者を借手に、生産物価格不確実性を貸出の機会費用の不確実性に読み替えることによって、金利の硬直性と信用割当を説明してみよう。このようなモデルはFried-Howitt(1980)によって最初に提示されたものである。

経済には金融引締め期と金融緩和期とがあり、金融引締め期には金融緩和期よりも貸出の機会費用が高くなるものとする。

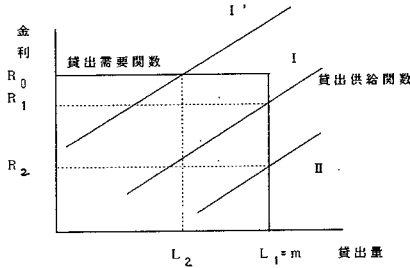
競売買市場では、銀行は引締め期であるか緩和期かが判明してから貸出態度を決定する。貸出金利を R 、貸出額(各借手に1単位の借入しかできないと仮定するので、貸出先数に等しい)を L と書くと、銀行の利潤は

$$(3.1) \quad \pi_i = L_i(R_i - R_{Ci}) - C(L_i), \quad i=1,2.$$

ここで、 R_{Ci} は貸出の機会費用、 C は貸出の営業費用関数で、 $C' > 0$ 、 $C'' > 0$ を仮定する。添え字 i は金融引締め期($i=1$)か緩和期($i=2$)かを表示する。利潤最大化より、

$$(3.2) \quad R_i = R_{Ci} + C'(L_i), \quad i=1,2.$$

図 3-1 暗黙契約理論と貸出市場



営業費用が通増的であるとの仮定より、貸出供給曲線は右上がりであり、 $R_{c1} > R_{c2}$ であるから、金融引締め期の供給曲線の方が上方に位置する。

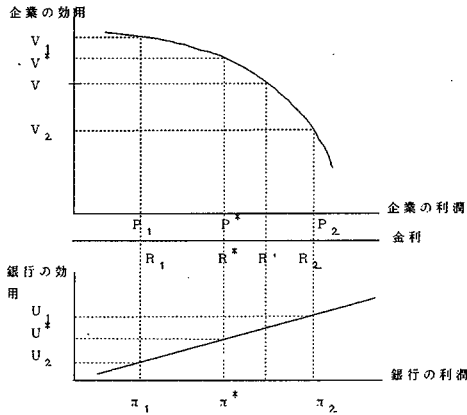
借手は、各々のプロジェクトに必要な1単位の借入を受けるかあるいはまったく借入を断念して他の資金調達手段で資金を調達するものと仮定する。したがって、代替的な借入手段からの借入コストを d と書くと、借手は貸出金利が d よりも低ければ1単位の借入を希望し、 d より高ければまったく借入をおこなわない。 d は状態によって変化しないと仮定する。需要関数を銀行と取引をする可能性のある m 人について合計すると図3-1のような鉤型になる。

競売買市場の均衡は、この需要曲線と供給曲線の交点で与えられる。金融緩和期には引締め期よりも低い金利が実現する。また金融引締めが十分にきつく供給曲線が I' のようになれば、貸出額は L_2 に減少する。

次に契約市場の場合を考察しよう。銀行は m 人と将来の(複数の)貸出について契約を結ぶものとする。この m 人を「顧客プール」と呼ぼう。この暗黙の契約は、個々の貸出契約ではなく、金融の繁閑の状況に応じてどのような貸出契約を結ぶかをあらかじめ取り決めたものであることに注意されたい。「メインバンク制」はこの暗黙の契約に対応すると考えられる。銀行と企業があらかじめ貸出額と貸出金利を契約しておく契約市場では、貸出の機会費用の変動リスクをどう負担するかをも契約に織り込むことができる。たとえば、銀行は危険中立的であり、借手は危険回避的であるとすると、貸出金利の水準を状況のいかんにかかわらず一定にしておくことが好ましいことが次のような説明で理解されよう。

金融引締めはさほど強くなく、信用割当がおこなわれることがないという場合を説明しよう。各企業が一定の借入をするという仮定のもとでは、企業の利

図 3-2 暗黙契約の優越



潤の変動は金利の高低のみに依存する。(注4) 企業は危険回避的と仮定しているから、その効用関数 $(V(P))$ は原点に凹である。引締め期、緩和期が起こる確率を1/2とし、それぞれに対応する競売買市場での利率を R_1, R_2 、企業と銀行の利潤をそれぞれ、 P_1, P_2, π_1, π_2 としよう (図3-2参照)。競売買市場で取引をおこなうことによって企業が得る効用の期待値は、引締め期に得られる効用 V_1 と緩和期のときの効用 V_2 の平均 $V(=(V_1 + V_2)/2)$ である。これに対し、契約市場においては、競売買市場で銀行が得る平均利潤 $\pi^*(=(\pi_1 + \pi_2)/2)$ を常にもたらすように金利を一定にするという契約を結べば、銀行の期待利潤は競売買市場で得られるものと同じであり、したがって、危険中立的な銀行の期待効用は変化しない。一方、この利潤 π^* をもたらす金利の水準を R^* と書くと、この契約を結ぶことによって、企業は競売買市場で取引をおこなう場合の期待効用 V より大きな効用 V^* を得られることが図3-2を見れば明かであろう。すなわち、金利を一定にし、両者の効用を平準化する契約は、競売買市場での貸出取引よりパレート優位である。(注5) 上記の説明では、企業だけが利益を得ることになっているが、実際には V と V^* の範囲に対応する金利 (図中 $R'R^*$ の線分) のいずれかが選ばればよい。どの点を選ばれるかは銀行と借手の交渉力に依存する。

さて、金融引締めが十分に強く貸出供給関数が図3-1のI'に位置する場合には、全員に貸出を与えることは、貸出の限界費用が金利を上回ってしまうの

で、最適ではない。このような場合には、金融引締め期には信用割当をおこない、顧客プール m のうちの L_2 企業のみならず 1 単位の貸出を与えることを定めた契約が実行されることになる。貸出を受けられなかった企業が、わが身を貸出を受けられた借手と比較して不満を感じるという意味で、この信用割当は非自発的であるといえよう。

しかしながら、契約市場では、リスクに対する態度の相違を考慮にいれて事前に最適な契約を結ぶのであるから、なんらかの制約を課さない限り、借手がいかなる意味でも不利な状況におかれることはないはずである。借手が危険回避的であるにもかかわらず、貸出を拒否された借手が事後的に低い効用しか得られないという形で貸出量変動のリスクを引き受けるのは、貸出を拒否された借手に対して補償的な給付を支払うという契約の可能性を除外しているからにはほかならない。もし、銀行が貸出を拒否した借手に補償給付をおこなう制度を設ければ、結局、全ての借手に全ての状況において同一の効用を与えるような暗黙の契約を結ぶことが最適になるであろう (Sargent (1979) 参照)。すなわち、上述の「非自発的」信用割当の結論は、暗黙契約一般の性質というより、むしろ補償給付が存在しないという制度的な制約に基づくものと考えられる。

この信用割当については、ある借手がまったく貸出を受けることができないという種類のものである点が興味深い。しかし、事後的には「非自発的」であっても、事前的には「自発的」信用割当にすぎないという問題が存在する。この信用割当を含む契約は、完全雇用契約よりも高い期待効用を与えるものであり、この暗黙の契約を結ぶに当たって、企業はある状態においては一定の確率で借入を受けることができないことを承知しながら、契約に同意したのである。また、信用割当が発生する状態では、貸出を拒絶された企業が代替的に調達する資金コスト d は競売買市場での貸出金利 ($= R_c + C'$) よりも低いことを示すことができる。貸出金利がこのような水準にまでさがっているときは、競売買市場では全ての企業が貸出よりも代替的資金調達を選択するであろうから、暗黙契約理論は競売買市場が予測する以上の信用割当の発生を説明するものではないといえよう。(注6) このように、暗黙契約理論は貸出金利の硬直性と信用割当の発生を説明するものの、後者を狭義の信用割当とみなすことに関しては若干の疑問が存在するのである。

このようなモデルの現実妥当性はどうか？ 上記の説明では、貸出

金利は完全に固定されることになったが、これは銀行が危険中立的であるという単純化の仮定のためである。企業よりも危険回避度が小さいが銀行も危険回避的であるならば、銀行は金利変動リスクの一部を負担し、貸出金利は貸出市場が競売買市場である場合よりも硬直的に変動することになる。したがって、貸出の機会費用がコールレートであると考え、貸出金利の硬直性は銀行と企業の危険負担（リスクシェアリング）の結果として理解されることになる。いいかえれば、貸出金利を平準化することによって、銀行は不況の際に借手の収入が減少する事態について保険を提供しているに等しい。すなわち、暗黙の貸出契約は競売買市場での貸出取引と金利支払いの変動に対する保険の両方を組みこんだ契約と考えることができるのである。

この暗黙契約は、銀行と借手の危険回避度に差がある限り、競売買市場よりもパレート優位であるが、それが現実存在するには、契約が事後的に履行される保証が必要である。すなわち、もし、競売買市場と契約市場が並存しているとすると、金融緩和期には企業は競売買市場で借入をしたほうが資金コストが少なく済むのであるから、暗黙の契約を履行しない可能性がある。逆に、銀行は、金融引締め期には競売買市場で貸し出した方が高い貸出金利を得るので、契約を履行しないインセンティブが存在するといえよう。したがって、暗黙の契約が現実におこなわれるにはその契約を履行させるメカニズムの存在が明らかにされなければならない。

もし、契約を履行しなかった者に次回から契約に参加できないなどのペナルティーを適切に課すことができれば、契約が遵守される可能性が高まると考えてよいであろう。この契約の履行については、貸出市場では労働市場におけるほど問題ではない。借入をする企業が金融緩和期に暗黙契約を結んだ銀行以外の銀行とスポット的な借入をしたり、オープン市場から資金を調達する誘惑を感じるのは労働市場における労働者と同様であるが、契約を履行しなかった企業の情報は容易に銀行全体に広まり、当該企業は将来の契約の締結に苦勞することを考慮して、契約を履行する可能性が高いように思われる。

銀行が企業より危険中立的であるという仮定は労働市場におけるよりも疑問であろう。企業の中には、かなり危険な投資をおこなうものも見られるのに対し、銀行は一般に安全と信用をより重んじるといわれているからである。この点については、企業と銀行の効用関数の違いよりも、資本市場に対するアクセ

スの能力の違いに注目すべきであるのかもしれない。たとえ、企業と銀行の効用関数が同一の形（たとえば利潤に関して線形）であったとしても、資金調達費用関数の形が、金利について銀行は線形、企業は逓増的といったように異なることが示されれば、資金調達に関して危険分担をおこなう可能性が生じるであろう。(注7)

貸出額が1単位であるというのはいうまでもなく制約的な仮定である。企業が借入を拒絶されたときにどのように行動するかが明確でないのも問題である。もし、企業が債券発行などの代替的な資金調達手段を利用できるのであるとすれば、その調達コストも経済の状態に依存するであろうから、この効用水準が状態に依存しないという仮定は疑問である。

さて、信用割当には、このように全額の貸出が拒絶される以外に、希望額の一部が満たされないという形態のものもある。暗黙契約理論を1銀行と1企業の間での借入額と金利を決定するような形に書き直すことによってこのような信用割当を考察の対象とすることができる。ただし、信用割当が、事前には自発的、事後には非自発的であるという点は変わらない。

次節の実証分析は貸出全体が拒絶される Fried-Howitt 型のモデルに従うとし、貸出の一部が拒絶される池尾タイプのモデルによる分析は補論を参照されたい。

第2節 暗黙契約理論と銀行の保険機能：実証分析

もし、貸出市場で「暗黙の契約」が結ばれていれば、市場が「競売買的」である場合に比べて、貸出金利は硬直的になることを前節で説明した。一方、貸出金利が硬直的であるとの観察は貸出金利をコールレートと比較して得られたものであり、コール市場は貸出市場よりも競売買的であると考えられる。したがって、わが国の貸出金利の硬直性が貸手と借手のリスクシェアリング（危険分担）の結果であるという暗黙契約理論の説明は論理的な整合性を持っているといえよう。(注8)

しかしながら、貸出金利の硬直性はたとえば、貸出市場を不均衡市場とみることによって説明できることは第1章で見た通りである。暗黙契約理論は金利の硬直性を説明する候補の一つにすぎない。そこで、本節では、貸出市場が暗黙契約市場であることを、単に貸出金利の硬直性を指摘するだけではなく、

暗黙契約理論からは導かれるが不均衡仮説からは導かれない具体的な命題を検証することによって明かにすることにしよう。

金利の変動について、暗黙契約理論が予測するのは次の現象である。貸出金利の変動は、銀行と企業が将来の不確実性による利潤の変動リスクをどのように分担するかによって決まる。^(注9)もし、銀行が危険中立的であれば、貸出金利の変動をゼロにする契約が最適である。もし、銀行と企業の危険回避度が同じであれば、競売買市場で実現するのと同じ金利をつけるであろう。一般的には、銀行の危険回避度が低ければ低いほど、そして、企業の危険回避度が大きければ大きいほど、貸出金利の変動を抑える契約を結ぶものと予想される。そこで、いろいろな企業と銀行間の貸出契約の何年かにわたる金利の変動の大きさを比較した時、もし暗黙の契約が貸出市場でおこなわれていれば、他の事情一定にして、危険回避的な銀行が貸手である貸出ほど金利の変動が大きく、危険回避的な企業が借手である契約ほど金利の変動が小さいという傾向がみられるはずである。他方、このような傾向は、第1章で検定し、受け入れられた不均衡市場仮説の当否とはまったく無関係であるので、暗黙契約の有無を直截に明らかにするものといえよう。

この実証分析にとっての最大の障害は、銀行や企業の危険回避度が直接観察不能であることである。結局これらは、銀行や企業の行動から推測するほかない。本章では、危険資産への投資割合が大きい銀行・企業ほど危険中立的であるとする。危険回避度が危険資産と安全資産への投資比率に反映されるというのは一つの仮説にすぎず、以下で展開する実証研究が、暗黙契約理論とこの仮説の複合仮説の検定に過ぎないことには注意しなければならない。

まず、次節では、上述の命題を厳密なモデルに基づいて導出しよう。具体的には、Fried-Howitt(1980)の枠組みに従って、貸出金利の硬直性に関する命題に加えて、借入希望の全額が拒絶されるという型の均衡信用割当が存在したかどうかを調べる命題も導出する。もし、Fried-Howitt 流の信用割当がおこなわれていたのであれば、貸出額の変動も貸手と借手の危険回避度を反映することが示される。

2.2節では具体的に推定を実行するために必要な工夫をする。2.3節では、推定の結果、暗黙の契約はおこなわれていたが、Fried-Howitt 流の均衡信用割当はおこなわれなかったことが示される。暗黙貸出契約がメインバンクシステ

ムと結びついたものであるならば、このような貸出金利の安定化は大銀行ではみられても小銀行では支配的でないであろう。大銀行と小銀行とにサンプルを分割した推定結果は、この想像を支持している。

一方、銀行と企業が一對一で契約を結ぶという「池尾モデル」でも、貸出金利の硬直性について同じような分析をおこなうことができる。補論では、このモデルに基づいて、銀行および企業の利潤の変動に関する分析と、借手である企業単位にまとめた貸出金利のデータについて暗黙契約の有無を検定することしよう。

2.1 危険回避行動と金利の安定：理論モデル

銀行と企業とからなる経済を考えよう。銀行は貸出の機会費用(i)の不確実性に直面しているものと想定する。

まず、以下で使用する記号をまとめておこう。

i : 経済の状態 (貸出の機会費用)

m : ある銀行との暗黙の契約に参加する企業数 (顧客プール)

$L(i)$: 状態 i が起きたときに貸出を受けられる企業数 (銀行の貸出額に等しい)

$R(i)$: 状態 i が起きたときの貸出金利

$C(L(i))$: 状態 i が起きたときの銀行の営業費用

$\pi(i)$: 状態 i が起きたときの銀行の利潤 $(=L(i)[R(i)-i]-C(L(i)))$

$U(\pi)$: 銀行の効用関数

X : 企業の投資収益

$P(i)$: 状態 i が起きたときの企業の利潤 $(=X-R(i))$

$V(P)$: 企業の効用関数

K : 企業が借入を受けられなかったときの効用レベル

λ : 契約が企業に最低限与えなければならない期待効用レベル

$q(i)$: $I=(\underline{i}, \bar{i})$ 上で定義される i の確率密度関数

次の仮定を置く。

[仮定1] (効用関数)

銀行も企業もともに危険回避的である。

すなわち、 $U' > 0$, $U'' < 0$, $V' > 0$, $V'' < 0$ 。

借入を拒絶された企業の効用は K (一定値) である。

[仮定2] (費用関数)

営業費用関数は単調かつ強凸である。

すなわち, $C' > 0$, $C'' > 0$, $C(0) = 0$.

[仮定3]

経済の状態は貸出の機会費用のレベルで識別できる。

[仮定4]

一企業への貸出額は1単位である。

[仮定5] (利潤)

銀行および企業の利潤は次式で表される。

$$\pi(i) = L(i)[R(i) - i] - C(L(i))$$

$$P(i) = X - R(i)$$

企業も銀行も破産の可能性がない。すなわち, すべての状態において,

$$\pi(i) > 0, X - R(i) > 0 \text{ である。}$$

銀行は状態 i が実現する前に貸出契約を結ぶものとし, いったん締結された契約は履行されるものと仮定する。契約は $(R(i), L(i), m | i \in I)$ で表される。ここで, m はある銀行と契約を結ぼうとする企業の数である。企業はただ1単位の貸出を受けられるだけなので, $L(i)$ は状態 i が起きたときに, 貸出を受けられる企業の数に他ならない。したがって, 契約を結んでいる企業が信用割当を受ける確率は $1 - \frac{L(i)}{m}$ となるので, 契約に参加している企業の期待効用は,

$$\int_i^i \left[\frac{L(i)}{m} \cdot V(X - R(i)) + \left(\frac{m - L(i)}{m} \right) \cdot K \right] q(i) di$$

と表される。

各企業は市場で与えられる最低レベルの効用 λ は保証されるとすると, 最適契約は次式の解で与えられる。

$$(3.3) \quad \text{Max}_{\{R(i), L(i), m\}} \int_i^i U[L(i)(R(i) - i) - C(L(i))] q(i) di$$

s. t.

$$(3.4) \quad \int_i^i \left[\frac{L(i)}{m} \cdot V(X - R(i)) + \left(\frac{m - L(i)}{m} \right) \cdot K \right] q(i) di \geq \lambda$$

$$(3.5) \quad m \geq L(i)$$

(3.4)式の両辺を m 倍すると、最大化のクーンタッカー条件は次のようにまとめられる。

$$(3.6) \quad U'(\pi(i)) - \phi V'(X - R(i)) = 0$$

$$(3.7) \quad U'(\pi(i)) [R(i) - i - C'(L(i))] + \phi \cdot [V(X - R(i)) - K] - \mu(i) = 0$$

$$(3.8) \quad \phi(K - \lambda) + \int_i^i \mu(i) q(i) di = 0$$

$$(3.9) \quad \phi \left\{ \int_i^i [L(i) V(X - R(i)) + (m - L(i)) K] q(i) di - \lambda m \right\} = 0, \\ \phi \geq 0$$

$$(3.10) \quad \mu(i) [m - L(i)] = 0, \quad \mu(i) \geq 0$$

ここで、 ϕ 、 μ は (3.4)、(3.5) 式の制約に対応するラグランジュ乗数である。

(3.6)～(3.10)から暗黙契約理論をテストする命題を導こう。そのために、起こりうる全ての状態を、信用割当が生じる状態 $I_1 = \{i | m^* > L^*(i)\}$ と起こらない状態 $I_2 = \{i | m^* = L^*(i)\}$ とに分割しよう。ここで、 m^* 、 L^* は上記の最大化問題の解である。以下に示すように、 $dL/di < 0$ であるから、 $L^*(i) = m^*$ を満たす i を i^* と書くと、 i^* より貸出の機会費用が小さいときには信用割当が発生し、 i^* より高いときには発生しないということになる。

まず、信用割当が起こる場合の最適解を考えよう。この場合、(3.10)から $\mu = 0$ であるから、 $R(i)$ と $L(i)$ は (3.6) と (3.7) を解いて得られる。すなわち、(3.6)、(3.7) を R, L, i で微分して、

$$(3.11) \quad \begin{pmatrix} U''L + \phi V'' & U''(R - i - C') \\ U' - \phi V' + U''(R - i - C')L & U''(R - i - C')^2 - U'C'' \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dR \\ dL \end{pmatrix} \\ = \begin{pmatrix} U''L \\ U' + U''(R - i - C')L \end{pmatrix} di$$

それゆえ、 $\phi = \frac{U'}{V'}$ を考慮すると、

$$(3.12) \quad \frac{dR}{di} = \frac{-(R - i - C' + C''L) U' U''}{(V''/V') [(R - i - C')^2 U' U'' - C'' U'^2] - C'' L U' U''} > 0$$

を得る。銀行と企業の相対的危険回避度および利潤率を r_B 、 r_C 、 P_B 、 P_C と書くと、 $r_B = -\pi \frac{U''}{U'}$ 、 $r_C = -(X - R) \frac{V''}{V'}$ 、 $P_B = \frac{\pi}{L}$ 、 $P_C = X - R$ 。したがって、

(3.12)は、

$$(3.13) \quad \frac{dR}{di} = \frac{(R-i-C'+C''L)r_B}{(r_C/P_C)[r_B(R-i-C')^2+C''LP_B]+C''Lr_B}$$

と書き直すことができる。ここで、

$$(3.14) \quad P_B = \frac{\pi}{L} = R - i - C \cong R - i - C'L + \frac{1}{2} C''L^2$$

という近似を用いると、(3.13)はさらに(3.15)となる。

$$(3.15) \quad \frac{dR}{di} = \frac{(P_B+1/2C''L)r_B}{(r_C/P_C)[(P_B-1/2C''L)^2r_B+C''LP_B]+C''Lr_B}$$

$$= F(r_B, r_C, P_B, P_C, C'', L) > 0.$$

(+ (-) (?) (+) (?) (?)

ここで、各変数の下に記した符号は各々の変数で偏微分した結果である。

同様にして、(3.11)を解き、(3.6)と(3.14)を用いて整理すると、

$$(3.16) \quad \frac{dL}{di} = \frac{-\{r_B/P_B - r_C/P_C + r_B r_C [1 - C''L/(2P_B)]/P_C\}L}{r_C r_B P_B [1 - C''L/(2P_B)]^2/P_C + C''L(r_B/P_B + r_C/P_C)}$$

$$\equiv G(r_B, r_C, P_B, P_C, C'', L) < 0.$$

が得られる。もし、銀行の危険回避度が充分に小さければ、

$$(3.17) \quad dL/di \equiv G(r_B, r_C, P_B, P_C, C'', L) < 0$$

(-) (-) (?) (+) (?) (?)

であることを示すことができる。

次に、信用割当が起こらない状態 (i が I_2 に属する場合)を調べよう。この場合常に $L(i) = m$ であるから、 $R(i)$ は(3.6)だけから決定される。すなわち、

(3.6)を R と i について微分すると、

$$(3.18) \quad (U''m + \phi V'')dR = Umdi.$$

(3.6)を考慮すると、これは

$$(3.19) \quad \frac{dR}{di} = \frac{P_C r_B}{P_C r_B + P_B r_C}$$

$$\equiv H(r_B, r_C, P_B, P_C).$$

(+ (-) (-) (+)

となる。

一方、貸出量については、つねに $L(i) = m$ (一定) であるから、

$$(3.20) \quad \frac{dL}{di} = 0$$

が成立する。

以上の分析結果をまとめると、貸出の最適契約は、信用割当を伴うときは(3.15)および(3.17)式で、伴わないときは(3.19)および(3.20)式でその特徴を捉えることができる。 dR/di は状態（貸出の機会費用で表されるところ）が変化したときの貸出金利の変化の大きさであるので、貸出金利の変動の大きさを反映している。したがって、(3.15)、(3.19)式は、信用割当がおこなわれているかどうかにかかわらず、貸出市場で暗黙の契約がおこなわれているならば、銀行の危険回避度(r_B)が大きいほど金利の変動は大きく、企業の危険回避度(r_C)が大きいほど金利の変動は小さいことを示している。すなわち、前節で暗黙契約の性質として指摘した傾向の存在が厳密なモデルによって確認されたわけである。さらに、(3.15)、(3.19)式は、銀行と企業の利潤率の大きさも金利の変動に法則的な影響を与えることを明らかにしている。一方、貸出額の変動については、信用割当がまったくないときには貸出額は常に借手のプールに約束した額に等しいのであるから、ゼロである((3.20)式)。逆に、信用割当がある場合には貸出額の変動は銀行および企業の危険回避度が大きいほど小さいことを(3.17)式は示している。

2.2 実証分析の方法

さて、次に、前節で導いた結果をどのようにして検証するかを考えることにしよう。前節の結果は一次近似として次の2つの式にまとめられよう。

$$(3.21) \quad dR/di = a_0 + a_1 r_B + a_2 r_C + a_3 P_B + a_4 P_C + a_5 L + \varepsilon_1$$

| | | | | | |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| (+) | (+) | (-) | (?) | (+) | (?) |
| (+) | (+) | (-) | (-) | (+) | (0) |

$$(3.22) \quad dL/di = b_0 + b_1 r_B + b_2 r_C + b_3 P_B + b_4 P_C + b_5 L + \varepsilon_2$$

| | | | | | |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| (-) | (-) | (-) | (?) | (+) | (?) |
| (0) | (0) | (0) | (0) | (0) | (0) |

ここで、 ε は攪乱項を表す。各方程式の下に示した第1行の符号は大部分の銀行が信用割当を受けている場合に対応し、第2行の符号は大部分の銀行が貸出を受けることができた場合に対応する。以下の分析においては、費用関数 C は全ての銀行で同一であると仮定しよう。すなわち、 C は L にだけ依存し、他の各銀行の性質（例えば危険回避度）には依存しない。この仮定によって、 C は L の項に含めることができ、(3.21)、(3.22)式には陽表的には現れない。

(3.21)、(3.22)式を推定し、第1行、あるいは第2行の符号条件が観察され

れば、暗黙契約が貸出市場で支配的におこなわれていたと結論できよう。また、第1行・第2行のどちらが支持されたかによって、信用割当がおこなわれたか否かを知ることができよう。しかし実際に両式を推定するには、次にあげるようないくつかの問題を解決しなければならない。

まず、暗黙の契約がどのくらいの期間にわたって結ばれると考えるかが問題である。暗黙契約理論では、銀行は期間0に企業をプールして契約を結び、期間1にその契約にしたがって貸出を実行すると想定する。ここで問題なのは、貸出市場での暗黙の契約とは実際に何を指し、それによれば、期間1がどれくらいの長さであるかである。通常の貸出契約では、貸出金利と貸出額は固定されているので、実際の個々の貸出契約を暗黙契約の枠組みで説明するわけにいかないことに注意しよう。(注10) われわれは、暗黙の契約は、銀行と企業の長期的、反復的、人格的關係を説明するのに優れた理論であると考え、すなわち、メインバンク制にみられるように、10年程度の期間について銀行が一定の企業に対して資金の安定的供給（貸出金利の安定も含めて）を、はっきりした契約としてではないが、約束していることが暗黙の契約であると考え、したがって、個々の貸出契約は暗黙契約理論での、事象*i*が生起した後の契約の実行に相当することになる。

このような考えのもとで、本章では、1974年の下半期から1980年の下半期を単一の暗黙契約が実行された期間と見なして分析をおこなうことにしよう。1974年以前のデータを含めないのは、第一次オイルショックによって経済の状態に対する見通しが大きく変化したために、それ以前の暗黙契約は破棄され、新たな契約が締結されたと想像されるからである。また、1981年以降を含めないのは、銀行の決算方式が、半期から一年に変更されたため、統合的な分析方法を適用できないからである。われわれは、この期間にわたって、各銀行について各変数の平均値を算出し、それを用いてクロスセクション分析をおこなう。

第2の問題は、危険回避度、および $\frac{dR}{di}$, $\frac{dL}{di}$ といった変数のデータが直接得られないことである。さいわい、危険回避度の指標についてはこれまでに研究の蓄積があり、危険資産の保有割合がその尺度になりうるとされている(Friend-Blume(1975)参照)。本章はその研究に従って、銀行の危険回避度として次を採用しよう。

r : 総資産/危険資産

企業あるいは銀行が危険回避的であるほど危険資産を持たずに安全資産を持つように努めるであろう。したがって、危険回避的であるほど r は大きくなる。

従属変数である dR/di , dL/di は金利および貸出量の変動の大きさにおよそ対応するものと思われる。しかしここではもうすこし厳密にこれらの変数を算出してみよう。最適契約の誘導形を、

$$(3.23) \quad R_t = f(z, i_t)$$

$$(3.24) \quad L_t = g(z, i_t)$$

と書こう。ここで、添え字 t は時間を、 z は銀行の性質を表す変数たとえば危険回避度である。 z は外生変数であり、時間を通じて一定と仮定する。 i は貸出の機会費用であり、ここではコールレートであると仮定する。(3.23)を i の2次まで展開すると、

$$(3.25) \quad R_t = \alpha_0(z) + \alpha_1(z) i_t + \alpha_2(z) i_t^2 + \varepsilon_{3t}$$

ここで、 ε は攪乱項である。(3.25)から、 dR/di は $\hat{\alpha} + 2\hat{\alpha}\bar{i}$ で計算できることが分かる。ここで $\hat{\alpha}$ は推定値を、 \bar{i} は時間に関する平均値を表す。

dL/di も同様の手続きで計算するが、この場合は次のような考慮が必要である。貸出額には明白なトレンドが存在するにもかかわらず、暗黙契約理論が説明を試みるのは、長期的な成長を抽象した状態である。そこで、循環的な変動を取り出すために次式を推定することにしよう。

$$(3.26) \quad L_t = \beta_0(z) + \beta_1(z) i_t + \beta_2(z) i_t^2 + \beta_3(z) D_t + \varepsilon_{4t}$$

ここで、 ε は攪乱項を、 D は当該銀行に預けられた総預金量をあらわす。

dL/di は $\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2\bar{i}$ で計算される。

第3の問題は(3.21)および(3.22)の右辺に現れる L について、上で dL/di について指摘したのと同じことが成立する点である。すなわち、現実の貸出量は時間と共に成長しているが、理論モデルにおいては顧客のプールの大きさも、一顧客あたりの貸出額も時間を通じて一定であると想定している。このことは、(3.21)あるいは(3.22)の L は現実の貸出額というよりも、トレンドを除去したものと考えるべきであることを示唆している。したがって、以下では、 L のデータとして、(3.26)式の推定値を用いて計算した、

$$\hat{L} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1\bar{i} + \hat{\beta}_2\bar{i}^2 \text{ を用いることにしよう。}$$

最後の問題は、各銀行の顧客プールに属している企業の危険回避度および利

潤率のデータをどう算出するかである。われわれは、日経財務データバンクに記載されている企業（上場企業）についてこれらの変数の値を計算し、次におのおの銀行について、そこから借入を受けている企業の変数の値を借入額を重みとして平均した。

クロスセクション回帰のサンプルとしては都市銀行と地方銀行、相互銀行の大部分をとる。サンプル数は144である。長期信用銀行と信託銀行はサンプルを商業銀行に限るために除外されている。

2.3 大銀行と大企業間のリスクシェアリング：実証結果

推定結果は表3-1に示されている。第1行目は金利方程式(3.21)の結果である。ここでは、各銀行の総貸出額に対する短期貸出の比率(ST)を説明変数に加えている。この変数を加えた理由は、短期貸出は長期貸出よりもしばしば頻繁に改定されるので、短期貸出が相対的に多い銀行の金利はより伸縮的になる傾向があると思われるからである。したがって、 ST の係数の期待される符号

表 3-1 暗黙契約理論の実証結果

| 式番号 従属変数 | 定数項 | r_B | r_C | P_B | P_C |
|-------------|---------|-----------|----------|---------|-----------|
| 3.21 | -0.19 | 0.0061 | -0.0048 | -0.0377 | 0.0115 |
| dR/di | -0.65 | 3.67 | -2.67 | -0.57 | 2.4 |
| 3.22 | -0.0183 | -0.000117 | 0.000252 | 0.00395 | -0.000169 |
| dL/di | -0.7 | -0.75 | 1.52 | 0.66 | -0.38 |
| 3.21 | 0.959 | 0.0104 | -0.0164 | -0.117 | 0.0073 |
| dR/di | 2.21 | 5.03 | -4.92 | -2.01 | 1.73 |
| 3.21* | 1.382 | 0.00683 | -0.017 | -0.352 | 0.0189 |
| dR/di | 3.78 | 4.08 | -6.75 | -5.69 | 1.77 |

| 式番号 従属変数 | L | $DUMr_B$ | $DUMr_C$ | $DUMCON$ | \bar{R}^2 F |
|-------------|-----------|----------|----------|----------|--------------------|
| 3.21 | 0.0664 | | | | 0.541 |
| dR/di | 4.55 | | | | 29.1 |
| 3.22 | -0.000763 | | | | 0.006 |
| dL/di | -0.56 | | | | 1.17 |
| 3.21 | | -0.00975 | 0.0156 | -0.831 | 0.660 |
| dR/di | | -3.53 | 4.19 | -1.73 | 35.8 |
| 3.21* | | | | | 0.778 |
| dR/di | | | | | 31.8 |

(注) (1) サンプル数は*をのぞいて144、*は45。

(2) 上段は係数値、下段は t 値。

(3) F は式全体の説明力を示す F 値。

は正である。ST を除外して推定した場合、各変数の t 値や決定係数 (R^2) は若干小さくなるが、基本的な結果は以下の報告と全く違いがない。第2行目は貸出額方程式(3.22)の結果を示している。第3行目はこれらの結果が、銀行の規模によってどのような違いがあるかを示している。

表3-1の第1行を見ると、全ての符号が暗黙契約理論の予想するものと一致していることが明瞭である。実際すべての係数は1%の有意水準で有意である。すなわち、日本においては貸出の機会費用が変動したとき、危険回避的な銀行ほど貸出金利をより大きく動かそうとし、危険回避的な企業ほど変動を抑えようとする傾向があることが分かる。

しかしながら、この結果は Fried-Howitt の意味の信用割当が分析対象期間(1974~1980年)において支配的であったかどうかについては明確な情報をもたらしていない。L が有意に0でないという結果は信用割当が支配的であったという仮説を支持しているように見えるが、L が必ずしも十分にトレンドを除去していないかもしれない可能性を考えると、この結果に依存するのは考えものである。どちらにしても、信用割当の有無に関しては、金利方程式の与える情報は余り大きくない。この点については、貸出額方程式の結果を見るべきであろう。

第2行目を見ると、全ての変数は5%の有意水準で有意でなく、方程式全体の説明力も否定される。この結果は Fried-Howitt の意味の信用割当が1970年代後半においては支配的でなかったことを示している。

紙面の節約のため推定結果は省略するが、われわれは金利方程式において、歩留りを勘案して算出した実効金利を用いた推定もおこなった。^(注11) 推定結果は表面金利を用いた第1行目とほとんど変わらない。唯一の違いは、実効金利を用いた場合の方が危険回避度の $\frac{dR}{di}$ に与える影響が大きかったことである。

さて、以上では、日本の貸出市場において暗黙契約および Fried-Howitt の意味の信用割当が支配的であったかどうかを追究してきた。前者については銀行と企業の間で金利の契約を通じてリスクシェアリングがおこなわれてきたことが明らかにされた。後者については、若干の曖昧さが残されるものの信用割当はおこなわれなかったと結論された。最後に、大銀行と小銀行の間に上記の傾向に違いがあるかどうかを調べてみよう。このため、金利方程式に、

$DUMr_B$, $DUMr_C$, $DUMCON$ というダミー変数を含めて推定しよう。ここで、これらのダミー変数は、大銀行と小銀行の r_B , r_C および定数項の差を表す。銀行の大小は、計測期間の平均貸出額が500億円を越えるかどうかで区分する。表3-1の第3行目を見ると、 $DUMr_B$ と $DUMr_C$ は、それぞれ有意に負、正になることが分かる。これは、大銀行とその顧客企業がよりリスクシェアリングに熱心であることを示唆している。じっさい小銀行とその顧客企業の危険回避度の係数を、 r_B と $DUMr_B$ および r_C と $DUMr_C$ の和として計算すると、ほとんどゼロになる。これは、小銀行については、金利の安定化を通じるリスクシェアリングはほとんどおこなわれていないことを示唆している。さらに、上記のように定義した大銀行のみをサンプルとして金利方程式を推定した結果が表3-1の第4行である。 r_B , r_C の係数の推定値を第3行の値と比較すると、大銀行は危険回避度に応じて小銀行より明確な金利の安定化をはかっていることが分かる。

第3節 おわりに

本章では、貸出金利の硬直性と信用割当現象が、金融市場の情動的側面からどのように理解できるかを検討した。情報の経済学の金融市場への応用は近年盛んにおこなわれているもので、信用割当現象だけではなく、金融機関の存在理由や拘束性預金の存在といった金融市場の特徴的な現象を説明するものとして注目されている。本章では、暗黙契約理論が日本の貸出市場の特徴を説明できるかどうかを実証的に吟味した。実証結果は、貸出金利の硬直性の少なくとも一部は銀行と企業のリスクシェアリングとして解釈できることを示唆している。一方、Fried-Howittの意味での均衡信用割当は検出されなかった。

ここでは、まず、本章の実証分析そのものにかかわる問題点を検討し、その後で、本章の分析結果と第1, 2章での不均衡分析の結果とをどのように解釈したらよいかを考えることにしよう。

本章の分析にはいくつかの問題点があるが、とりわけ、企業の収益が直接は景気変動に依存しないと仮定して将来の金利変動リスクのみをとりあげた点が問題であろう。企業の投資(営業)収益は当然景気循環に対応して変動しているので、もし暗黙の契約がおこなわれていれば、銀行はこのリスクの一部を負担するはずである。もともと暗黙契約理論は企業の効用関数の変数である利潤

を平準化するのであって、それが金利の平準化を含意するのは特殊なケースに過ぎない。この意味では、補論において銀行および企業の危険回避度がおのおのの利潤の変動に与えた影響を調べた分析結果に注目すべきである。そこでの結論は、銀行の利潤も企業の利潤も暗黙契約理論から予想される変動を示すというものであった。

しかしながら、企業の利潤の変動はきわめて大きなものであり、これを銀行が引き受けるにしても貸出取引を通じて達成できる安定化には限界があろう。銀行が一般企業よりも危険中立的であるかという疑問も考えあわすと、これらの点については、銀行と企業の効用関数の違いでなく、資本市場へアクセスする能力の差をもとに議論を再構成するべきかもしれない(2.2節参照)。どちらにしても、メインバンクシステムの分析は、企業と取引銀行との貸出取引以外の重層的なつながりを見なければその全容を明らかにできないことは確かである。(注12)

危険回避度が直接観測可能でないことも、本章での分析を間接的なものに行っている。われわれの分析は、暗黙契約という単独仮説の吟味ではなく、危険回避度が企業・銀行の資産選択に現れるという Friend-Blume (1975) の仮説との複合仮説の検定であることに注意しなければならない。

さて、本章の実証分析の結論を認めるならば、金利の硬直性は貸手と借手の最適ナリスクシェアリングの結果であることになる。この結果は、貸出市場が不均衡市場であるという第1章の結論とどのように整合的でありえようか？金利の硬直性が非効率的であるかどうかを巡って、両者の見解は完全に対立する。金利の硬直性が市場の調整の遅れによってもたらされたのであれば、その存在は非効率を含意するのに対し、リスクの最適配分の結果であるのならば、効率的であることを意味する。

現在のところ、不均衡市場仮説と暗黙契約市場仮説の片方だけによって貸出金利の動きを説明するのではなく、両方の結論を認めるという折衷的態度をとらざるをえない。どちらの説明も、貸出市場の姿を十全に記述するものではなく、一つの断面図を与えるに過ぎず、しかも、それぞれの断面図が統計的に支持されているからである。この2つのアプローチを抱擁する理論が登場するまで、両者は排他的ではなく、相補的であると思われる。

第1章では、貸出市場は競売買市場として記述しようと仮定した。したがっ

て、現実の金利が均衡金利よりも硬直的事であることは、市場が均衡状態から乖離したときに市場の調整が遅いことを意味している。この調整の遅さは何によってもたらされているのであろうか？ 第1章では、公定歩合を軸とする金利規制がその原因の一つであることを指摘した。しかし、現実の貸出市場が競売買市場から乖離していることを示しているものとの解釈も可能である。実際、本章の分析のように、貸出市場で暗黙契約がおこなわれていれば、各時点の貸出取引は競売買市場の均衡点ではおこなわれない。したがって、この状態を競売買市場で近似すれば、不均衡状態が支配的であるとの結果を得るのであろう。もし、第1章の分析結果が、貸出市場は十分に調整が速く、均衡市場として記述できるというものであったとしたら、その結論は貸出市場で暗黙の契約がおこなわれているという見解と矛盾したであろう。しかし、貸出市場が不均衡であるという第1章の分析結果は、本章の結果を否定するものではない。

逆に、暗黙の契約が貸出市場で支配的におこなわれているとしても、それが直ちに、貸出市場を競争市場とみなすアプローチの有効性を否定することにはならない。確かに、この場合、貸手と借手のリスクシェアリングという側面を見逃すことになるが、貸出市場全体の動きを記述し、それへの金融政策や規制の影響、他市場との関係などを調べるのにこのアプローチは不可欠のものである。暗黙契約理論は個々の貸出契約に関する特徴の中で、貸手と借手の危険に対する態度の違いに焦点を当てたものであり、経済全体の効用レベル u の決定をはじめとしてその分析で無視されている要素も多い。その分析はかなり複雑で、経済の諸々の影響を調べるのは簡単でない。このように考えると、貸出市場を競売買市場で近似し、その競争度を見るというアプローチも有効であるといえよう。その不均衡の度合は、リスクシェアリングだけではなく、^{そご}相対契約相互間の未調整の齟齬や規制の影響などのもろもろの要因を反映していると想像される。実際、補論の分析が示すように、貸出金利の硬直性は暗黙契約理論によって全体が説明されるわけではない。

〔補論〕 池尾モデルによる実証分析^(注13)

本文では、主として、Fried-Howittの枠組みに従う形で実証をおこなった。そこでの制約的な仮定は、各借手が1単位の貸出しか受けられないことであった。これに対し、池尾(1981)に基づくモデルでは、一人の借手と一人の貸手が

相対し借入額が決定される。しかし、銀行が複数の借手に対し合計幾ら貸し出しているかは考察されない。

この補論の目的は、池尾モデルを理論的に吟味することではなく、本文の分析に追加的な実証結果を明らかにすることである。すなわち、ここでは、1) 銀行毎に集計した貸出に関する分析の他に、企業毎に契約した貸出契約についての分析が紹介され、2) 貸出金利の変動に関する分析の他に銀行および企業の利潤の変動に関する分析もおこなわれる。

本文の分析との違いは、1 銀行と1企業の貸出契約を考察していることである。したがって、前節の変数の定義には次のような変更が必要である。

$L(i)$ は状態 i での企業の借入額であり、企業の投資収益は借入額 L に依存する。「顧客プール」は存在しない。企業の利潤は借入額が $L(i)$ のときの投資収益 $X(L(i))$ から借入返済額 $L(1+R(i))$ を引いたものである。

最適契約の問題は、

$$(A3-1) \quad \text{Max}_{\{R(i), L(i)\}} \int_i^i U[L(i)(R(i)-i) - C(L(i))] q(i) di$$

s. t.

$$(A3-2) \quad \int_i^i V[X(L(i)) - L(i)(1+R(i))] q(i) di \geq \lambda$$

となる。本文と同じように状態の変化に対する貸出金利と貸出額の変化を計算することも可能であるが、ここでは、絶対的危険回避度一定の効用関数を仮定して、上記の最大化問題を陽表的に解いてみよう。すなわち、

$$U(\pi(i)) = -\exp(-\alpha\pi(i)), \quad V(P(i)) = -\exp(-\beta P(i))$$

と仮定すると、(A3-1)、(A3-2)の最大化問題の1次の条件は、

$$(A3-3) \quad \alpha \exp(-\alpha\pi(i)) - \phi \beta \exp(-\beta P(i)) = 0$$

$$(A3-4) \quad (R-i-C') \alpha \exp(-\alpha\pi(i)) + \phi (X'-1-R) \beta \exp(-\beta P(i)) = 0$$

ここで、 ϕ は(A3-2)のラグランジュ乗数、 α 、 β は危険回避の大きさを表す。

(A3-3)、(A3-4)より、

$$(A3-5) \quad X'-1 = C' + i$$

(A3-5)は貸出の限界収入が限界費用に等しいことを表している。すなわち、貸出額は競売買市場で決定されたものに等しい。このことは、銀行が企業の利潤を競売買市場での動きより平準化するに当たって、貸出額を用いず、貸出金

利を平準化していることを示している。それゆえ、貸出金利は競売買市場の金利よりも硬直的になる。したがって、競売買市場であればその金利で希望したであろう額を下回る貸出しがおこなわれないという意味での信用割当が生じる可能性がある。しかし、Fried-Howittの場合と同様に、この信用割当は事前には自発的であり、たかだか事後的に借手の不満足が生じるに過ぎないことに注意されたい。

(A3-3), (A3-5)から, L, R を求めて利潤の定義に代入することによって, 以下の式を得ることができる。

$$(A3-6) \quad \pi(i) = \frac{\beta}{\alpha + \beta} \cdot \frac{L^2}{2} (C'' - X'') + \frac{1}{\alpha + \beta} (\ln \alpha - \ln \beta - \ln \phi)$$

したがって, 銀行の利潤の標準偏差 σ は,

$$(A3-7) \quad \sigma(\pi) = \frac{1}{2} \cdot \frac{\beta}{\alpha + \beta} (C'' - X'') \sigma(L^2)$$

同様にして,

$$(A3-8) \quad \sigma(P) = \frac{1}{2} \cdot \frac{\alpha}{\alpha + \beta} (C'' - X'') \sigma(L^2)$$

α, β がそれぞれ企業と銀行の危険回避度であるので, (A3-7)は, (順に (A3-8)は) 「銀行の (企業の) 利潤の変動は銀行が危険中立的であるほど, また企業が危険回避的であるほど大きい (小さい)」ことを示している。

一般的には, 同様の関係を金利について求めることはできない。そこで, 特殊な契約として貸出額を状態によらず一定にする場合を考えてみよう。この場合, (A3-3)式だけから金利の変動について

$$(A3-9) \quad \sigma(R) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \sigma(i)$$

を得ることができる。すなわち, 「金利の変動は銀行が危険中立的であるほど, また企業が危険回避的であるほど小さい」。 (A3-9)は, 金利の変動は貸出の機会費用の変動より小さいことも示している。貸出の機会費用がコールレートであるとすると, これは企業が危険回避的である限り, 貸出金利がコールレートよりも硬直的になることを意味している。

これらの関係式を推定するために, 絶対的危険回避度を相対的危険回避度に置き換え, 本文と同様 Friend-Blume の危険回避度の尺度を用いることにしよう。すなわち, $\alpha = r_b/\pi$, $\beta = r_c/P$ などの定義的關係を用い, $\sigma(i)$ は各銀行

で同一であるとする、(A3-7)～(A3-9)の理論式の1次近似として次のような回帰式を得る。

$$(A3-10) \quad \frac{\sigma(\pi)}{\sigma(L^2)} = a_0 + a_1 r_B + a_2 r_C + a_3 P_B + a_4 P_C + \xi_1$$

(-) (+) (+) (-)

$$(A3-11) \quad \sigma(P) = b_0 + b_1 r_B + b_2 r_C + b_3 P_B + b_4 P_C + b_5 \sigma(L^2) + \xi_2$$

(+) (-) (-) (+) (+)

$$(A3-12) \quad \sigma(R) = c_0 + c_1 r_B + c_2 r_C + c_3 P_B + c_4 P_C + \xi_3$$

(+) (-) (-) (+)

ここで、 P_B 、 P_C はそれぞれ、銀行と借手企業の利潤率である。 $\xi_1 \sim \xi_3$ は攪乱項を表す。

データは本文とほぼ同一のものを使う。注意すべきは、ここでは企業の顧客プールは存在せず、1対1の取引関係が複数の銀行と企業間で結ばれていると考えていることである。したがって、(A3-10)は個々の貸出を銀行について集計したデータに基づいて推定されるのに対し、(A3-11)は企業について貸出を集計したデータを用いて推計することになる。(A3-12)はその両方について推計される。したがって、同一の記号で表された変数でもその具体的なデータは方程式によって異なることになるが、ここではその説明は省略する。銀行のサンプルは、都銀、地銀、大規模相銀の84行、企業のサンプルは、第1部上場企業のうちデータが通時的にとれる914社である。

それぞれの推定の結果は表3-2に示されている。(A3-12)を銀行毎に集計した金利に関して推定した結果は、表3-1に対応するものであり、ほぼそれと同様の結果を得ているので紙面の節約のため省略している。表の第1, 2行は銀行と企業の利潤の変動に関する結果である。銀行の利潤率を除いて全ての係数は有意に期待された符号を満足しており、暗黙契約が銀行と企業の利潤率の安定化に貢献したことを表している。第3行は、企業毎に集計した金利の変動に関する推定結果である。全ての変数が理論と整合的な働きをしていることがわかる。ここでは、 ST (運転資金貸出残高/貸出残高) やその変動をアドホックな説明変数として追加している。これらを除外すると、式全体の有意度は低くなるが、各変数の t 値は大きくなる(推定結果は省略されている)。

表 3-2 暗黙契約理論の実証結果(池尾モデル)

| 式 従 属 変 数 | 定数項 | r_B | r_C | P_B | P_C | $\sigma(L^2)$ | ST | $\sigma(ST)$ | \bar{R}^2 F |
|---------------------------|-------|-------|--------|-------|---------|---------------|------|--------------|--------------------|
| A3-10 | 0.309 | -92.2 | 104.7 | 8.701 | -5.99 | | | | 0.357 |
| $\sigma(\pi)/\sigma(L^2)$ | 0.005 | -3.22 | 2.69 | 0.72 | -4.64 | | | | 12.5 |
| A3-11 | 0.281 | 1.705 | -1.671 | -3.51 | 0.9003* | 0.00138* | | | 0.245 |
| $\sigma(P)$ | 0.25 | 1.73 | -9.38 | -0.12 | 2.38 | | | | 60.2 |
| A3-12 | 0.959 | 3.079 | -1.152 | -0.64 | 0.721* | | 0.8 | 2.761* | 0.221 |
| $\sigma(R)$ | 2.21 | 2.65 | -5.42 | 1.91 | 1.66 | | 9.03 | 9.58 | 44.3 |

(注) (1) サンプル数は A3-10 が84, A3-11 と A3-12 は914.

(2) 上段は係数値, 下段は t 値.

(3) *は100倍した値を記載していることをあらわす.

これらの結果は、銀行と企業の危険回避度の違いが貸出金利の変動を抑えているという仮説を支持している。それでは暗黙の契約によって、金利の変動のどのくらいが抑えられているであろうか？ 残念ながらここでの分析は定性的な分析であり、定量的な問いにどれだけ答えられるかは疑問であるが、きわめて大ざっぱな見当をつけるために、銀行について(A3-12)を推定した結果を用いて、金利の変動(標準偏差)のうち銀行と企業の平均的な危険回避度で説明される部分を計算してみよう。すなわち、

$$(A3-13) \quad c_1 r_B + c_2 r_C + c_3 P_B + c_4 P_C$$

の大きさを、変数についてはサンプルの平均値を、係数については推定値を用いて計算すると、 -0.72 となる。一方、同一期間において同一サンプルの貸出金利の現実の標準偏差は1.15であり、 $\sigma(i)$ に相当するコールレートの標準偏差は2.92であった。この結果は、貸出金利とコールレートの変動の差のおよそ半分ほどが銀行と企業のリスクシェアリングによってもたらされたことを示していると解釈できる。

第3章 注

(注1) 情報理論的アプローチによる金融市場の分析は池尾(1985,1987)が優れている。

(注2) Keeton(1979)も参照のこと。ただし、Jaffee-Russellの議論には若干の混乱がみられる。Tsutsui(1984), Hess(1985), Jaffee-Russell(1985)参照。

- (注3) 危険回避的とは将来の収益の期待値が同一であるときその変動が小さい方を選好することをいう。個人が収益の期待値は同じか小さいにもかかわらず保険に加入するのは危険回避的な選好を持っていることの現れであると解釈される。
- (注4) もちろん、企業の投資収益が変動する問題があるが、ここでは、企業は貸出契約に当たっては、その変動を小さくするものと仮定する。
- (注5) 他者の効用を低めることなく、誰かの効用を高めることができる場合をパレート優位であるという。
- (注6) Akerlof-Miyazaki(1980), 根岸(1980), Sargent(1979)参照。Grossman-Hart(1981), Hart(1983)は、企業と労働者の間に限界生産物に関する情報の非対称性が存在する場合には、契約市場における失業が競売買市場の失業を上回る可能性があることを示している。
- (注7) Deshmukh et al.(1983)は、暗黙契約理論との関係ではないが、利潤が金利に関して凹関数であるというモデルを用いて、金融機関が危険中立的であってもリスクのとりかたが内生的に決定できることを示している。Guttentag-Herring(1984)も参照されたい。
- (注8) 実際、脇田(1983)は、貸出市場が暗黙契約市場であると仮定して、それが競売買市場であった場合と比較するとどれだけの所得移転がおこなわれたかを推計している。暗黙契約理論を貸出市場に適用した分析としては今(1983)、伊藤(1985)も参照されたい。
- (注9) 補論でみるように、貸出金利と貸出額の両方を決定する「池尾モデル」では、貸出金利の変動については一意的な結果は得られず、利潤の変動についてしかわからない。
- (注10) いわゆる変動貸出は信託銀行で広くおこなわれており、これを一つの暗黙契約としてとらえることも可能であろうが、ここでは分析の対象としない。なお、この場合は、顧客のプールという概念は不適切で、分析は池尾タイプの様式による方が適切であると思われる。
- (注11) 実効金利の定義については第1章(1.25)式参照。
- (注12) 堀内(1987; p. 51)が論じるように、「保険提供者としてのメインバンクの機能は、借手企業が経営危機に直面するようないささか例外的な状況において発揮されると考えるべき……」であるかもしれない。残念ながら、このようなメインバンクの機能を暗黙契約理論では取り扱うのはむずかしい。保険が可能なのは、事前にその生起確率が知られている事象であるのに対し、「例外的」状況とはその生起確率が知られていない場合を指すからである。
- (注13) ここでは概略的な説明をおこなう。詳細な結果に関心のある読者はOsano-Tsutsui(1985)を参照されたい。

第II部

銀行業の産業組織

第4章 規制下の協調行動：銀行業の諸特徴

これまでの3つの章では、金融市場、特に貸出市場を分析の対象とした。高度成長期には、貸出市場では金利規制が有効に働いており、市場が自由に調整されているとはいえなかったが、第一次オイルショック以降はかなり調整されるようになってきていることが、第1、2章で明らかにされた。一方、第3章においては、貸出市場は、みずしらずの人が取引の都度にたまたま顔を合わす「匿名の」取引の場ではなく、貸手である銀行と借手である企業が長期的に取引関係を結び、銀行は企業の経営の安定化を助ける、「暗黙契約市場」であることが明らかにされた。

このような金融市場の特質はどのようにしてもたらされたのであろうか？この疑問に答えるには、取引主体である銀行と企業が、どのような環境のもとで、何を目的に行動しているのかを見る必要がある。たとえば、公的規制がどのように銀行を束縛していたか、銀行は競争を余儀なくされるような環境であったのか、銀行と借手との交渉力はどのようなものであったのか、といった点である。各産業の特質を明らかにする研究分野は産業組織論と呼ばれる。この産業組織論の手法を用いて、金融業の特性を明らかにすることが、本章以降の目的である。

金融業に関する産業組織論的分析はわが国ではこれまであまりおこなわれることがなかった。(注1) 現在までに明らかにされている事実はきわめて少なく、研究すべき課題は山積している。

このうち、われわれは、銀行業に対する公的規制の問題を第5章で取り上げる。店舗網の拡大は預金獲得の非価格競争手段として最も有効なものであるため、銀行間の競争を制限するために、店舗規制は欠かすことのできないものであったと想像される。第5章では、店舗規制が長い間実効的であったが、最近その実効性が低下していること、規制が業態毎に差別的におこなわれたことを明らかにする。

第6章では銀行業の市場構造として重要な規模の経済性についていくつかの

「定型的事実」を明らかにし、それをもたらした源泉を実証的に検討する。第7章では、銀行業の競争状態と利潤および貸出金利との関係、すなわち、市場構造と市場成果の相関の有無を検討する。

いうまでもなく、これらの分析は明らかにすべき課題のほんの一部に答えるに過ぎない。そこで、本章では、わが国の銀行業の産業組織をどのようにみるべきかという全体の構図を大胆に描いてみることにしよう。同時に、それが金融自由化と共にどのように変化しようとしているかも推測しよう。そうすることによって、本章は続く3つの章でおこなわれる本格的な分析の意義を明らかにし、それらを位置づける見取図の役割を果たすことになる。

本章の構成は次の通りである。まず、第1節で日本の金融業の大きさを他産業および諸外国と比較して概観しよう。第2節では、日本の金融業の基本的な構図を描く。とりわけ、基本構図の構成要素である、公的規制、市場構造、市場行動、市場成果についてより詳しい考察を加えよう。最後の第3節では、それまでに説明した産業組織の特性が、金融自由化と共にどのように変化しつつあるかを論じる。

第1節 産業としての金融業

1.1 なぜ金融業の産業組織を研究するのか？

金融を産業として把握し、分析することは、わが国ではこれまであまりおこなわれることがなかった。以下に示すように、金融業は他の産業と比較して、けっして小さな産業ではない。それにもかかわらず、金融の産業組織論的分析が十分になされてこなかったのには、やはりそれなりの理由がある。

金融は実物セクターと対置した時に、その特徴的な機能がうきぼりになる。産業として金融を眺めた時には、たかだかそれは多数の産業の一つにすぎないのに対し、貨幣を始めとする金融資産に注目すると、それは、その他の産業を集計した実物セクター全体に匹敵する分析的重要性を持つ。金融専門家が産業組織的分析よりもむしろ金融政策やポートフォリオの理論により大きな関心を払ってきたのはけだし当然のことであったといえよう。

しかしながら、この事実は金融の産業組織論的研究の必要性を少しも減じるものでない。金融資産選択も金融政策も、それがおこなわれる市場や産業の組織・構造がどのようなものであるかに基本的に規定される。したがって、後者

に対する考察なしには満足のいく答えを前者に与えることは不可能なのである。最近のように、金融業の構造が急激に変化しているときには、その重要性はとりわけ大きい。いわゆる（狭義の）金融政策と産業組織の政策＝規制の設計を独立におこなえと考える人はもはや存在しないであろう。どのような金融政策がどのような産業組織の上に可能であるかを明らかにすることはきわめて重要な課題である。

1.2 金融業の大きさ

産業の規模をどういう指標で表すべきかについては、数々の議論がある。一般的に、どのような尺度をとるべきかは分析の目的が何であるかに依存する。しかし、ここではこの問題を一般論として議論せず、各産業の産出量と従業員数を採用することにしよう。そして、ここでは、国民所得論に従って、銀行の産出量は受け取り利子から支払い利子を差し引いた純受け取り利子額およびその他の手数料収入であるとみなすことにしよう。

金融業を、まず、他の国内諸産業と比較してみよう。『国民経済計算年報』には、経済活動別の国内総生産（GDP）と就業者数が、1970年以降報告されている。そこに記載されている金融保険業の計数を、農林水産業、製造業および公務と比較したのが表 4-1 である。1970年には金融保険業の粗生産物は3兆4000億円余りで、公務の2兆5000億円より若干大きく、農林水産業の4兆5000億円より若干小さい水準であった。全GDPに占める割合は4.53%であった。1983年には、それが、15兆5000億円と5倍近くに増加し、構成比も5.42%へと上昇した。これに対し、農林水産業の産出高はきわめて顕著な低落を示し、公務は金融保険業とほぼ平行的に推移していたことが明らかであろう。

一方、就業者数の規模から見ると、金融保険業は1970年には140万人であったのが、1983年には184万人に増加している。構成比でも、2.56%から2.99%へと増加を示している。この大きさは、全製造業の約1/10、農林水産業の1/7に相当し、公務より若干小さい。各産業の推移を比較すると、農林水産業の従事者は一貫して低下し、1983年には700万人になっている。また、公務員は1975年までは急速に増加していたが、それ以降漸減している。この動きは財政の逼迫を反映したものと想像される。これに対し、金融保険業は、景気変動による上下は見られるものの、トレンドとして上昇傾向を示している。ひとり当りの労働生産性も高く、成長産業であるとみなしてよいであろう。

表 4-1 金融業の大きさ

| | 暦年 | 農林水産業 | 製造業 | 公務 | 金融保険業 | アメリカの 金融保険業 | 西ドイツの 金融保険業 |
|--|------|-------|-------|------|-------|----------------|----------------|
| G D P 構 成 比 (%) | 1970 | 6.12 | 36.02 | 3.45 | 4.25 | 4.19 | 3.19 |
| | 72 | 5.47 | 34.55 | 3.80 | 4.93 | 4.20 | 3.69 |
| | 74 | 5.59 | 33.62 | 4.30 | 5.22 | 3.97 | 4.24 |
| | 76 | 5.32 | 30.68 | 4.79 | 5.01 | 3.90 | 4.28 |
| | 78 | 4.62 | 29.62 | 4.69 | 5.04 | 4.52 | 4.42 |
| | 80 | 3.68 | 29.24 | 4.69 | 5.18 | 4.56 | 4.51 |
| | 82 | 3.36 | 29.00 | 4.70 | 5.31 | 4.49 | 5.54 |
| | 84 | 3.24 | 29.76 | 4.62 | 5.41 | — | — |
| 就 業 者 数 構 成 比 (%) | 1970 | 19.72 | 26.69 | 3.23 | 2.42 | 3.53 | 2.25 |
| | 72 | 17.20 | 26.50 | 3.38 | 2.59 | 3.59 | 2.48 |
| | 74 | 15.70 | 26.86 | 3.58 | 2.66 | 3.67 | 2.62 |
| | 76 | 14.96 | 25.09 | 3.65 | 2.81 | 3.79 | 2.70 |
| | 78 | 14.33 | 23.96 | 3.65 | 2.89 | 3.87 | 2.72 |
| | 80 | 12.90 | 23.96 | 3.65 | 3.02 | 4.08 | 2.82 |
| | 82 | 12.14 | 23.78 | 3.62 | 3.11 | 4.34 | 2.93 |
| | 84 | 11.35 | 24.25 | 3.55 | 3.16 | — | — |

(出所) 経済企画庁「国民経済計算年報」、OECD, *National Accounts*.

国際比較の対象として、アメリカおよび西ドイツをとる。OECDの *National Account* には、これら両国について上記の金融保険業に対応した統計が公表されている。他のほとんどの国については、不動産業を含めた統計しか得られない。比較対象を上記の2国に限る主な理由はそこにある。比較の結果は、表4-1の右端の2つの列に示されている。

当該各年度の為替レートで円に換算すると、アメリカの金融保険業の生産高は、1970年に、14兆8000億円で、日本の約5倍であった。1982年には、その3倍近くの、37兆5000億円に達している。アメリカ経済全体に占める割合も4.19%から5.07%へと着実に増加している。この変化は、わが国における変化ときわめて類似している。しかし、経済全体の成長率の相違により、アメリカと日本の金融保険業のサイズの格差は以前よりも縮小し、1982年には約2.5倍になっている。就業者の全体に対する割合は、1970年には3.53%であったのが、

1982年には4.35%に増加している。この比率は、日本における比率よりも1%以上も大きい数字である。とりわけ興味深いのは、GDPの構成比が、日本では1975年をボトムとする谷型をなしているのに対し、アメリカでは丁度その年を頂点とする山型になっていることである。

西ドイツの金融保険業は1970年で2兆1200億円、GDP構成比は、3.19%であった。1981年には、それぞれ7兆5200億円、4.97%へと増加している。就業者数は同じ時期に、60万人(2.2%)から74万人(2.9%)へと増加している。構成比の成長率を比較すると、就業者数では日本とほぼ同じであるが、GDPではかなり高い成長をとげていることがわかる。

国際比較からは、その相違点もさることながら、むしろ共通点の多さが印象的である。日、米、西独、の金融保険業はGDP構成比で見ても、就業者構成比でみてもほぼ似たような水準で推移している。経済全体に対して金融業が果たすべき役割の大きさとその技術は、少なくともこの3国については、似通っているであろう。もちろん、この3国には相違点も存在する。たとえば、就業者数構成比を見ると、アメリカは他の2国よりも若干大きい。また、GDP構成比の成長率は、西ドイツがもっとも高くなっている。金融業が国民経済にどのような役割を果たしているかを考える際に、国際比較はきわめて有益な接近法であるといえよう。

第2節 日本の銀行業の産業組織

日本の銀行業を分析するにあたって、伝統的な産業組織論の手法をどのように使うことができるであろうか。次章以降で本格的な分析に進む前に、ここでは日常的な観察に基づいて全体の構図を描き出すことにしよう。残念ながら、現在のところわが国の銀行業に関する事実は十分に明らかにされているとはいえない。したがって、ここでの主張は十分な実証的調査から帰納されたものではなく、今後の検討の手がかりとなる作業仮説ともいべき性格のものである。

2.1 産業組織論の基本的手法

伝統的な産業組織論は、市場構造、市場行動、市場成果という基本的概念で産業の特徴を記述しようとする。企業は与えられた環境(市場構造)の中で行動し、その結果の社会的評価が市場成果である。産業組織論を価格理論の発展

であるとみれば、これらの3つの概念を価格理論の用語と対照させることができるはずである。おそらく、企業の効用関数の独立変数がなにであるかを市場行動に、効用最大化の際の制約条件を市場構造に、最適解を市場成果に対応させるのが適当であろう。(注2) このように解釈すると、市場構造と市場行動とは独立であり、この両者が特定されれば、市場成果は一意に決定されることになる。しかしながら、産業組織論では、市場行動は市場構造から独立で各企業を特定する要因（たとえば効用関数の形状といった）だけを指すのではなく、価格政策や、広告・宣伝、研究開発、企業合併などに対して現実に企業がとる態度を含めるのが通常である。それゆえ、市場行動も市場構造から規定される側面が強いことになる。したがって、基本的な因果の鎖は、市場構造→市場行動→市場成果という方向に向いているものと想定される。また、公的規制は市場構造には含めずに独立の要素とすることもあり、市場構造や市場行動に大きな影響を与えるとされる。しかしながら、最近では市場行動や成果から構造や公的規制への反作用の存在も注目される傾向にある。

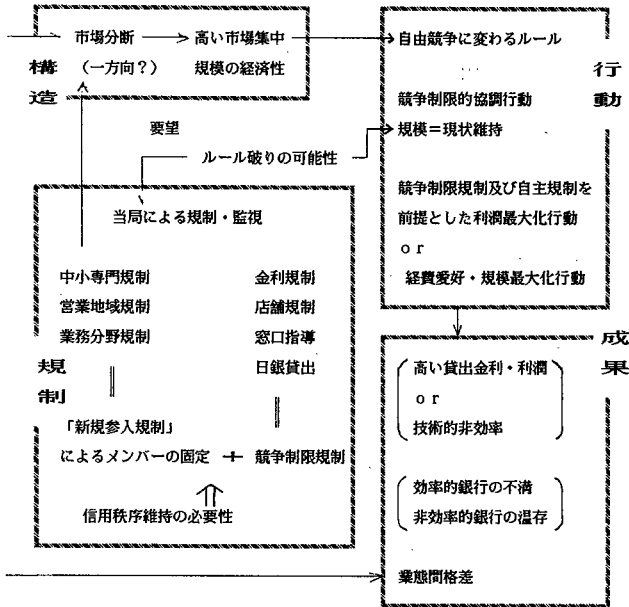
伝統的な産業組織論の解説としては、Caves(1967)、Clarkson-Miller(1983)を参照されたい。また、アメリカの銀行業に対する実証研究のサーベイとしては、Gilbert(1984)、Heggestad(1979)を参照されたい。

2.2 産業組織の基本構図：概説

基本的な作業仮説は図4-1に示されている。そこでは、わが国の金融業の特徴が伝統的な産業組織論の枠組みにしたがって、公的規制、市場構造、市場行動、市場成果の概念を使って整理されている。それぞれの詳細な説明は、次節以降(2.3~2.6節)でおこなうことにして、ここでは中心概念をきわめて簡単に要約することにしよう。

われわれの作業仮説で中心的役割を果たす概念は、銀行業界のカルテル的協調行動と公的規制である。わが国の銀行業は公的当局によって幾重にも規制されている。価格競争・非価格競争ともに少なくともその一部分は法律によって規制されている。同時に、貸出自主規制金利や広告・景品の自主規制に見られるようなカルテル協定も存在している。この点を考慮すると、銀行間で激しい競争が繰り広げられているという側面は否定できないとしても、基本的には銀行業は協力ゲームの枠組みで分析するのが適当であろう。銀行業の外に新規参入を図るものがいればそれを阻止する価格づけの問題が生じるのだけれども、

図 4-1 産業組織の基本構造



新規参入が公的当局によって厳格に規制されているので、そういった問題も存在しない。それゆえ、銀行業の分析枠組みは最も簡単な形をとる。

しかしながらもう少し子細に眺めると、伝統的な産業組織論の命題、たとえば市場構造と市場成果の相関が、わが国の銀行業について成立するかどうかはかならずしも明確でない。集中度の概念を見てみよう。都市銀行、地方銀行、相互銀行、信用金庫、信用組合、農業協同組合は、商業銀行として機能している。そこでこれらを一括して「商業銀行市場」を形成しているものとみなすと、そこでの市場集中度は極めて低く、銀行業は寡占の産業であるとは考えられない。検討すべきは、都銀から農協までを一括して良いかどうかである。すなわち、銀行業の集中度の問題は、市場分断、とりわけ地域的市場分断の問題を抜きにして考えることはできない。

一方、市場成果については、カルテルや規制による競争度の低下が高利潤率に反映されるかそれとも経営の非効率性に現れるかが問題である。豪華な店舗や高い給与といった、日常的に指摘される事実からは、後者の可能性が高いように想像される。これらの解明はまさしく実証の問題である。

このような特徴は高度成長期に典型的にみられるものである。現在でもその基本的な傾向は変わっていないと思われるが、今後、金融自由化の進展によってカルテルの存続を困難にする状況が発生する可能性がある。たとえば、「銀行離れ」(dis-intermediation)の問題は広い意味での新規参入にほかならない。このような実質的参入が続き、カルテルの外で行動する企業が増えると、カルテルの存続は困難になると予想される。さらに、業界の協調行動を支えてきたいろいろな規制も金融環境の変化によって変更を余儀なくされている。銀行の産業組織は現在競争的な方向に動き出している。少なくとも、そうした動きをもたらすような要因が出現している。したがって、従来の支配的な傾向を検出するだけでなく、現在の変化の方向とそれをもたらしている諸要因を確かめ、将来の設計に役立てることが是非とも必要である。最後の第3節ではその点が論じられる。

2.3 公 的 規 制

金融はどの国においても高度に規制の網が張り巡らされている産業である。それは、金融組織が2つの意味で公共的性格を持っていることに起因している。第1に、貨幣および決済システムの整備は、すべての生産・取引を円滑におこなうための基本的条件である。このことは、銀行の倒産が金融恐慌を引き起こす危惧があることを想起すれば直感的に理解できるであろう。第2に、銀行預金は不特定多数の国民の資産保蔵の役割を担っており、その安全性の確保は雇用の確保に勝るとも劣らない重要性を持っている。どちらの観点からも、銀行倒産の回避＝信用秩序の維持が、公的当局にとって最大の課題であることは疑いない。

この目的を達成するために、当局はなんらかの競争制限的ルールを定め、倒産につながるような競争を排除するように努める。その形態を2つに分類するのが有益であろう。第1は、新規参入を規制し、銀行業のメンバーを固定することによって、業界の協調行動あるいはカルテルの成立・存続を助けることである。この規制システムは、規制当局と規制されるものとの間の「人格的關係」で特徴づけられる。この場合、公的規制は暗黙のカルテルと一体になっており、どちらが鶏でどちらが卵かを見分けるのは困難である。この形態では、金利規制や非価格競争規制も同時におこなわれ、非効率な銀行の温存が図られることが多い。公的当局は暗黙的な便宜と制約を民間銀行に与えることによ

て、公的当局の意思から独立した組織の存在を不可能にするように努める。わが国の規制システムはこの形態に相当する。

第2の形態は、参入を基本的に自由にし、金利や非価格競争手段も規制しない。倒産の確率を大きくする恐れのある投資やバランスシートが規制の対象となる。ルールのもとでの競争促進が、この規制形態の特徴である。日本の公的規制も将来このような方向に転換するかもしれない。

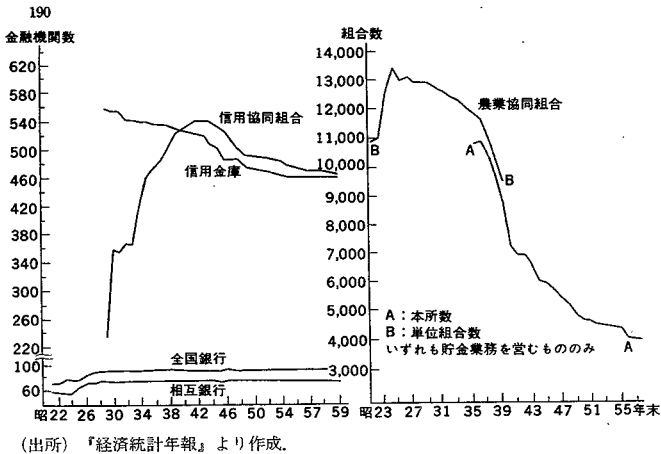
この節の目的は、銀行業の公的規制を包括的に論じるのではなく、わが国の規制システムを特徴づけられるものを選び出して、若干の解説を加えることである。(注3)

2.3.a 新規参入規制

銀行業を営むには大蔵大臣の認可が必要であるが、大蔵省は、敗戦後の一時期を除いて、新たに銀行を認可するつもりのないことを繰り返し表明しており、銀行合併によって経営の効率化をすすめようとしてきた。図4-2には、金融機関数の推移を示している。それによると、全国銀行、相互銀行は戦後の一時期に若干増加したことを除けば、ほぼ横ばいで推移している。信用金庫、農業共同組合は一貫して減少している。とくに農協の減少は顕著で、1949年には1万3000以上が金融を営んでいたのが、1982年にはその1/3にあたる4000にまで減少している。一方、信金は当該期間に560から460へと減少している。最も注目すべきは信用組合である。1951年に72組合が信用金庫から分離して以来、17年後の1968年には538組合に急増した。その後一転して漸減し、1982年には480組合になっている。1968年を境とする明確な変化は信用組合に対する大蔵省の政策態度の転換を反映している。すなわち、1968年以前は信組の新設の認可は比較的弾力的に取り扱われていたが、この年に「金融機関の合併および転換に関する法律」が制定され、それ以降は信組新設抑制方針がとられたのである。この事実は、もし大蔵省の参入規制がなかったならば、金融機関数は急増したかもしれない可能性を示唆しており、きわめて興味深い。参入規制は実効的であり、現行金融機関に超過利潤を保証して来たものと想像される。

新規参入規制は、銀行業のカルテルの協調行動を支える最も重要な規制であった。しかしながら、銀行産業への実質的な参入は必ずしも銀行免許の形態をとるとは限らないことに注意すべきである。公的当局の新規参入規制も銀行免許の許認可権に限るものではない。公的当局が既存の銀行に暗黙に与えている

図 4-2 金融機関数の推移



「補助金」（たとえば低金利の日銀貸出）や保証（たとえば経営難に陥ったときの救済）は、公的当局に歓迎されない参入を困難にしている。

証券業の兼業禁止、長短分離、中小専門規制などの業務分野規制は、金融業内部での参入規制である。

2.3.b 金利規制

預金金利が現在に至るまで厳格に規制されてきたことは良く知られている。預金金利は均衡金利よりも低い水準に設定され、預金市場は恒常的な超過需要状態にあったと考えられる。(注4)

貸出金利に対する規制は預金金利に比べると遙かに緩やかであった。すなわち、a) 貸出金利は、表面的にはあるが、業界の自主規制にまかされており、b) 標準金利および並手形金利が規制されるだけで、個々の貸出金利は借手の信用度および貸出条件の相違に依存して異なる金利が付せられ、c) 歩留り預金を勘案した「実効金利」を規制するのは困難である。実際、実証分析では否定されるものの、「実効金利」によって貸出の需給は十分に調整されているという見解は根強い（第1章参照）。

このような規制の相違は、預金と貸出の性格の相違に由来している。貸出は借手毎にリスクが大きく異なり、その評価が金利の決定に不可欠であるのに対し、預金契約での借手である銀行のリスクには大きな違いがないからである。個々の貸出契約の金利を規制する事前的ルールを策定することはほとんど不可

能に近い。貸出と預金のこのような性格の相違は、本来的なものというより、銀行の新規参入規制に由来している。もし、銀行業への参入が完全に自由であり、危険度の高い金融機関が存在すれば、預金金利の合理的規制は困難であろう。このことは、戦前期の経験から明白である（寺西(1982；第6章)参照）。

預金金利規制システムは、規制がなかった場合に比べて、個人預金者から銀行および企業に莫大な所得を移転していたことになる。たとえば、預金金利が均衡金利よりも2%低かったとすると、1971年に個人預貯金はおよそ40兆円であったから、所得移転額は8000億円にも達する。これは、当該年の財政投融资（5兆円）の16%に相当する。高度成長期の高いインフレ率を考えると、自由金利システムでの均衡金利はさらに高いものである可能性が強い。たとえば、1970年の1年物定期預金金利は5.75%、インフレ率は7.10%、したがって、事後的な実質金利はマイナスであった（岩田・浜田(1980；第7章)参照）。

日本の金融の特徴として指摘されてきた、「間接金融の優位」は、預金金利規制との関連で理解できる。預金金利が低位固定化されている金融システムにおいては、企業にとって、間接金融（金融機関を通じる企業の資金調達）は直接金融（金融機関を経由せず、公開市場において直接黒字主体から資金を調達する）よりも有利である可能性がある。それゆえ、本来は直接金融によって資金調達をすることが有利である信用度の高い大企業でさえ銀行から借入れをし、また、新発社債の多くも金融機関に保有されてきたのである。「間接金融の優位」は単に間接金融比率の大小で確認されるものではない。公開市場が実質的に機能した場合には直接金融で調達されるであろう資金が金融機関を経由して流れる場合を「間接金融が優位である」と呼ぶべきであろう。そのような部分の存在は、小口預金金利の規制に大きく依存する。小口預金金利が自由化されると、貸出以外の資金調達が困難な信用度の低い企業以外は直接金融を利用しようとするであろう。もし、証券業がそうした需要に効率的に対応できれば、「間接金融の優位」はその時点で終焉を告げるであろう。

さて、預金金利規制は、預金者に一方的に損失を与えてきた「資本による搾取」であったのであろうか、それとも、投資主導型の高度成長を助長する役割を果たしてきたのであろうか？ この点を解明するためには、まず、「所得移転」が金融機関になされたのか、それとも借手の企業に転嫁されたのかを明らかにする必要がある。高いインフレ率を考えると、おそらく、企業に分配され

た割合が大きいであろう。金融機関の貸借項目は、預金・貸出のように名目値で表記された契約が大部分であるので、インフレに中立的であるからである。低金利の貸出が経済成長を高め、結果的に、国民全体の利益に還元されたかどうかは、将来の重要な研究課題である。(注5)

2.3.c 非価格競争規制

金利が規制されている場合には、銀行間の競争は非価格競争の形をとらざるをえない。非価格競争の手段としては、店舗配置、預金獲得の渉外行員、景品、広告、営業日・営業時間、CDやATMの設置、等があげられる。しかしながら、これらのほとんどは個別銀行にとって自由な競争手段ではなかった。店舗配置、営業日は法律によって規制されているし、渉外行員数も行政指導の対象である。景品および広告については、全国銀行協会加盟銀行は自主規制をおこなってきた。

最も強力な非価格競争の手段は店舗数とその配置であろう。それゆえ、店舗の新設と配置転換には大蔵大臣の許可を必要とする旨が銀行法において明記され、厳重な規制の対象になってきたのである。具体的な店舗規制の変遷は第5章で説明される。「規制が実効性を持つ」とは、その規制が銀行の行動を実際に制約することであることに注意すると、規制が実施されていたことは必ずしもその規制が実効的であったことを意味しない。もちろん、銀行店舗の重要性を考えると、店舗規制は戦後の大部分の期間において実効的であったであろうと推測される。しかしながら、1970年代後半に入ってその実効性には変化がみられる。最近、いくつかの銀行は店舗の拡大政策を変更し、不採算店舗を整理する動きをみせている。店舗規制は戦後の大部分の時期において実効的であったが、最近その実効性は低下しているものとおもわれる。

店舗規制は各行に一律におこなわれていたのではなく、各行の新設店舗希望数とその内容を個別に審査してきた。店舗規制は裁量的であったといえよう。事実、30年間に亙る店舗数の増加率(年率)を業態毎に比べると、都市銀行は1.70%、地方銀行は2.46%であるのに対し、相互銀行は3.15%となっている。この事実は、店舗規制が、相互銀行、あるいは、小規模銀行に有利なように適用されてきたことを示唆している。店舗規制の実効性は第5章で厳密に検討される。

2.3.d 日銀貸出と窓口指導

窓口指導は高度成長期の金融政策を特徴づけるもっとも重要な政策手段であった。これは市中金融機関の貸出額を直接規制するもので、他のオーソドックスな政策手段に比べて特にその速効性において優れているといわれる。しかし、窓口指導の実効性および有効性については古くから賛否両論が表明されており、特に後者については激しい論争がおこなわれてきた。ここで、実効性とは、貸出増加額を指定された各銀行がそれを守るかどうかという問題であり、有効性とは、窓口指導が守られたとした場合、すなわち窓口指導が実効的な場合にそれが市中金融機関全体の貸出額抑制をもたらすかどうかという問題である。

有効性の問題は、窓口指導が一部の金融機関（初期においては、主として都市銀行）を対象にしておこなわれてきたために生じたものである。一定の仮定のもとでは、窓口指導によって削減された貸出額は、窓口指導の対象外である金融機関の貸出増によって丁度相殺されることをモデルに基づいて示すことができる。しかしながら、

- 1) 銀行の超過準備が短期市場金利に感応的である
- 2) 日銀貸出が受動的に供給される
- 3) 預金が短期市場金利に感応的である

という条件の一つでも満たされれば、窓口指導は有効であることが明らかにされている。窓口指導の有効性についてここでは深く立ち入る余裕がない。^(注6)

日銀関係者によっても、窓口指導は法律的根拠のない「道徳的説得」に過ぎず、他のオーソドックスな政策手段と併用されなければ実効的でないと考えられている（鈴木(1974) 参照）。すなわち、貸出額の規制は直接に銀行の利潤を左右するものであるから、それが銀行の利潤を大量に奪うようなものであるならば遵守されるはずがない。実際、無理な規制を試みたばあいには、形式的に窓口規制を受けていない銀行を通じて貸し出す、いわゆる「含み貸出」が大量に発生するため実効的でない。窓口指導は結局、他のオーソドックスな手段の効果を若干早くもたらすに過ぎないという主張である。

しかしながら、窓口指導が遵守されるかどうかを、窓口指導を守った場合に被る損失のみに注目して判断するのでは、窓口指導の果たした役割を過小評価する恐れがある。金融機関にとっては、窓口指導単独を受け入れるかどうかを選択できるわけではなく、日銀貸出を始めとする日銀から与えられるいろいろ

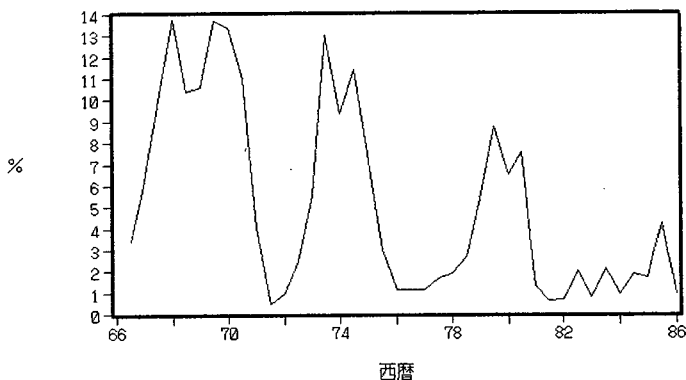
な便宜を込みにした規制システム全体を受け入れるかどうかを考えるほかない。すなわち、その実効性は日銀と規制対象機関の長期的な利害得失を考慮した「人格的關係」に依存しており、それゆえ、かなりの強制力を持ったであろうと考えられるのである。(注7) 窓口指導は規制対象金融機関内部のシェアを変更しないようにその枠が決定されたといわれている。もしそうであれば、窓口指導は、銀行のカルテル的協調行動を支えるがゆえに規制対象から歓迎される側面もあったであろう。

日銀貸出は、日本銀行と大銀行との間の「人格的關係」を保持するための要ともいべき重要な役割を果たしていたと思われる。その役割の第1は、日銀貸出を通じて都市銀行を中心とする借手に一種の「補助金」を与えることである。日銀貸出の金利である公定歩合は戦後一貫してコールレートを下回っていた(第1章の図1-2参照)。日銀貸出とコールマネーはどちらも銀行の支払い準備として代替的であるから、両者の差と日銀貸出額の積に等しいだけの「補助金」が借手である都市銀行に与えられたことになる。この日銀貸出による「補助金」の額を計算してみると、非常に大きく変動していることがわかる。たとえば、1970年度上期には220億円にも達していたのが1971年度上期にはわずか20億円に低下し、そして73年度下期には再び250億円に上昇するといったぐあいである。しかし、日銀貸出による「補助金」の水準には明白なトレンドが認められない。これに対して、都市銀行の経常利益は20年前には1000億円程度であったのが最近では7000億円ほどに増加しているため、この「補助金」の重要度は相対的に低下しているといえるべきである。図4-3には日銀貸出による「補助金」の額が経常利益に比較してどの程度の大きさであるかを示している。1960年代には十数%程度の大きさであったのが1980年代に入ってからはいずれも5%の大きさでしかない。このことは、80年代に入って、日銀と都市銀行の「人格的關係」が相対的に弱まってきていることを示唆している。

勿論、日銀貸出のみが市中銀行に与えられた便宜ではない。銀行にとっては金融恐慌や、大口貸付の焦げ付き等による経営危機の際に公的機関が救済してくれるという期待の方が重要であるかもしれない。しかしながら、窓口指導による規制対象機関(主として都銀)の直接の不利益を補償するという意味では日銀貸出の果たした役割は大きかったと思われる。(注8)

第2に、日銀貸出は、金融引締め的手段として、手形・債券操作よりも強い

図 4-3 日銀貸出による補助金／経常利益の推移



政策効果を持つことがかねがね日銀関係者から指摘されてきた。この見解には異論も存在するが、日銀貸出を日銀と都市銀行の「人格的關係」の柱とする見方からは、うなずけるものである（江口(1987)参照）。

日銀貸出による HPM 供給比率は1972年以降低下し、それ以前の30～50%の水準から12～3%の水準に下がっている。この HPM の供給比率からみる限り、金融政策がもつばら都市銀行を対象に発動され、その影響がインターバンク市場を通じて伝播していくという形態から、市場を通じてより広範囲の金融機関に影響を与える形態に変化しつつあるようにみうけられる。しかし、1980～82年の引締め期に日銀貸出による HPM 供給比率が低下しているという事実は、日銀貸出が引締め手段として現在もいくらかの役割を果たしていることを示唆している。規制当局と民間銀行との人格的關係に基づいた規制から、市場を経由した金融政策への転換がどれほど進んでいるかは、より慎重な研究なしには明らかにできないといえよう。

2.4 市場構造

日本の銀行業の市場構造には4つの要因を認めることが出来る。すなわち、1) 参入規制によるメンバーの固定、2) 市場分断、3) 高い市場集中度、4) 規模の経済性、である。1)～3)は少なくとも部分的には公的規制によってもたらされたものであり、カルテル的な行動をもたらした原因であると考えられる。すなわち、高い集中度は参入規制の産物であり、市場分断は、店舗規制、中小専門規制、長短分離行政の産物である。金融業が厳しく規制されているのはい

うまでもなく信用秩序が目的であり、金融組織の公共的性格に根ざしている。またこれらの市場構造が、金融取引の基本的特徴である長期反復的顧客関係 (good customers relationship) あるいは「人格的關係」(personal relationship) に由来していることも想像に難くない。

2.4.a 市場分断と市場集中

銀行業は、業態別、規模別、あるいは地域別市場に分割されている可能性がある。暗黙のカルテルが業界団体別に結ばれているならば、全国銀行、相互銀行、信用金庫、信用組合、農業協同組合が各々異なる市場を形成していることになる。一方、相銀、信金、信組の中小専門機関が大企業向け貸出を制限されていることを考えると、大企業を借手、全国銀行を貸手とする大口市場と、中小企業を借手、相銀以下を貸手とする小口市場とに分かれているのかもしれない。もっと説得的なのは、市場が地域的に分断されているという仮説である。すなわち、地銀以下の支店網がおおよそ1県内に制限されており、信金以下(実質的には相銀も)が営業地域を限定されていることを考慮すると、都銀・長信銀が構成員である全国市場もしくは大都市市場と県別地方市場とに分断されている可能性が強い。

この3つの市場分断仮説について次の3点に注意すべきである。第1に、市場の定義にも公的規制が重要な役割を果たしていること。第2に、業態別であれ、規模別であれ、また地域別であれ、市場分断は完全ではなく、市場間の相互作用と調整がかなりの程度おこなわれているであろうこと、第3に規模別および地域別の市場分断は一方向にのみ成されているという点である。中小規制にしても、営業地域の規制にしても、行動を規制されているのは中小機関だけであり、大銀行がそれらの業務や地域に入っていくことを明確な条文で規制されているわけではない。

都銀13行、地銀63行、長銀3行、信託銀7行からなる全国銀行86行は全国銀行協会を構成してその利害を調整している。そこで、まず、全国銀行協会加盟銀行が銀行産業を形成していると想定し、市場集中度を調べてみよう。

集中度にはいろいろな尺度が提案されている。そのうちもっとも広く使われているものは累積集中度で、これは売上高、従業員数などの企業の規模を表す変量について、上位数社の全体に占めるシェア(%)で定義される。また、次式で表されるハーフィンゲール指数(H)もしばしば使われる。

$$(4.1) \quad H = \sum_{i=1}^I (x_i/T)^2.$$

ここで、 x_i は第*i*社の売上高、 I はその産業の企業数、 T はその産業全体の売上高、それゆえ、 $\sum_{i=1}^I x_i$ に等しい。ハーフィンゲール指数は1から0の間の値をとり、完全な集中は1、完全な競争状態は0に対応する。(注9)

貸出残高について、1960年以降の上位1,3,5,10行の累積集中度を計算した結果が表4-2に示されている。この数値をみると、上位10社の累積集中度は約50%であり、銀行業の集中度は他産業と比較してけっして高くないことが分かる。1966年度において上位10社の累積集中度が50%未満であるのは、醤油、清酒、生糸、綿糸、織物、合板、段ボール、板紙、鉄骨、マッチなど、約200業種のうち十数業種にすぎず(公正取引委員会(1969))、1971~74年度の調査でも基本的にこの傾向は変わらないからである(『公正白書』)。銀行業の集中度は百貨店のそれと同程度である。これに対し、証券会社は230社あるにもかかわらず、手数料収入に基づいて計算した上位10社の集中度は70%と銀行業に比べて高い(蠟山・首藤(1981)参照)。生保業、損保業なども同じく高い集中度を示している。したがって、全国銀行が一つの市場を形成していると考えれば、銀行業の集中度は低いと結論されてしまう。

しかしながら、県別に市場が分断されているとみると集中度は高くなる。各県に本店を置く、地方銀行、相互銀行、信用金庫が他県から独立した市場を形成していると前提して、上位3行の累積集中度を計算すると、0.967(高知県)から0.251(東京都)の範囲に散らばり、ほとんどの県で80%を超えている。

表4-2 全国銀行の累積集中度

(貸出残高：%)

| 西暦(年度末) | 1960 | 65 | 70 | 75 | 80 | 84 |
|---------|------|------|------|------|------|------|
| 上位 | | | | | | |
| 1行 | 7.1 | 6.7 | 6.1 | 7.3 | 7.1 | 7.0 |
| 3行 | 20.6 | 19.6 | 17.9 | 19.2 | 18.8 | 19.1 |
| 5行 | 32.0 | 31.4 | 28.0 | 30.8 | 30.2 | 30.8 |
| 10行 | 51.8 | 54.2 | 45.4 | 48.9 | 48.2 | 48.5 |
| 銀行数 | 87 | 86 | 86 | 86 | 86 | 86 |

(注) (1) 1970年と75年は、合併による第一勧銀(71年)と太陽神戸(73年)の誕生のため、接続しない。

(出所) 全国銀行財務諸表分析より作成。

これは全国銀行が単一の全国市場を作っていると考えたときの20%よりかなり大きい。

表4-3には、地方銀行、相互銀行および信用金庫が各県別に市場を形成していると仮定して、各県別に預金についてハーフィンゲール指数を算出している。また、それとの比較対象のため、地銀・相銀・信金全体、全国銀行全体、全国銀行に相互銀行と信用金庫を加えたもの、について計算したハーフィンゲール指数を掲載している。全国銀行が市場を形成していると想定したときのハーフィンゲール指数は0.035であるのに対し、これに相互銀行、信用金庫を加えても指数は0.023と余り小さくならない。しかし、サンプルから都銀と長信銀を除くと、ハーフィンゲール指数は0.00748と大変小さくなる。このことはいうまでもなく、都銀と長信銀の規模が抜群に大きい事実を反映している。もし、貸出市場が大口市場と小口市場に分断されているとするならば、都銀と長信銀から構成される大口市場の市場集中度は高く、地銀・相銀・信金からなる小口市場の集中度は低い。暗黙のカルテルの存在に関してもこの両方の市場を同列にみるのは適切ではない。

市場が県別に分断されているとすると、当然ながら集中度は高くなる。表4-3をみると、県によって集中度がかなり違うこともわかる。すなわち、東京、大阪では、0.04、0.07と小さいのに対し、奈良、島根では0.6を越えている。

印象的なのは、各行の順位がほとんど変動しないことである。とりわけ、上位行の順位は固定的である。たとえば、1974年度から82年度までの各年度末の上位17行の貸出残高の順位をみると、1979～81年度に横浜銀行が北海道拓殖銀行の上位にきており、1974～78年度には三井銀行が7位または8位に下がっている（それ以外は5位）ことを除けば不動である。このようなシェアの固定化は都銀および上位地銀からなる大規模銀行の協調的行動の最も明白な証拠である。(注10)

2.4.b 規模の経済性

企業の生産規模を拡大したときに生産の効率性があがることを規模の経済性という。すなわち、生産要素の投入量を増加させたとき、生産量が比例的以上に増大すること、あるいは総生産費用が比例的以下にしか増加しないことであると定義される。この両方の定義は一定の（緩い）条件が満たされれば同値である（第6章第1節参照）。

表 4-3 県別市場の集中度(預金のハーフィンダール指数)

| | | 集中度 | | | 集中度 |
|------------|---|--------|---|---|-------|
| 全国銀行 | | 0.0355 | | | |
| 全国銀行+相銀+信金 | | 0.0213 | | | |
| 地銀+相銀+信金 | | 0.0075 | | | |
| 県 | 別 | | 県 | 別 | |
| 東 | 京 | 0.04 | 石 | 川 | 0.374 |
| 大 | 阪 | 0.073 | 宮 | 崎 | 0.38 |
| 愛 | 知 | 0.109 | 群 | 馬 | 0.384 |
| 兵 | 庫 | 0.122 | 鹿 | 児 | 0.387 |
| 北 | 道 | 0.14 | 和 | 歌 | 0.387 |
| 岐 | 海 | 0.211 | 宮 | 山 | 0.402 |
| 京 | 都 | 0.214 | 福 | 井 | 0.428 |
| 静 | 岡 | 0.234 | 大 | 分 | 0.432 |
| 山 | 形 | 0.244 | 岡 | 山 | 0.447 |
| 新 | 潟 | 0.249 | 高 | 知 | 0.462 |
| 埼 | 玉 | 0.251 | 長 | 野 | 0.477 |
| 福 | 岡 | 0.256 | 茨 | 城 | 0.49 |
| 福 | 島 | 0.263 | 徳 | 島 | 0.496 |
| 長 | 崎 | 0.285 | 滋 | 賀 | 0.501 |
| 鳥 | 取 | 0.291 | 香 | 川 | 0.512 |
| 三 | 重 | 0.298 | 神 | 奈 | 0.531 |
| 岩 | 手 | 0.298 | 山 | 川 | 0.544 |
| 青 | 森 | 0.327 | 山 | 口 | 0.544 |
| 広 | 島 | 0.331 | 山 | 梨 | 0.55 |
| 秋 | 田 | 0.341 | 富 | 山 | 0.562 |
| 沖 | 田 | 0.341 | 栃 | 木 | 0.574 |
| 沖 | 縄 | 0.342 | 佐 | 賀 | 0.593 |
| 千 | 葉 | 0.342 | 島 | 根 | 0.603 |
| 愛 | 媛 | 0.351 | 奈 | 良 | 0.69 |
| 熊 | 本 | 0.374 | | | |

(注) 預金のハーフィンダール指数の順に並べている。

わが国の銀行業に規模の経済が存在することはすでにいくつかの研究によって実証された事実である。規模の経済性の存在は次の2つの観点から重要な意義を持っている。第1に、規模の経済性の存在は参入障壁を形成する。その結果、規模の経済性が存在する産業は寡占的になる傾向がある。第2に、規模の経済性の存在は銀行合併による大規模化が効率的であることを意味する。

第1の点は、産業組織論において通常強調されるものであるが、これまではわが国において現実的な重要性を持っていなかった。銀行産業への新規参入は

大蔵省によって完全に禁止されており、また、「銀行」の形態をとらない実質的参入も1980年頃まではそもそも新規参入者が資金を調達できる底の深い自由金利市場が存在していなかったため、利益をあげうる客観的条件がなかったからである。しかし、これからは実質的新規参入が可能な条件が整ってくるので、既存の銀行がどのように参入阻止を図るかは重要な問題になるであろう。もし、銀行業に大きな規模の経済性があれば、小規模企業の参入は不可能であるし、大規模企業の参入も利益をもたらさない場合がありうる。この観点からは、規模の経済性の大きさを明らかにすることが重要な課題となる。

わが国において、これまで重視されてきたのは第2の論点であった。規模の経済性の存在は1970年代に大蔵省当局によって、指摘され、銀行合併の正当化に用いられたのである。これに対し、学界からはおおむね反対の見解が述べられた。西川(1972)、蠟山・岩根(1973)、田村(1972)は、いずれも、生産要素価格を一定と仮定したコブ・ダグラス型費用関数を推定して、規模の経済性は存在しているものの極めて小さく、合併による利益はほとんど期待できないこと、合併による寡占化は社会的な効率性の上昇を阻害することを主張した。

われわれは、第6章において規模の経済性を検討する。そこでは、最近の規模の経済性の大きさの推移とその特徴が示され、規模の経済性の原因はなにかが追求される。

2.5 カルテル的協調行動

前節でみたように、わが国銀行業の市場構造は、高い集中度と規模の経済性の存在によって特徴づけられる。このような市場構造は競争よりも協調を生み出す傾向がある。実際、貸出金利、景品、広告などについて業界の自主規制が存在し、それは良く守られてきた。明白なカルテル協定はみられないものの、銀行業の市場行動がカルテル的協調行動として記述できることは疑いない。銀行、特に大銀行の「横並び」は業界の体質を表す言葉としてしばしば用いられてきたのである。しかしながら、小銀行(信金・信組・農協)には規模の経済性がなく、金融機関数も多いので、カルテルの実効性、強制力は疑問である。

規模の経済性の存在は、個別銀行に規模拡大のインセンティブを与える。したがって、暗黙のカルテルがあるとすれば、それは、とりわけシェアの固定化に努力を傾注しなければならないであろう。もし、大銀行のカルテルに比べて、中小金融機関のカルテルが実効的でなければ、カルテルを厳格に守っている大

銀行のシェアが相対的に低下する可能性がある。実際、都銀・地銀の民間金融機関全体にたいする預金のシェアは1960年代から長期的に低下している。(注11) この、都銀・地銀のシェアダウンが暗黙のカルテルによってもたらされている可能性は否定できない。

公的規制の存在はカルテル的協調を支えてきた重要な要因である。個別銀行にとって規模拡大の利益が大きいだけに、カルテル破りの誘惑は大きい。カルテル破りを有効に取り締まるには、その監視者が十分な罰則を与える能力がなければならない。もし、公的当局が競争制限的規制を課さず、「護送船団方式」の守護者でなかったならば、カルテルの維持コストは禁止的に高かったかもしれない。おそらく、公的規制の存在は銀行カルテル存在の必須条件であったと推測される。しかしこのことは、公的規制が銀行の意思に反しておこなわれたことを意味しない。銀行にとってカルテル的協調は自らの選択であり、それを可能にするために公的規制が厳格におこなわれることを望んだのである。

大蔵省・日銀は新規参入規制、預金金利規制、店舗規制などによって、主要な競争手段を制限してきた。貸出金利や広告・景品は業界の自主規制によって決められている。本書では、個別銀行はこれらの価格ベクトルを所与として利潤最大化行動をとると想定する。

もっとも、銀行が利潤最大化行動をとっているかどうかは実証を必要とするところである。銀行は一定の利潤率を確保するという制約のもとで、規模（預金）を最大化しているかもしれない。もし、そうならば、銀行のコール取入れに対する反応が利潤最大化行動をとる場合と異なることを示すことができる。(注12) 野間(1986, a)は時系列データを用いてこの点を検証し、銀行が規模最大化行動をとってきたことを明らかにしている。あるいは、銀行は経費の最小化を目指さず、利潤の動向を意識しながらも従業員の厚生や豪華な店舗などを持つと努めているかもしれない。このような考えは、経費愛好仮説(expense preference hypothesis)と呼ばれている。(注13) 行動仮説の厳密な検証は別の機会に譲ることにし、本書では銀行は利潤最大化を目指しているものと仮定して分析をすすめることにする。

2.6 市場成果

市場成果は、市場構造および市場行動の結果である。前節で主張したように、わが国の銀行業が、カルテル的協調行動で特徴づけられるならば、その成果は、

金利あるいは利潤の増加として現れるであろう。預金金利が所与である以上、カルテルの存在は貸出金利の引き上げに寄与するものと推測される。

しかしながら、銀行業が他産業と比較して、高い価格や利潤率を実現しているかどうかを実証するのは大変むずかしい。異なる財の価格を比較することは意味がない。Lerner 指数を比較するには限界費用の推定が必要であるが、これはきわめて困難である。利潤率についても、たとえば銀行業と製造業を比較したときどれだけ意味のある結論を引き出せるか疑問である。われわれはこのようなアプローチをあきらめ、銀行業が地域的に分断されていると仮定し、それらの市場を比較することによって、カルテルの存在が金利や利潤を引き上げるかどうかを実証することにする。すなわち、集中度が高い府県ほど高い金利や利潤率が実現しているかどうかは、最後の章で実証的に検討される。

カルテル論に残された課題は、利潤の分配ルールを明らかにすることである。獲得した利潤が銀行業界内でプールされ、再分配されているとは考えられない。銀行カルテルは価格ベクトルの設定と事後的なシェアの固定化に努めるだけで、その結果生じる利潤まで規制していないはずである。この時、個別銀行はシェアを所与として行動する。はたして、個別銀行は経費を最小にすることによって利潤の最大化を図るであろうか？ それとも、役員報酬や職員給与の放漫的な増加を容認するであろうか？ もし株主の支配が有効におこなわれていれば前者が成立し、蓄積利潤は株主への配当か新投資に使われるであろう。銀行においては配当が規制されてきたことは広く知られている。また、シェアが固定化されている時に新投資が重要でないことは容易に想像できる。さらに、わが国の大企業においては株主支配が一般的でないとの見解も有力である。これらの観察は、銀行業のカルテルは利潤の増加ではなく経費の浪費をもたらしているという後者の見解を支持するように思われる。しかし、もし後者が正しいとすると、今まで実証されてきた規模の経済性はいったいどのように解釈されるのであろうか？ 大銀行が小銀行よりも低い平均費用で操業しうるとすると、カルテル価格（貸出金利）の設定によって、大規模銀行はより大きな利益を生む余地がある。それが利潤になるのではなく、非効率＝経費増として現れるならば、結局平均費用は同一であり、事後的データを用いた費用関数の推定からは規模の経済性は検出されないであろう。集中度が高い市場ほど浪費的な支出をおこなっているかどうかは最終章で厳密に検討される。

第3節 金融自由化と産業組織の変化

前節で説明した状況は戦争直後の復興期を除いたかなりの長期間に妥当するであろう。しかし、1975年以降の低成長期に入って、銀行の産業組織は急速に変化し始めたように思われる。いうまでもなく、そのキーワードは金融の自由化・国際化の進展である。自由化とは、債券市場・短期金融市場の創設と金利自由化、海外部門との金融取引の増大と為替自由化、金融新商品の開発と垣根の見直しをその内容としている。大口預金金利の自由化も実施されている。これらの進展が、銀行業をカルテル的協調から競争の方向へ変化させるであろうことは想像に難くない。

カルテルを崩壊に導くインパクトとしていくつかの要因が考えられる。第1に、カルテル的競争制限が可能であるには、カルテルに参加していない金融機関の挑戦が限定されていなければならない。銀行の新規設立のほぼ完全な禁止は、長期間にわたってこの条件を満たしてきた。カルテルにとって唯一の脅威は郵貯であった。その郵貯でさえ、金利はほぼカルテル金利に追随して決められていたので、競争手段は主として店舗設置と外務員の増加という非価格競争に限定された。

この状況を一変させたのは、不特定多数の参加者によって自由な金利が形成される、債券流通市場、短期金融市場の誕生と拡大である。1975年以前は預金・貸出市場以外に実質的に機能しているオープン市場は存在しておらず、銀行離れ（dis-intermediation）が生じる客観的条件がなかった。貸出市場と預金市場をつなぐのは、その定義によって「銀行」（狭義の金融仲介機関）であり、「銀行カルテル」はその外部に有力な競争者を持たなかったのである。金融の自由化・国際化は自由金利市場と黒字主体をつなぐことによって利潤をあげる可能性を提供した。小口預金者にとっては金融取引によって得られる利子収入が少額であるため、取引費用が十分に小さくなければ有利な貯蓄機会とはいえない。小数の例外を除けば彼らは情報劣位者であり情報収集には相対的に多額の費用を要する。そのため、自由金利市場のリスクをなんらかの手段で吸収・負担し、安定的な収益率を保証する資産のみが、預金に代替的な貯蓄機会になる。投資信託、具体的な商品としては中期国債ファンドは、この代表的な例といえよう。

投資信託を営む投信委託会社は銀行カルテルの外部にある。これが実質的な競争者になり、銀行カルテルの存続を危うくする事態を避けるためには、投資信託業務をも規制しなければならない。実際、中期国債ファンドが、その適用利率や販売規模について厳格に規制されてきたことは広く知られている。しかしながら、このような規制が長く存続することはむずかしいであろう。なぜならば、カルテル協定によって価格ベクトルが決定されると、シェアは現状で固定される。現状のシェアに不満な企業、例えば新規参入を果たしたばかりの金融機関や競争力の強い金融機関はカルテルに参加する誘因を持たない。中期国債ファンドに対する規制は当事者に不満を起こさせ、利益の複雑な再配分なしには、長期間にわたって維持することは不可能であろう。もっとも、規制当局が、経済合理性を超えた強制力を持っている場合はこの限りではない。

他業態からの銀行業への実質的（すなわち「銀行」の免許形態をとらない）参入は、それが利益を生むかぎり多様な形態でおこなわれるであろう。それらをことごとく規制できるかどうかは疑問である。法律による規制の発動は時間がかかるし、行政指導が有効であるのは、規制される金融機関が長期的にその産業に留まり、規制当局から有形無形の利益を享受することが期待できる場合に限られるからである。他業種からの参入が予想されると効率的銀行はカルテル協定に参加しているかぎり利潤機会が次々と奪われていくという危機感を持ち、カルテル協定からの離脱もしくは自行に有利なような改定を要求するようになるであろう。

金融自由化はもう一つのルートをつうじてカルテル協定の廃棄に貢献する。カルテルは、産業で取引される財が同質的である程成立しやすい。自由化は、各銀行の業務の多様化をもたらし、したがって競争手段の多様化をもたらす。貸出を例にとると、スプレッドローンやインパクトローンといった多様な形態が重要になってきた。財の異質化、あるいは取引される財の種類が多様化は競争制限ルールを複雑にし、ルール破りの発見を困難にする。それゆえ、カルテル破りが容易になり、カルテル協定は形骸化するであろう。

以上を総括すると、金融の自由化・国際化によって、銀行業のカルテル協定は廃棄される可能性が生じるといえよう。すでに、近年景品の自主規制基準が見直されるなど、カルテル協定の再編が進行していることは周知の通りである。

カルテル協定を支えてきた公的規制はどのように変化しつつあるのであろう

か？ カルテル業界にとって公的当局が価格ベクトルを設定し、それが守られるかどうか監視することは、カルテルの維持コストを減少させるために必須である。それなしには、カルテルの維持コストは禁止的に高くなるであろう。当局の監視・取締りが有効であるには、規制当局が、カルテル破りには罰則を、遵守する者には褒賞を適切に与えることができないとなければならない。

規制が、従来のようにカルテル維持の役割を有効に果たしうるかどうかを考えてみよう。信用秩序維持を目的とする公的当局の競争制限的規制の重要性は不変であり、「最後の切りどころ」(last resort)としての日銀信用の重要性は競争激化と共に強まりこそすれ弱くなることはない。しかしながら、より日常的な規制の効果には微妙な変化がある。金融環境の変化により日銀の金融政策手段は大きく変化した。日銀貸出は減少し、窓口指導も実質的な制約を課さないようになって来ている。後でみるように、店舗規制もその有効性を失って来ている。これらは、公的当局にとって各銀行に裁量的に利害得失を与える日常的な手段が少なくなっていることを示している。しかし一方、金融新商品の開発が盛んになった結果、その許認可権を持つ大蔵省の権力が一層大きくなったことも見逃すことができない。全体として公的当局の制御能力が増えたか減ったか、判定は難しい。

むしろ重要なのは、従来の規制が銀行業界のカルテルを成立させ維持する役割を果たしてきたのに対し、今後の規制は、競争的な銀行市場で如何にして信用秩序を守るかを課題にするようになる可能性がある点である。もし、海外部門または証券業等からの参入が起これば、直接的に競争手段を制限する規制よりはむしろバランスシート規制や預金保険機構等によって信用秩序を事前的・事後的に維持し、一定の枠内での競争を促進する方向に転換するであろう。バランスシート規制や預金保険機構、準備金制度などは、それらが課されていない機関に比べて、銀行の利潤機会を制限する可能性があることに注意しなければならない。したがって、これらの規制を有効に運営し、競争が不公正にならないためには、規制されている銀行には適切な補助金を与える必要が出てくるであろう。これは信用秩序維持のための社会的コストとみなされるべきである。

第4章 注

- (注1) 西川(1973), 辰巳(1984), 首藤(1987)は数少ない例外である。
- (注2) もっとも、経済主体は効用最大化行動をとらず、ある程度の効用が得られればそれで満足するという主張もある。これは「満足化行動」仮説と呼ばれる。しかしながら、「満足する」と「効用を最大化する」とは同義であると考えられる。この考えによれば、効用最大化を図るのに要するコストを効用関数の中に入れれば、「満足化仮説」は「効用最大化行動」として解釈可能である。
- (注3) 銀行規制に関する包括的な論説としては、岩田・堀内(1986)を参照されたい。
- (注4) 非価格競争による調整まで考慮すると、預金市場が不均衡のまま放置されるか否かはそれほど明らかではない。野間(1987)参照。
- (注5) 堀内・大滝(1987)はこのような試みの一つである。
- (注6) この問題に関する文献は枚挙に暇がないほどであるが、たとえば堀内(1980;第3章), 江口(1977), 古川(1985;第2章)を参照されたい。
- (注7) このような主張は珍しいものではない。モデルによる展開は、古川(1985;第2章), 金子(1981)を参照。
- (注8) いうまでもなく、規制当局と金融機関の利害得失にはいろいろなものがみられ、多角的な分析が必要である。たとえば、岩田・浜田(1980)および寺西(1982)は、都銀の国債保有による損失を埋め合わせるものとして、日銀貸出の補助金的性格を位置づけている。
- (注9) 独占では $I=1$, $x_i=T$ であるから、 $H=\left(\frac{T}{T}\right)^2=1$ 。完全競争では、全ての企業が同一サイズとして、 $x_i=\frac{T}{I}$, $\forall i$. $\therefore H=I\cdot\left(\frac{1}{I}\cdot\frac{T}{I}\right)^2=\frac{1}{I}$ 。企業数が無限大の時、 $H\rightarrow 0$ 。
- (注10) アメリカの投資銀行 (investment bank) の序列ははるかに大きく変動しているが、それでも、序列は固定的であり、競争が十分におこなわれていない証拠とされている。White-Pugel(1985)参照。
- (注11) この点はすでに、西川(1973)および堀内(1981)によって指摘されている。
- (注12) 理論的な分析は武田(1985), Monti(1972)。野間(1986, b)は一般均衡モデルを使って、銀行が規模最大化行動をとっているかどうかを明らかにすることの重要性を明らかにしている。
- (注13) Edwards(1977), Smirlock-Marshall(1983)など参照。

第5章 銀行店舗規制の実効性

預金金利を始めとして、各種の金利が規制されてきたために、銀行間競争は主として非価格競争手段に頼らざるを得なかった。非価格競争のなかで、店舗政策は、もしそれが規制されていなかったならば、もっとも強力な手段であったと思われる。それゆえ、銀行間の競争を十分に抑制するために、大蔵省は戦後一貫して、店舗規制を重視してきた。すなわち、「銀行行政とは『銀行店舗行政』であり、銀行行政の歴史は銀行店舗行政の歴史である」とさえ規制当局者によって語られているのである（佐竹・橋口(1967; p. 274)）。具体的には、大蔵省は、各年度に店舗規制の一般方針を公表し、さらに各銀行の希望新設店舗数と希望配置転換数を聴取したのち、各銀行に対してその認可数を内示する。高度成長期には各銀行は競ってその預金量を拡大しようとし、そのために店舗数の拡大を試みてきた。おそらく、この時期には、大蔵省の規制は有効に銀行の店舗数を制約し、各銀行に対する裁量的な規制は、各銀行の規模、シェア、利潤に影響してきたものと想像される。

高度成長期の終焉とともに、日本の金融システムに大きな変化がおきつつある。行政当局は自由化の方向を模索している。短期金融市場、債券流通市場を始めとする各金融市場は競争的になってきている。このような環境の変化のもとで、多くの銀行は高度成長期の店舗政策を再検討し、もはややみくもな店舗の拡張が利益をもたらさず、効率性と利益性を基準に店舗政策を再編成する必要があるとの結論に達したようにみえる。(註1)

第4章で強調したように、公的規制のあり様は、日本の金融システムを理解するための一つの鍵である。本章では、店舗規制をとりあげ、

- イ) 競争制限的規制が多くの期間で実効的に働いてきたこと、
- ロ) その規制は裁量的であり、概して小銀行に有利なように適用されたこと、
- ハ) 金融自由化と共に規制の実効性が低下していること、

などを実証的に明らかにすることにしよう。

「規制が実効的である」とは、規制が実際に銀行の行動を制約していること

である。したがって、規制が実効的であったかどうかは、たんに店舗数の推移を調べるだけでは明らかにできない。業態によって規制の厳格さがちがうかどうかも店舗の増加数を比較するだけでは断定できない。必要なことは、各銀行の希望店舗数と実際の店舗数の比較であるが、民間銀行が希望した店舗数のデータは公表されていない。銀行の店舗数が急速に増加したり、一定に留まったりしたとき、それが当局の規制の結果であるのかそれとも銀行の自発的な選択に基づくものであるかをどうやって知ることができるであろうか？

本章では、銀行の費用関数に店舗数が説明変数として現れるか否かを検定し、その結果に基づいて店舗規制の実効性を判断することにしよう。その判断の根拠は次のようなものである。もし、規制が実効的でなく、各銀行が自らの選択した店舗数を実現することができるのであれば、実現した店舗数はその時点で銀行がおかれた環境に応じた値をとっているであろう。したがって、銀行にとって重要な環境を表している外生変数が適切に費用関数に含まれていれば、店舗数を費用関数に含めても、それ自体は有意な説明力を持たないであろう。逆に、もし店舗規制が実効的であれば、実現した店舗数は銀行にとって最適でなく、費用関数において外生変数として振舞うはずである。したがって、費用関数における店舗数の説明力を見れば、店舗規制が実効的であったかどうかについての有力な情報を得られるはずである。この議論についてのより詳しい検討は第2節でおこなわれる。

さて、次節以下の本格的な分析に進む前に、これまで店舗に関してどのような研究がおこなわれてきたかを簡単に展望しておこう。アメリカにおいては約1/3の州において本店銀行主義（unit banking＝銀行は本店のみで支店の設置が許されない）がとられてきた事情から、店舗設置の効率性に関する関心は高かった。^(注2)そしてその問題意識は当然ながら「本店銀行主義と支店銀行主義（branch banking）のどちらが経済厚生を高めるか？」（Benston(1965) 参照）という問いに集約されてきたのである。しかしながら、本章の主題である、「店舗規制が実効的であったかどうか」という問題はアメリカでは取り上げられたことがなかった。

店舗の効率性は費用関数の推定を通じて探求されてきた。たとえば、Benston(1965)は店舗数のおおまかな分類を表すダミー変数を費用関数に含めて推定をおこなっている。また、Powers(1969)はサンプルを本店銀行と支店銀行

とに分類してその結果を比較している。さらに、最近、Benston et al. (1982) は店舗数をトランスログ費用関数の説明変数に用いて本店銀行と支店銀行の店舗の効率性の相違を調べようとしている。(注3)

日本の店舗規制は多くの期間では銀行の競争を抑制するために実効的に作用したものと想像されるが、いくつかの期間においては銀行が希望する店舗増加数が承認された可能性も否定できない。預金金利規制が厳格におこなわれたことを考えると、店舗規制がどの程度銀行の拡張競争を制約したかは、銀行業の競争度全般を評価するために欠かすことのできない論点であるといえよう。

それにもかかわらず、日本の銀行店舗に関する経済学的分析はこれまであまりおこなわれることがなかった。筆者の知るところでは、わずかに、堀家(1962)、堀内・佐々木(1980)、堀内(1981)を数えるだけである。(注4) このうち、堀家(1962)は店舗数の増加と預金量の増加に密接な関係が存在することを実証的に示し、高度成長期において店舗戦略が重要であったことを明らかにしている。後二者は、都市銀行と地方銀行の民間銀行内でのシェアが長期的に低落している事実を指摘し、その原因は都銀・地銀に対する店舗規制が相互銀行に対する規制よりきびしかったことであることを証明しようとしている。それを明らかにするため、彼らは、各業態の預金シェアの変化率を店舗数の増加率と貸出額の増加率に回帰している。分析は時系列と都道府県のクロスセクションの両方でおこなわれているが、その推定結果は必ずしも明瞭ではない。

本章では、まず、店舗規制の歴史を簡単に展望し、店舗数の増加を業態別に吟味することによって、店舗規制に関して3つの「推測」を提起する。つづいて、この「推測」を経済理論と統計的方法を用いてより厳密に実証する。第2節では具体的なモデルに基づいて検定すべき命題を導出する。第3節は、推定および検定についての具体的な手順を説明する。データの説明もここでおこなわれる。第4節では実証結果をまとめることにしよう。その実証結果をどう解釈するかが最後の第5節で論じられる。

第1節 店舗規制の変遷

1.1 店舗規制の変遷

銀行法、相互銀行法などは銀行店舗の新設や配置転換に当たって大蔵省の許可が必要であると定めている。この条文のもとで、銀行市場の過当競争を避け

表 5-1 店舗規制の変遷

| 期 | 年度 | 新設店舗数 | 配置転換数 | A | B |
|-----|---------|-------------------------|------------|------|------|
| I | 1953~62 | 原則禁止 | 原則禁止 | 1.70 | 0.84 |
| II | 1963~65 | 比較的 自由 1銀行1年当り5店舗 | 比較的 自由 | 2.97 | 1.69 |
| III | 1966 | 完全 禁止 | 完全 禁止 | | |
| | 1967~68 | 1銀行1年当り1店舗 | 1銀行1年当り2店舗 | 0.70 | 0.44 |
| IV | 1969~72 | 1銀行1年当り1店舗 | 比較的 自由 | 1.90 | 1.24 |
| V | 1973~78 | 比較的 自由 | 原則 禁止 | 2.74 | 1.51 |
| VI | 1979~83 | 小型・機械化店舗奨励 | 原則 自由 | 3.29 | 2.65 |

(注) A=店舗数の年率増加率(%)

B=1年度1銀行当りの平均新設店舗数

(出所) 大蔵省銀行局「金融年報」および日銀「統計年報」。

るため、大蔵省は第2次大戦後一貫して銀行の店舗政策を規制してきた。しかしながら、次に見るように、具体的な政策態度はかなりひんばんに変更された。

1953年以前の期間は1949年を境に2つの期間に分けられる。1949年以前は店舗の新設は戦後の復興のために不可欠であり、GHQ、政府はこれを奨励したのに対し、1949年以降は新設は抑制され、配置転換のみが許された。

1953年以降の期間は、大蔵省の態度の変更に従って、おおむね6つの期間に分割できよう(表5-1参照)。(注5)

1953年から1962年の期間Iでは、店舗の新設も配置転換もともに抑制された。それまでの期間に十分な数の店舗と理想的な配置が達成されていると大蔵省が判断したためである。第II期は1963年4月の、いわゆる「行政の自由化通達」によって始まる3年間である。(注6)この通達によれば、店舗の新設は、それが銀行経営と預金者サービスの改善につながると認められる場合に考慮の対象とされることになった。このことは期間Iに比べて、店舗規制がかなり緩和されたことを意味する。具体的には大蔵省は1964年度に1銀行当り5店舗(4店舗と1小型店舗)の増設を認める旨の通達をした。配置転換も、新設地においてトラブルを引き起こさないと認められる限り承認されるようになった。

この規制態度の変更は実際の店舗数にどのように影響したであろうか? これは表5-Iの右端の欄に記載した2つの指標で確かめることができる。第1の指標Aは店舗数の年度増加率(%)である。もう一つは1銀行1年度当りの平均店舗増加数で、Bで表す。これらの指標は、I期とII期をくらべると、Aは1.7%から2.97%へ、Bは0.84店舗から1.69店舗へと急速に増加しているこ

とが分かる。すなわち、大蔵省の規制緩和は実際の店舗数の増加を引き起こしたのである。

1966年度に大蔵省は、「店舗行政を休業」した。これは店舗の新設も配置転換もいっさい許可されない（内示がおこなわれない）という意味である。大蔵省によれば、このような措置がとられたのは、店舗数が過去の4年間（期間II）に充分過ぎるほど増加したためである。この制限的な政策は原則的に1973年度まで続けられたが、実際の態度は年とともに和らげられた。この期間（1966～1973）を配置転換規制の変更に従って、2つの期間に分割するのが適当であろう。1966～68年度の期間IIIでは配置転換も制限されていたが、1969年度から72年度の第IV期ではある程度認められるようになった。

店舗規制は1973年度に大きく改革された。この年、大蔵省は、規制の目的は店舗数を抑制することではなく、店舗の理想的な配置を達成することであると声明を発表した。同時に、新設の基準数は、前年度の2倍に引き上げられた。一方、これとは対照的に配置転換は原則的に禁止となった。AとBの指標はともに期間IIの水準まで上昇しており、この改革の帰結をはっきりと示している。

大蔵省は1979年度に小型店舗並びに機械店舗に関して新しい基準を設け、1行2年度当りにこれらの店舗を4店許可するようになった。この新方式は年々拡大され、小型店舗、機械化店舗の規制は緩められている。1983年度に大蔵省は配置転換の規制を原則として撤廃した。

1.2 店舗規制に関する3つの推測

上記の歴史的概観から、店舗規制についていくつかの推測を引き出すことができよう。第1に、AおよびBの動きが示すように現実の店舗数の推移は規制の強弱と歩調を合わせている。このことはわれわれに次の推測を抱かせる。

〔推測1〕 店舗数に対する規制はほとんどの期間について実効的であった。

第2に、大蔵省は新設店舗数の基準を、1銀行当りの数値で公表している。規制が適用される銀行の規模がどのように考慮されるかは、少なくとも公式には明言されていないが、規制が規模の考慮なしに一律に適用されないことは確実である。規制は、一律あるいは公平というよりも、裁量的、し会的、差別的であったと想像される。新設基準はあくまでも平均的な傾向を表すだけで、実際の許認可は個々の申請の事情を調査して決定されたのである。実際1960年代

には個別銀行の認可状況が大蔵省『金融年報』に記載されている年があるが、これをみると認可店舗数は最低0から最高6店舗に分布している。このような公表された明白なルールにもとづかない規制は、規制当局の力を大いに強めるものであったろうことは想像に難くない。見方によっては権力の乱用ともいえるこの種の規制が重要な役割を果たしていたのが、これまでの日本の銀行行政の特徴であったといえよう。

さて、具体的な店舗数認可に際して、銀行の規模がどのように考慮されたかを見る一つの方法は、業態別の店舗数の増加率を比較することであろう。都市銀行、地方銀行、相互銀行はそのサイズに明白な違いが認められるからである。すなわち、1983年度末で、最小の都市銀行は最大の地方銀行を貸出残高(3431対3430(10億円))および店舗数(183対180店舗)で僅かに上回っているし、平均値で見ると、地方銀行は相互銀行の約2倍の規模(885対380(10億円)；98対58店舗)である。

表5-2には店舗数の増加率 A と、増加数 B を業態別に示している。 B の値を見ると、規模の大きな銀行にはより多くの店舗の新設が認められているので、大蔵省は、銀行の規模を考慮せずに、公表している「基準値」を自動的に適用していたのではないことが明瞭である。一方、指標 A は、店舗数の増加率は相互銀行が最も高く、都市銀行が一番低いことを示している。したがって、大蔵省は、認可店舗数の決定に当たって、銀行のサイズを考慮に入れるものの、その決定は小規模銀行に有利なように成される傾向があったものと思われる。われわれの推測は次のように定式化できよう。

表 5-2 業態別の店舗増加状況

実際の店舗数にもとづく値 (1953~67, 69~83)

| A | | | B | | |
|-----|------|------|------|------|-----|
| 都 銀 | 地 銀 | 相 銀 | 都 銀 | 地 銀 | 相 銀 |
| 1.7 | 2.46 | 3.15 | 3.04 | 1.19 | 1.1 |

大蔵省が許可した新設店舗数にもとづく値 (1968~84)

| A' | | | B' | | |
|------|------|-----|------|------|------|
| 都 銀 | 地 銀 | 相 銀 | 都 銀 | 地 銀 | 相 銀 |
| 1.67 | 2.92 | 3.4 | 3.36 | 2.49 | 1.62 |

(注) A' = 新設許可店舗数 / 総店舗数 $\times 100$

B' = 新設許可店舗数 / 銀行数

(出所) 大蔵省銀行局「金融年報」より作成。

[推測2] 店舗数の規制は小銀行に有利なようにおこなわれた。

表5-2は単に規制が業態別に異なることだけを語っており、規模による相違を明らかにしていないと思われるかもしれない。このような想像が正しくないことは次の式を推定して確かめることができる。

$$T_{1983,i}/T_{1975,i} = a + bT_{1975,i} + w_i$$

ここで、 $T_{1983,i}$ と $T_{1975,i}$ は第*i*銀行の1983年度と1975年度の店舗数を、 w は攪乱項を表す。もし推測2が正しければ、 b は負になるであろう。実際にこの式を回帰すると、全サンプルおよび、都市銀行、地方銀行については b は有意に負になる（推定結果は省略されている）。すなわち、都市銀行、地方銀行については、現存店舗数はその増加率と逆相関する。相互銀行についてはこの符号は負であるものの有意でない。

最後に、近年の銀行経営の動向は次の推測を示唆している。

[推測3] 店舗規制は近年では実効的ではなくなっている。

前節で述べたように、これらの予備的な分析は観察された事実が規制によってもたらされたものかどうか確言するに充分でないことに注意しよう。これらの推測が正しいかどうかを明らかにするには次節以降で展開される経済理論の助けを借りた実証的分析が必要である。

第2節 銀行の費用関数と店舗規制の実効性：分析の枠組み

この節では店舗規制が実効的であったかどうかを検定するために必要な具体的なモデルを構成しよう。以下で用いる記号は次の通りである。

| | |
|----------------------|-------------------|
| C ：各銀行の営業費用 | T ：各銀行の店舗数 |
| B ：各銀行の敷地面積 | r ： B のレンタル価格 |
| N ：各銀行の従業員数 | w ：賃金率 |
| Q ：各銀行の建物以外の非労働投入量 | p ： Q の価格 |
| Y ：各銀行の実質産出量 | |

また、一支店当りの平均量を小文字で表す。すなわち、

$$b = \frac{B}{T}, \quad n = \frac{N}{T}, \quad q = \frac{Q}{T}, \quad c = \frac{C}{T}$$

われわれのモデルの特徴は直感的に明らかである。もし、店舗規制が実効的であれば、店舗数は銀行にとって外生変数であるので、その費用関数は、

$$(5.1) \quad C = F(Y, r, w, p, T)$$

あるいは対数線型近似をとって

$$(5.1)' \quad \ln C = a_0 + a_1 \ln Y + a_2 \ln T + a_3 \ln w + a_4 \ln r + a_5 \ln p$$

と表すことができる。

一方、もし規制が銀行にとって実質的な制約でなければ、銀行は最適な店舗数を選択するであろう。最適店舗数は、外生変数、すなわち、銀行にとっての環境の変化に応じて決定され、それゆえ、これらの外生変数の関数として $T^* = T(Y, r, w, p)$ というように表すことができる。この関係を(5.1)に代入すれば、費用関数は

$$(5.2) \quad C = G(Y, r, w, p)$$

あるいは、近似的に

$$(5.2)' \quad \ln C = a_0 + a_1 \ln Y + a_3 \ln w + a_4 \ln r + a_5 \ln p$$

と表すことができる。

それゆえ、店舗数が費用関数に現れるか、すなわち(5.1)'を推定して a_2 がゼロかどうかを調べることによって、店舗規制が有効であったか否かを明らかにすることができるのである。(注7)

しかしながら、実際には、たとえ店舗規制が実効的でなくても、なんらかの外的な条件によって銀行が店舗数を自由に選択できない可能性は常に存在する。したがって、もし、店舗数が費用関数において有意な説明力を持たなければ店舗規制は実効的でなかったと結論できるが、逆は必ずしも成立しないことに注意しなければならない。すなわち、費用関数に店舗数が現れた場合、そのことは銀行が店舗数を自由に選択できなかったことを示唆しているものの、その原因が必ずしも規制によるとは確言できないのである。それが規制に基づくものかどうかは、前節で見た規制の歴史のような追加的な情報に照らして判断する必要がある。(注8)このような検討は、実証結果が得られた後に、第5節でおこなうことにしよう。

より具体的な仮定のもとで、上記の費用関数(5.1)', (5.2)'を導出してみよう。次の3つの仮定を採用する。

[仮定1]

費用は次式で定義される。

$$(5.3) \quad C = rB + wN + pQ = T(rb + wn + pq).$$

[仮定2]

生産関数は次式で表される。

$$(5.4) \quad Y = aT^t b^f n^g q^h$$

ここで a は定数, t, f, g, h は一定の生産弾力性を表す。

生産量が必ずしも店舗数に比例するとは限らないという仮定が本章の分析にとって重要である。 t は「店舗数の経済性」を表す。この定式化はアドホックであり、銀行の生産過程に関するより基本的なモデルから導出されることが望ましい。しかしながら、この点は、おおかれすくなかれ、規模の経済性に関するこれまでの研究に共通して指摘されることである。すなわち、規模を n 倍にしたときに費用が n 倍に達しない理由は十分に明らかにされているとはいえない。

[仮定3]

銀行は生産要素価格と生産量を所与として費用の最小化を図る。

これらの仮定のもとで、規制が有効であった場合、そうでない場合に対応した費用関数を導出することができる。

規制が有効なケース

この場合費用の最小化は一店舗当りの問題に書き換えることができる。すなわち、

$$\text{Min}_{\{b, n, q\}} c \equiv \frac{C}{T} = rb + wn + pq. \quad \text{s.t.} \quad y = \frac{Y}{T} = ab^f n^g q^h.$$

この問題の解が次式で与えられることはよく知られている。

$$(5.5) \quad c = Ky^{1/m} r^{f/m} w^{g/m} p^{h/m}$$

ここで、 $m = f + g + h$, $K = (f + g + h) (af^f g^g h^h)^{-1/m}$ である。

したがって、

$$(5.6) \quad \ln C = \ln K + \left(1 - \frac{t}{m}\right) \ln T + \frac{1}{m} \ln Y + \frac{f}{m} \ln r + \frac{g}{m} \ln w + \frac{h}{m} \ln p$$

を得る。 $\ln T$ の係数の符号は、 t と m の相対的な大きさに依存する。

規制が有効でないケース

この場合銀行の行動は次式で表される。

$$(5.7) \quad \text{Min}_{\{T, b, n, q\}} C, \quad \text{s.t.} \quad Y = aT^t b^f n^g q^h.$$

この最小化の1階の条件は次のようにまとめられる。

$$\frac{n}{b} = \frac{hr}{tw} [(1-t/h)(1-t/f) - 1],$$

$$\frac{n}{b} = \frac{rg}{wf}.$$

この両式が成立するには、

$$(5.8) \quad t = f + g + h$$

が満たされなければならない。

もし(5.8)が満たされれば、最小化問題は、

$$\text{Min } C, \quad C = rB + wN + pQ,$$

{B, N, Q}

$$(5.9) \quad \text{s.t. } Y = aB^f N^g Q^h.$$

と書き表すことができる。したがって、この場合、 B, N, Q だけが決定され、店舗数 T は不決定である。(5.8)と1階の条件より、

$$(5.10) \quad \ln C = \ln K + \frac{1}{t} \ln Y + \frac{f}{t} \ln r + \frac{g}{t} \ln w + \frac{h}{t} \ln p.$$

が導かれる。

もし $t > f + g + h$ であれば、銀行は可能な限り多くの店舗を建てようとするであろう。生産量を一定と仮定しているのこのことは1店舗の大きさが限りなく小さくなることを意味している。逆にもし、 $t < f + g + h$ であれば、銀行は全ての支店を取り払い(非常に大きな)1店舗だけで営業することが有利だと考えるであろう。明らかにこのような事態は現実にはみられない。このような馬鹿げた結果が得られるのは、実は生産の店舗数弾力性 t を一定と仮定しているコブ・ダグラス関数に問題がある。現実の最適店舗数決定のメカニズムは次のようなものであろう。たとえば、ある店舗数の付近で店舗数の増加が経済的であったとすると($t > f + g + h$)、その銀行は店舗数を増加させるであろう。しかし、店舗数の過度の増加はその経済性(t)を低下させるはずである。結局、銀行は店舗数増加の経済性と1店舗のサイズ増加の経済性がつりあうところまで($t = f + g + h$)店舗を増加させるであろう。コブ・ダグラス関数では、 t, g, f, h をすべて定数であると仮定しているためにこのメカニズムが働かないのである。コブ・ダグラス関数の仮定を捨て、弾力性を店舗数に依存すると仮定すれ

ば、(5.2)式に示したように、 T は一意に決定され、外生変数(Y, w, r, p)の関数として表されたはずである。この場合、銀行が最適店舗数を調整する結果として、 $t=f+g+h$ が実現されており、費用関数は(5.10)式で表されるものとなる。

逆に、もし $t=f+g+h$ であれば、銀行にとって最適な店舗数が実現されていることになる。したがって、「規制が有効なケース」では、(5.6)式に加えて、 $t \neq m$ でなければならない。

実際、これらのことを具体的な生産関数を仮定して証明することが望ましい。しかしながら、ここでは、規制が有効でない場合は、(5.10)式が成立するものとして、分析結果を解釈することにしよう。

第3節 実証分析の方法

3.1 実証にもちいる関数形の定式化

実際に推定を実行するために、次の2つの仮定を追加しよう。

[仮定4]

実質生産量 Y は貸出額 L で充分正確にはかることができる。 L は銀行にとって外生である。

この仮定によって、費用関数を最小自乗推定 (OLS 推定) することが正当化される。銀行の生産物がなにであるかは、長い間議論されてきたがいまだに決着がついていない問題である(たとえば Benston(1972), 蠟山・岩根(1973)参照)。

[仮定5]

機械設備 Q の市場は競争的であり、その結果、全ての銀行は同一の価格 p に直面している。それゆえ、 p はクロスセクション回帰から除外できる。

一方、土地建物のレンタル価格 r は各銀行毎に異なるものと仮定する。地方銀行や相互銀行が原則として1県内に支店を制約されていることを考えると、この想定は妥当なものと思われる。

(5.6)式と(5.10)式を統合すると、店舗規制が実効的であるか否かを検定するための回帰方程式は次のようにまとめられる。

$$(5.11) \quad \ln C = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln T + a_3 \ln w + a_4 \ln r + u$$

| | | | |
|-----|----------------------|-----|-----|
| (+) | (1-a ₁ t) | (+) | (+) |
| (+) | (0) | (+) | (+) |

ここで、 u は攪乱項である。もし規制が実効的であれば、第1行の符号条件が妥当し、実効的でなければ、第2行の符号が観察されるはずである。実際には、次の2つの式を回帰し、帰無仮説 $H_0: a_2=0$ を尤度比検定した。

$$(5.12) \quad \ln C = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln T + a_3 \ln w + a_4 \ln r + u_1$$

$$(5.13) \quad \ln C = a_0 + a_1 \ln L + a_3 \ln w + a_4 \ln r + u_2$$

ここで、 u_1, u_2 は攪乱項である。もし、 H_0 が棄却されれば、規制は実効的であったことになる。

3.2 データ

貸出残高 L 、店舗数 T 、店舗面積 B 、従業員数のような「ストック変数」は年度末の値をとった。一方、費用 C のような「フロー変数」は1年度間の値を用いた。貸金率 w は (給料・手当/従業員数) で算出した。

r のデータには若干詳しい説明が必要であろう。 r としては2つのデータを検討した。一つは、(減価償却費+土地建物賃貸料)/(建物面積) であり、以下では RP とよぶ。もう一つは、府県別の住居費 (家賃と住居の修理費の合計) の指数であり、以下では、 H で表す。後者は総理府が、1971、1976、1980年のデータを公表している。

残念ながら、どちらのデータも、われわれの目的にとって問題なしとはいえない。前者については損益計算書に記載されている減価償却費はほとんど減価償却に関する法律によって決まっており、現実の経済的な原価償却を反映しているとは限らないという点が指摘される。後者については、住居費用は、銀行店舗がおかれるような場所に特定したデータでないことが問題である。さらに、銀行は本店所在県の外にも若干の支店を置くことを認められているので、本店所在県の住居費指数で代表させるのは正確ではない。この要因による誤差は全国的な支店網を持つ都市銀行の場合はかなり大きくなるであろう。

サンプルは、12行の都市銀行、61の地方銀行、71の相互銀行である。(註9) 推定は、全サンプルを用いたものと、各業態別サンプルとでおこなう。 RP のデータを用いた推定は、1974年度から1982年度の各年度について、 H を用いた推定は1976年度と1980年度についておこなった。これらの期間は前節でV期お

よびVI期に分類されたものである。それ以前の期間の状態を調べるために、IV期に属する1971年度の推定もおこなうことにする。

H のデータは総理府統計局、1971年度の推定に用いたデータは全国銀行財務諸表分析および相互銀行財務諸表分析からとった。それ以外のデータは、全て、「日経銀行財務データ」からとられた。このデータファイルは、1974年以降の全国銀行および相互銀行の貸借対照表および損益計算書を記載している。

第4節 弱まりつつある店舗規制：実証結果

費用関数の推定結果を表5-3に示そう。ほとんど全ての係数が1%の有意水準で期待される符号条件を満たしている。とくに $\ln L$ の係数の有意度は高い。推定結果は、建物の価格として H を用いても RP を用いても、 $\ln r$ の係数の大きさ以外はほとんど変わらない。 $\ln T$ の係数は(5.12)式では有意に正であり、また、 $\ln r$ の係数は(5.13)式では有意でない年度があるが(5.12)式では常に有意になっている。この事実は規制が実効的であったという仮説を支持している。

実際、表5-4に示されているように、 $\ln T$ の係数 a_2 が0という帰無仮説 H_0 (規制は実効的でない)は推定期間を通じて1%の有意度で棄却される。

次に店舗数に対する規制が業態によって異なっているかどうかを吟味しよう。そのために、サンプルを業態別に分割し、(5.12)~(5.13)を回帰する。紙面の節約のために、費用関数の推定値は省略されている。

都市銀行はサンプル数が少なく自由度が小さいので信頼度に問題があるものの、 $\ln L$ 、 $\ln T$ の係数は有意であり、フィットも良好である。地銀・相銀については満足できる推定結果である。 $\ln T$ の係数は都銀・地銀では0.3程度で有意であり、相銀では0.1程度で有意度も低い。

尤度比検定の結果を表5-5に示そう。 $\ln T$ の係数がゼロであるという帰無仮説 H_0 は地方銀行については明白に棄却される。都市銀行についても最後の年を除いて、5%の有意水準で棄却される。興味深いことに、相互銀行については1974年度(推定期間の最初の年)を除いて、この帰無仮説は棄却されない。これらの結果は r のデータとして H を使おうと RP を使おうと同じである。すなわち、この検定は店舗規制が地方銀行と都市銀行について実効的であるが、相互銀行については1975年度以降は実効的でないということを示している。し

表 5-3 銀行の費用関数の推定結果

| 年 度 | 定数項 a_0 | $\ln L$ a_1 | $\ln T$ a_2 | $\ln w$ a_3 | $\ln r$ a_4 | \bar{R}^2 |
|-----------------------|--------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------|
| r のデータに H を用いた推定 | | | | | | |
| 1976 | -3.814 | 0.791 | 0.139 | 0.359 | 0.440 | 0.989 |
| | -6.720 | 27.160 | 2.800 | 4.570 | 3.190 | |
| | -3.752 | 0.867 | | 0.325 | 0.348 | 0.989 |
| | -6.460 | 77.370 | | 4.080 | 2.530 | |
| 1980 | -5.613 | 0.710 | 0.257 | 0.453 | 0.900 | 0.989 |
| | -3.580 | 21.630 | 4.510 | 5.660 | 2.470 | |
| | -3.443 | 0.848 | | 0.434 | 0.271 | 0.988 |
| | -2.170 | 66.470 | | 5.090 | 0.750 | |
| r のデータに RP を用いた推定 | | | | | | |
| 1974 | -0.704 | 0.736 | 0.194 | 0.277 | 0.162 | 0.991 |
| | -2.660 | 24.550 | 4.010 | 3.760 | 5.710 | |
| | -1.451 | 0.849 | | 0.213 | 0.111 | 0.989 |
| | -7.350 | 74.800 | | 2.810 | 4.160 | |
| 1976 | -1.007 | 0.750 | 0.179 | 0.357 | 0.137 | 0.990 |
| | -3.450 | 23.710 | 3.540 | 4.660 | 4.200 | |
| | -1.690 | 0.854 | | 0.318 | 0.095 | 0.989 |
| | -7.410 | 68.280 | | 4.030 | 3.010 | |
| 1978 | -1.078 | 0.724 | 0.216 | 0.432 | 0.113 | 0.989 |
| | -3.710 | 21.570 | 3.860 | 5.120 | 3.100 | |
| | -1.851 | 0.844 | | 0.397 | 0.063 | 0.987 |
| | -8.430 | 63.890 | | 4.520 | 1.760 | |
| 1980 | -1.242 | 0.717 | 0.242 | 0.439 | 0.087 | 0.989 |
| | -4.270 | 22.130 | 4.340 | 5.470 | 2.190 | |
| | -2.085 | 0.847 | | 0.429 | 0.032 | 0.988 |
| | -9.070 | 65.030 | | 5.030 | 0.810 | |
| 1982 | -1.097 | 0.690 | 0.294 | 0.359 | 0.799 | 0.988 |
| | -3.870 | 20.980 | 5.070 | 4.100 | 2.320 | |
| | -2.105 | 0.844 | | 0.375 | 0.018 | 0.985 |
| | -9.590 | 60.870 | | 3.950 | 0.510 | |

(注) 従属変数は $\ln C$ 、サンプル数は144。
上段は係数値、下段は t 値。

たがって、店舗規制は小銀行に有利なように運用されたというわれわれの推測 2 は支持される。

以上の推定は期間 V と VI に限定されている。推測 1 を吟味するにはそれ以前の期間を分析する必要がある。しかしながら、1974年度以前についてはこれまでと同様な分析をおこなうに足るデータを得ることができない。まず、 RP のデータを算出することができない。そこで、 H のデータが公表されている1971年度について、(5.12)と(5.13)式を推定しよう。貸金率のデータが得られ

表 5-4 全サンプルにもとづく H_0 の検定結果

| 年 | H_0 | |
|------|----------|----------|
| | χ^2 | 上側確率 (%) |
| | | $r=H$ |
| 1976 | 7.920 | 0.489* |
| 1980 | 19.640 | 0.001** |
| | | $r=RP$ |
| 1974 | 15.740 | 0.007** |
| 1975 | 14.190 | 0.017** |
| 1976 | 12.400 | 0.043** |
| 1977 | 13.820 | 0.020** |
| 1978 | 14.600 | 0.013** |
| 1979 | 16.610 | 0.005** |
| 1980 | 18.270 | 0.002** |
| 1981 | 28.880 | 0.000** |
| 1982 | 24.450 | 0.000** |

(注) ** : $H_0(a_2=0)$ が 1% の有意水準で棄却されることを示す.

* : $H_0(a_2=0)$ が 5% の有意水準で棄却されることを示す.

サンプル数=144.

ないために推定式から $\ln w$ は除外されている。

$\ln T$ の係数は相銀を含めた全ての業態について有意であり (ただし都市銀行は10%有意水準でしか有意でない), $\ln r$ の係数は(5.13)よりも(5.12)において有意度が高い (推定結果は省略されている)。この結果は店舗数に関する規制が期間IVにおいてはすべての業態に対して実効的であったことを示唆しており, 推測1を支持するものである。

推定結果から, 近年店舗規制の実効性が低下しているかどうかについて明確な判断を下すのは困難である。都銀から相銀までを一括してサンプルとした検定からは規制の実効性の低下はうかがわれない。業態別の推定によっても, 都銀または地銀をサンプルとする場合には規制の実効性の低下はうかがわれない。しかし, 相銀を対象とする検定からは, 1975年~82年に関して規制は実効的でなく, 1974年と71年については実効的であるとの結果が得られている。この最後の結果は, 近年店舗規制の実効性が低下しているという推測3を支持するものといえよう。しかしながら, この推測に確固たる答えを与えるにはより長期間にわたる検討が必要であることはいうまでもない。

表 5-5 H_0 の検定結果(業態別)

| 年 | 都市銀行 | | 地方銀行 | | 相互銀行 | |
|------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| | χ^2 | 上側確率(%) | χ^2 | 上側確率(%) | χ^2 | 上側確率(%) |
| 1974 | 7.538 | 0.603** | 5.733 | 1.352* | 7.433 | 0.640* |
| 1975 | 7.502 | 0.616** | 13.407 | 0.025** | 3.120 | 7.734 |
| 1976 | 6.628 | 1.003* | 13.070 | 0.030** | 1.677 | 19.532 |
| 1977 | 5.806 | 1.597* | 13.969 | 0.019** | 1.903 | 16.774 |
| 1978 | 5.929 | 1.489* | 13.023 | 0.031** | 2.112 | 14.615 |
| 1979 | 5.304 | 2.128* | 15.241 | 0.009** | 1.965 | 16.098 |
| 1980 | 6.395 | 1.141* | 15.030 | 0.011** | 1.841 | 17.483 |
| 1981 | 4.360 | 3.679* | 21.695 | 0.000** | 2.636 | 10.447 |
| 1982 | 3.783 | 5.187 | 18.570 | 0.002** | 2.673 | 10.206 |

(注) 表 5-4 の注参照。

第5節 結 び

本章では、預金金利規制と並んで重要な競争制限的規制であった店舗規制の実効性を、費用関数の推定を通じて明らかにした。われわれの結論は次のようにまとめることができる。

- (1) 店舗数に対する規制はおおむね実効的であったが、1975年度以降その実効性は低下している可能性がある。
- (2) 規制は相互銀行に対するよりも都市銀行、地方銀行に対してより厳格におこなわれた。

さらに、詳細な説明は省略するが、補論で示すように、同様の分析によって、次の点も明らかにされた。

- (3) 店舗面積に対する規制は実効的でなかった。

これらの分析結果は、公的規制が果たした役割に関するわれわれの見解(第4章参照)と整合的である。まず、規制が実際に非価格競争を制限するうえで重要な役割を果たしていたことが明らかにされた(結論1)。そして、その規制は、一律に適用される「ルールに基づいたもの」というよりむしろ恣意的、差別的であり、各銀行との「人格的關係」を反映したものであることを示唆している(結論2)。

本章の分析はかなり荒削りなもので、多くの問題が残されている。最後にこれらの問題点を注意して本章を締めくくりにしよう。

まず、第2節で説明したように、ここで得られた結果のうち、相互銀行については店舗数が費用関数に現れないという結果は規制が実効的でないことを示唆していると解釈できるものの、それ以外の銀行について店舗数が有意であるという結果は単に土地や建物が銀行にとって固定的生産要素であることを示しているだけで、その原因については明らかにしていない。この結果が、店舗規制の実効性を示しているかどうかについては実証結果と店舗規制の変遷とを突き合わせてみるなどの、追加的な考察が必要である。しかしながら次にあげるような理由から、われわれの実証結果は店舗規制の実効性に対応していると考えて大過ないと思われる。

- (1) われわれは検定の結果が銀行の業態や推定の期間で異なっていることを見いだしている。もし、店舗数が銀行の選択変数であり、長期的考慮から調整が遅れているだけであると主張するならば、なぜある業態や期間については土地建物が固定的生産要素であり、他の業態や期間についてはそうでないかを説明できなければならない。一方、この結果は店舗規制に関する記述的な分析から導かれたわれわれの「3つの推測」と整合的である。
- (2) われわれは店舗面積は固定的生産要素でないという結果を得ているが、もし店舗数が銀行の選択変数であるならば、店舗数と店舗面積がこのような異なった性質を示すとは考えられない（補論参照）。
- (3) これまでの多くの研究が、クロスセクション分析で推定されるのは長期費用関数であると主張している。例えば、Walters(1963)の展望論文では、全てのクロスセクション回帰が長期費用関数の推定に分類されているし、最近では、トランスログ関数の推定において同様の仮定が用いられている(Christensen-Greene(1976))。(注¹⁰)もし、長期費用関数に数量が現れるならば、それは経済主体にとって、外生的に決定された変数にほかならない。

本章の分析の第2の問題点は、本章の分析では国内支店のみが対象とされ、海外店舗が視野に入っていないことである。近年、海外業務の重要性が増していることを考えると、海外店舗に対する規制が実効的であるか否かは興味ある問題である。この規制は、あるいは以前よりも厳格になっているかもしれない。

第3に、本章で前提した、コブ・ダグラス生産関数の仮定は店舗数の内生的

決定問題を扱うには不適切であった。たとえば、トランスログ費用関数を仮定して、 $\ln T$ を含む全ての項の係数=0をテストするという方法も試みる価値がある。

第4に銀行の生産量が外生であるという仮定は少なくとも長期では疑問である。しかし、一方、規模が内生的に選択されるとすると、規模の経済性の存在する場合をどのように定式化したら良いのであろうか？ この疑問は、本章が採用したアプローチを根本から見直すことを要請している。

[補論] 店舗面積規制の実効性

店舗規制は単に店舗数を規制するだけではなく、具体的な店舗の建設案までも対象としていたかもしれない（大月高監修『実録戦後銀行行政史』参照）。この補論では、店舗の面積も実効的に規制されていたかどうかを検討する。

店舗数だけでなく、店舗面積も実効的に規制されている場合は、銀行の行動は次のように定式化される。

$$\begin{aligned} \text{Min } c_v &= C/T - rb = wn + pq \\ &\{n, q\} \\ \text{s.t. } y &= Y/T^t = ab^f n^g q^h. \end{aligned}$$

ここで、 c_v は一店舗当りの可変費用を表す。この問題の解は

$$\begin{aligned} \ln(C_v - rb) &= \ln K + 1/m' \ln Y + (1-t/m') \ln T - (f/m') \ln b \\ &\quad + (g/m') \ln w + (h/m') \ln p \end{aligned}$$

と表される。ここで、 $m' = g + h$ 、 $K = (g+h)(ah^h g^g)^{-1/(g+h)}$ である。したがって推定すべき回帰方程式は

$$\ln C_v = d_0 + d_1 \ln L + d_2 \ln T + d_3 \ln w + d_4 \ln r + d_5 \ln b + u_4$$

(+) (?) (+) (0) (-)

となる。もし、 d_4 がゼロで d_5 が負であれば、店舗面積に対する規制が実効的であったと結論できよう。しかしながら、推定の結果、ほとんどの場合 d_4 と d_5 は有意に正であった。したがって、店舗面積に対する規制は実効的でなかったと結論される。

第5章 注

- (注1) たとえば、協和銀行は、1985年に、3年間に25店を減少する方針を発表した。これは当行の10%の減少に相当する。
- (注2) ゴムレベ・ホーランド(1982)参照。
- (注3) この他にGreenbaum(1967), Benston(1972), Longbrake-Haslem(1975), Sherman-Gold(1985), Nelson(1985)を参照されたい。特に、最後の2つは、支店毎のデータを用いて新しいアプローチで分析をおこなっており興味深い。
- (注4) この他、辰巳(1984)は記述的ではあるが、店舗の役割をさまざまな観点から分析している。
- (注5) 以下の叙述は主として、小林(1979)によっている。また、全銀協(1985)も参照されたい。
- (注6) 2つの通達とは、「銀行経営上留意すべき事項について」および、「普通銀行の監督に関する行政事務取扱方について」である。
- (注7) もう少し厳密には次のようにいえよう。もし、規制が実効的であれば、店舗数を説明変数にくわえた(5.1)が正しい定式化であり、(5.2)には定式化の誤りがある。したがって、(5.1)は(5.2)よりも有意な説明力の増加があるであろう。一方、もし規制が実効的でなければ、店舗数を説明変数として加えてもその情報はすでに Y, r, w, p によって使われているはずであるので、式全体の説明力は増加しないと考えられる。
- (注8) もう少しフォーマルにこの問題を扱うには規制当局の意思決定関数を明示的に想定し、時系列的に規制当局の設定する店舗数と銀行が希望する店舗数のうち小さい方が実現するとして分析をおこなうことが考えられる。読者はこれが、第1章で展開された不均衡分析と基本的に同一であることに気が付かれるであろう。
- (注9) 東京銀行、沖縄銀行、琉球銀行がサンプルから除かれている。
- (注10) この他に、Nerlove(1965; p. 117), Borts(1954; p. 323), 井沢(1983)を参照されたい。しかしながら、厳密に言えば、この主張が成立するには次の2つの条件が成立しなければならない。一般的に、銀行は短期費用関数上のどこかで操業しているが、短期費用曲線の包絡線である長期費用関数上にいるとは限らない。しかし、もし銀行が短期の調整を完了していれば、長期費用関数上の点で操業しているであろう(Lomax(1952)参照)。この条件にくわえて、もし、サンプルである銀行の規模が大きく違っていれば、クロスセクションデータは、長期費

用関数の推定に十分な情報を与えるであろう(Johnston(1960;p. 83)参照)。逆に、短期の調整が完了していないか、銀行の規模が似通ったものであれば、クロスセクションデータから長期費用関数の形状を推測することは不可能である。本章のケースでは、銀行の店舗数と規模は十分に広い範囲に散らばっている。しかし、短期の調整が完了しているかどうかについては、どのように評価すべきか不明である。

第6章 規模の経済性とその源泉

規模の経済性についてはわが国においても比較的数多くの分析がおこなわれてきた。しかしこれまでに確立された実証的事実と呼べるものは意外に少ない。わずかに、「規模の経済性は大きくはないもののみとめられる」という命題をあげることができるにすぎない。本章では、銀行業における規模の経済性について、従来よりも多角的な分析を加えることにしよう。

あらかじめ各節の構成とその結論を要約しておこう。まず、第1節において、これまでの実証研究の結果を簡単に要約し、その問題点を指摘する。つづいて、第2節で、コブ・ダグラス費用関数を用いて、都市銀行、地方銀行、相互銀行（以下、それぞれ都銀、地銀、相銀と略す）の業態別に規模の経済性を推定し、その大きさの年次変化を調べることによって、銀行業の規模の経済性に関する最近の「定型的事実」を明らかにする。とりわけ、都銀の規模の経済性が急速に増大していることが見いだされる。また、貸金率の係数が、地銀、相銀については有意に正であることを示す。それにより、費用関数の説明変数から貸金率を除外すべきでなく、それを除外していた従来の諸研究は規模の経済性を過小に評価していたことがわかる。

第3節は規模の経済性の原因の追求にあてられる。まず、3.1節では、見いだされた規模の経済性の少なくとも一部は規制に根ざすものでなく、純粋に貸出と資源消費との技術的な関係に起因する性質であることが主張される。3.2節では、都銀内部での格差拡大が都銀全体として急速に規模の経済性の増大している一因であることを示す。また3.3節では、産出量の指標として採用した貸出残高を、貸出件数と一件当りの貸出残高（以下貸出サイズと呼ぶ）に分解し、各業態の規模の経済性がどちらに由来しているのかも検討する。近年の都市銀行の規模の経済性強化は、貸出サイズの経済性の増大によるものであることが明らかにされる。3.4節では技術進歩が規模の経済性に与えた影響を評価する。最終節は、分析の問題点および将来の課題の叙述に当てられる。

第1節 はじめに

1.1 規模の経済性の定義

企業の生産規模を拡大したときに生産の効率性がよくなることを規模の経済性があるという。いかえれば、規模の経済性とは、生産要素の投入量を増加させたとき、生産量が比例的以上に増大すること、あるいは生産費用が比例的以下にしか増加しないことであると定義される。この両方の定義は一定の（緩い）条件が満たされれば同値である。

まず、規模の経済性の条件を数式を用いて表しておこう。Yを産出量、Xを投入量ベクトルとして、生産関数を、 $Y=f(X)$ と書くことにする。規模の経済性とは生産要素の投入量を全てn倍にしたときに産出量がn倍以上になることをいうのであるから、

$$(6.1) \quad f(nX) \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} nf(X) \text{ ならば, 規模の収穫 } \begin{cases} \text{逓増 (規模の経済)} \\ \text{一定} \\ \text{逓減 (規模の不経済)} \end{cases}$$

と定義される。

(6.1)式を次のように変形すると操作しやすい尺度が得られる。(注1)すなわち

$$(6.2) \quad \sigma \equiv \frac{\partial f(nX)/\partial n}{f(nX)/n} = \frac{\partial \log(f(nX))}{\partial \log n}$$

を用いて

$$\sigma \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} 1 \text{ ならば, 規模の収穫 } \begin{cases} \text{逓増 (規模の経済)} \\ \text{一定} \\ \text{逓減 (規模の不経済)} \end{cases}$$

と定義される。

一方、費用関数を $C=g(Y,P)$ と書くと、

$$(6.3) \quad g(nY,P) \begin{cases} < \\ = \\ > \end{cases} ng(Y,P) \text{ のとき, 規模の収穫 } \begin{cases} \text{逓増 (規模の経済)} \\ \text{一定} \\ \text{逓減 (規模の不経済)} \end{cases}$$

と定義される。ここでPは投入物の価格ベクトルである。生産関数の場合と同様の計算により、

$$(6.4) \quad \eta \equiv 1 - \frac{\partial \log g(Y,P)}{\partial \log Y}$$

を用いて

$$\eta \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} 0 \quad \text{ならば, 規模の収穫} \begin{cases} \text{逓増 (規模の経済)} \\ \text{一定} \\ \text{逓減 (規模の不経済)} \end{cases}$$

と定義される。

1.2 規模の経済性は小さいか？：従来の研究の展望

規模の経済性に関する代表的な実証研究は、つい最近まで、西川(1972)、蠟山・岩根(1973)、田村(1972)を数えるに過ぎなかった。これらはいずれも、コブ・ダグラス型費用関数

$$(6.5) \quad \ln C = a + b \ln Y, \quad \text{ここで } C \text{ は費用, } Y \text{ は産出量を表す}$$

をクロスセクションで都銀と地銀に分けて推定している。(注2) 推定時期は1960年代で、日本の銀行業にはあまり大きくないものの規模の経済性があり、それは地銀よりも都銀の方が大きいというほぼ似通った結論を得ている。3つの研究は銀行の産出量の尺度として何をとるかで異なっている。すなわち、西川は預金残高を、蠟山・岩根は銀行の粗所得を、田村は貸出残高を銀行の産出量の尺度としている。この3論文は、1960年代に大蔵省が推進した銀行の大型合併に反論するという政治経済的意図に基づいた、しかしそれにもかかわらず(それゆえに?)、当時としては手堅い実証研究として高く評価できる。

しかしながら、検出された規模の経済性がきわめて小さいといえるかどうかは疑問である。そもそも、「大きい」とか「小さい」とかは主観的判断であり、客観的尺度で表すことはきわめてむずかしい。可能なことは、規模の経済性による費用の節約額を具体的に例示することによって、判断の材料を提供することであろう。

西川(1973)は銀行の限界費用の大きさを計算してこの問題に答えようとしている。(注3) 限界費用とは産出量が1単位(たとえば100円)増加したときに費用がいくら増加するかを表すものであり、次のようにして計算される。

$$(6.6) \quad dC/dY = AbY^{b-1}, \quad \text{ここで, } A = e^a.$$

したがって、限界費用は a, b の値のほかにも規模の大きさ Y にも依存し、 b が1より小さいとき(規模の経済性があるとき)規模の増大と共に減少することがわかる($d^2C/dY^2 < 0$)。しかしその減少の程度は次第に小さくなる($d^3C/dY^3 > 0$)。

限界費用よりも総費用の節約額を見る方が、直感的にその大きさを判断するのに役立つかもしれない。そこで、銀行合併によって、どれだけ総費用が節約されるかを計算してみよう。規模 Y_1 、費用 C_1 の銀行と Y_2 、 C_2 の銀行が合併したとしよう。その規模は $Y_1 + Y_2$ になる。費用を C と書くと、 $C = A(Y_1 + Y_2)^b$ 、 $C_1 = AY_1^b$ 、 $C_2 = AY_2^b$ 。ゆえに、総費用の節約の割合は、

$$(6.7) \quad \frac{C_1 + C_2 - C}{C_1 + C_2} = 1 - \frac{A(Y_1 + Y_2)^b}{A(Y_1^b + Y_2^b)}$$

で与えられる。2つの銀行が同規模のケースは具体的な数値が簡単に計算できる。 $Y_1 = Y_2 \equiv Y$ と書くと、節約の割合は

$$(6.8) \quad 1 - \frac{C}{C_1 + C_2} = 1 - \frac{(2Y)^b}{2Y^b} = 1 - 2^{b-1}$$

規模の弾性値が0.5~1.0の時、同規模合併による総費用の節約の割合は表6-1のようになる。たとえば、規模の弾力性が0.8の時、同規模合併による総費用の節約は13%に達する。費用の節約が大きいのか、小さいかはあくまで価値判断の問題でしかないが、総費用（人件費+物件費）の10%にも達する節約は少なくとも銀行の立場からは決して無視できないものであろう。

合併ではなく、銀行がわずかな額だけ規模を拡大したとき、比例的に費用が増加する場合に比べてどれだけ費用が節約されるかを見ることも、規模の経済性の節約効果を直感的に判断する材料になるであろう。このとき、費用が節約される割合は $1 - b$ となる。(註4) 表6-1の下行に示したように、これは同規模合併の場合よりも大きな値である。

われわれは、従来の研究で検出された銀行業（都銀・地銀）における規模の経済性が、少なくとも銀行自身にとって無視できない程度のものであると考えるが、そのことが直ちに銀行合併を支持するという意見につながらないことに注意しなければならない。なぜならば、これまでの合併の経験から、少なくとも

表 6-1 規模の経済性による費用の節約の割合

| 費用の規模弾力性 b | 1.0 | 0.9 | 0.8 | 0.7 | 0.6 | 0.5 |
|-----------------------------|-----|------|------|------|------|------|
| 同規模合併 (%) | 0.0 | 6.7 | 13.0 | 18.8 | 24.2 | 29.3 |
| 微少な規模の増大 ($1 - b$) (%) | 0.0 | 10.0 | 20.0 | 30.0 | 40.0 | 50.0 |

もしばらくのあいだは、合併銀行には非効率が現れ、合併の利益は容易にあらわれないことが知られているからである。(注5) また、合併による大銀行の出現は、銀行業の寡占化をますます強める可能性がある。規模の経済性は合併の是非を考える際の一つの材料にすぎない。

銀行の規模の経済性に対する関心はその後しばらく衰えていたが、最近になって再び注目を集めるようになってきている。金融自由化によって銀行業の産業組織が大きな転換を迫られ、それを支えている公的規制も再設計を余儀なくされている事実がこの変化の背景にある。最近の主要な研究としては、蠟山・首藤(1981)、黒田・金子(1985)、吉岡・中島(1987)をあげることができる。このうち後二者は、指数理論を使って規模の経済性を推定している点に特徴がある。また、黒田・金子は推定手法の新しさもさることながら、そこで推定された費用関数に基づいて銀行の貸出行動を定式化している点、きわめて興味深い。銀行行動のモデルをつくる際にこのような作業は是非とも必要なものであった。

銀行業の多角化の経済については、首藤(1985)および粕谷(1986)が存在し、前者はその存在を否定、後者は肯定している。この結論の違いは、貸出の結合生産物として何をとるかに主として依存しているように思われる。

第2節 規模の経済性——各業態の特徴と変化——

規模の経済性に関するわが国の諸研究は、最近発表された黒田・金子(1985)および吉岡・中島(1987)以外は次式を採用してきた。

$$(6.9) \quad \ln C_i = a_0 + a_1 \ln Y_i \quad i=1,2,\dots,I$$

ただし、 C は営業費用、 Y は何らかの指標で表示した産出量、 i は第 i 銀行を表す。この推定式はどのような仮定のもとで正当化されるであろうか。

一般に、生産関数がコブ・ダグラス型である時、それと双対な費用関数は、生産要素価格 p_k ($k=2,3,\dots,K$)にも依存し、次式のように表される。

$$(6.10) \quad \ln C_i = a_0 + a_1 \ln Y_i + \sum_{k=2}^K a_k \ln p_{ik}$$

生産要素市場が競争的で、すべての銀行が同じ生産要素価格に直面している場合にのみ、つまり、すべての i について

$$p_{ik} = \bar{p}_k \quad k=2,\dots,K$$

である場合にのみ、(6.10)式は

$$(6.11) \quad \ln C_i = (a_0 + \sum_{k=2}^K a_k \ln \bar{p}_k) + a_1 \ln Y_i$$

となり、 p_k の項を定数項に含めることができる。したがって、生産要素市場が完全競争の場合しか、(6.9)の使用は正当化されない。

(6.9)の使用に関してわが国の銀行業には特に考慮しなければならないことがある。それは、地銀、相銀においては支店配置が地域的に限定されている点である。地銀、相銀に対する銀行局通達によれば、「地方銀行及び相互銀行の店舗の新設地域は、本店所在都道府県内とする。ただし、経済交流の実態等から特に必要と認められる場合に限り、経営内容等を勘案のうえ、隣接都道府県、隣々接都道府県または当該銀行の営業基盤と緊密な経済交流のある遠隔地における設置を認めるものとする。」(昭和52年版「銀行局現行通達集」p. 166)となっている。全国銀行および相互銀行の都道府県別店舗数は、『日本金融名鑑』(1985)に記載されているが、それによれば、この通達はかなり良く守られていることがわかる。

通常の物品ならば、それを購入する際購入者自身が所在地を変更する必要はないであろう。しかし、労働力についてはそうではない。労働力の購入可能な範囲は労働者の通勤可能圏に限られ、それを移動させるには相対的に多額の費用がかかるから、銀行の営業地域が制限されることによって、銀行が労働者を雇用する市場も限られることになる。それゆえ、貸金率を定数項に含めることは、クロスセクション分析においても、適切でないであろう。本節ではこの問題を検討することにしよう。

本章では、生産要素は資本と労働であり、生産物は貸出残高であると考え。したがって、生産関数は、

$$(6.12) \quad L = f(K, N)$$

と表される。(6.12)と双対な費用関数は、費用 C としては物件費と人件費の合計 ($C = wN + pK$) と定義して、

$$(6.13) \quad C = g(L, w, p)$$

となる。ここで、 w は貸金率、 p は資本のレンタル価格である。(注6)

p については、労働に比して完全競争の可能性が高いから、すべての銀行が同一の p に面していると仮定しよう。 p について信頼性の高いデータを得ることは極めて困難なので、この仮定はしばしば採用されるものである。

これらの前提のもとでは、推定すべき式は

$$(6.14) \quad \ln C_i = a_0 + a_1 \ln L_i + a_2 \ln w_i + u_i \quad i=1,2,\dots,I$$

となる。ここで u は i.i.d. と仮定された攪乱項である。

われわれは、他の多くの研究にならって貸出 L は外生的であると仮定する。もしこの2つの仮定が満たされていれば、(6.14)を最小自乗推定 (OLS 推定) することによって望ましい性質 (BLUE と略称される) を持った推定値が得られる。

推定された係数のうち a_1 は、

$$a_1 = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln L}$$

であるから、貸出が1%増加したときに経費が何%増加するかを示したもの、つまり経費の規模弾力性である。したがって、

$$\eta = 1 - a_1$$

が規模の経済性の指標となり、 η が正であれば規模の経済性あり、そして η が大きければ大きいほど規模の経済性が強いと判定される。また、係数 a_2 は経費に対する貸金率の影響を表しており、これが有意に正であるならば、貸金率を推定式に含めるべきであると結論される。

銀行合併のない1974年から1982年までを対象期間とし、各年度についてクロスセクション分析をおこなう。サンプルは都銀12行、地銀61行、相銀71行、およびそれらの合計 (以下、全体と呼ぶ) 144行である。(注7)

w を入れた費用関数の a_1 と a_2 の推定結果を隔年に表6-2に示す。また、各業態の右端の列には w を入れない場合の a_1' の推定値を示す。貸金率の係数 a_2 は、都銀においては有意度の低い年度が多いが、他業態では有意に正である。(注8) したがって、地銀や相銀を含めて銀行全体を分析対象とする場合には、費用関数に貸金率を加えるべきであろう。

さて、(6.14)のように貸金率を含めた定式化が正しいとすると、それを落としていた従来の研究は規模の経済性を過小評価 (経費の弾力性を過大評価) していたことになる。(注9) そしてその大きさは、 a_1 と a_1' の比較によればおよそ5%程度であると思われる。

図6-1には表6-2に示した経費の弾力性 a_1 の推移を業態別に示している。これらの図表から、次の点が確認できる。

表 6-2 貸金率を考慮した費用関数の推定

推定式 $\ln C = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln w$

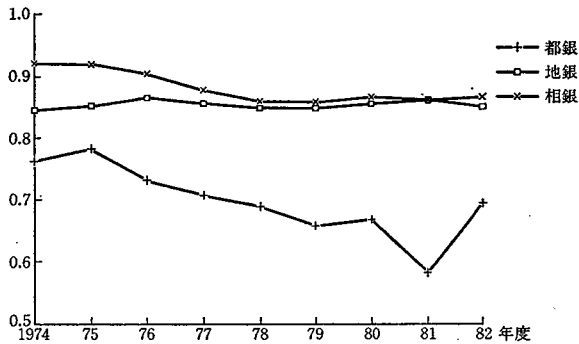
| 年度 | 全 体 | | | | 都 銀 | | | |
|------|------------------|-----------------|-------------|-------------------|-----------------|-----------------|-------------|------------------|
| | a_1 | a_2 | \bar{R}^2 | a_1' | a_1 | a_2 | \bar{R}^2 | a_1' |
| 1974 | 0.869 (80.86) | 0.225 (2.82) | 0.988 | 0.889 (107.13) | 0.761 (8.54) | 0.647 (0.73) | 0.919 | 0.800 (11.53) |
| 1976 | 0.872 (77.47) | 0.341 (4.23) | 0.988 | 0.904 (104.02) | 0.732 (8.33) | 1.077 (1.10) | 0.902 | 0.779 (10.02) |
| 1978 | 0.854 (70.22) | 0.386 (4.37) | 0.987 | 0.891 (98.76) | 0.687 (9.05) | 1.278 (1.74) | 0.909 | 0.736 (9.53) |
| 1980 | 0.850 (69.23) | 0.432 (5.08) | 0.988 | 0.896 (99.01) | 0.666 (8.73) | 1.229 (1.76) | 0.882 | 0.683 (8.21) |
| 1982 | 0.846 (65.59) | 0.372 (3.39) | 0.986 | 0.882 (94.07) | 0.693 (7.85) | 0.629 (0.85) | 0.877 | 0.723 (9.05) |

| 年度 | 地 銀 | | | | 相 銀 | | | |
|------|------------------|-----------------|-------------|------------------|------------------|-----------------|-------------|------------------|
| | a_1 | a_2 | \bar{R}^2 | a_1' | a_1 | a_2 | \bar{R}^2 | a_1' |
| 1974 | 0.854 (38.63) | 0.426 (2.54) | 0.974 | 0.875 (45.02) | 0.921 (46.44) | 0.251 (2.59) | 0.976 | 0.945 (51.46) |
| 1976 | 0.865 (37.42) | 0.390 (2.71) | 0.969 | 0.894 (41.39) | 0.903 (42.45) | 0.347 (3.34) | 0.975 | 0.942 (49.06) |
| 1978 | 0.847 (38.64) | 0.353 (2.36) | 0.972 | 0.873 (44.38) | 0.859 (34.56) | 0.325 (2.52) | 0.965 | 0.896 (42.40) |
| 1980 | 0.855 (40.18) | 0.406 (2.90) | 0.976 | 0.889 (47.04) | 0.866 (95.90) | 0.284 (2.28) | 0.968 | 0.899 (44.73) |
| 1982 | 0.849 (41.51) | 0.234 (1.89) | 0.975 | 0.867 (46.98) | 0.866 (34.23) | 0.239 (1.56) | 0.961 | 0.887 (41.16) |

(注) カッコ内は t 値。95%有意水準は全体、都銀、地銀、相銀、それぞれ1.97、2.18、2.00、1.99である。
 a_1' は貸金率を入れない場合の $\ln L$ の係数の推定値を表す。

- 1) 全対象期間(1974~82)を通じて、わが国の銀行各業態において、規模の経済性が存在する。その強さは、都銀、地銀、相銀の順に強い。
- 2) 都銀では1982年を除いて規模の経済性が急速に強くなってきているが、地銀ではほとんど変化がない。
- 3) 都銀の費用関数は決定係数が低下しつつあり、都銀全体として一斉に規模の経済性が強化しているのではないことがうかがわれる。これに対して、地銀、相銀の決定係数はほとんど変化していない。
- 4) 相銀の規模の経済性は若干大きくなり、1980年以降、地銀と相銀の差はほとんど認められなくなってきている。

図 6-1 コブ・ダグラス型関数による経費の規模弾力性 α_1 の推移



これらの結論はかなり普遍的に成立するもので、費用関数の定式化や規模の尺度のとり方にほとんど依存しない。たとえば、貸金率を除外した定式化によっても、推定バイアスによってグラフ全体が多少上方に平行移動するだけで、上記の結論はすべて保持される。また、銀行の規模の尺度として預金や粗所得、総資産などをとった場合にも、これらの特徴は基本的に変わらない。さらに、トランスログ関数の推定結果から各業態について経費の規模弾力性の平均値を算出すると、コブ・ダグラス型の場合（図6-1）とかなり一致した動きを示す。（注10）

第3節 規模の経済性の源泉

本節では、前節において確認された諸特性、とりわけ、最も顕著な変化である都銀の規模の経済性強化の原因を規模の経済性の源泉までさかのぼって吟味したい。源泉を追究するのは次のような理由による。すなわち、規模の経済性の存在はしばしば銀行合併の正当化に使われるが、銀行合併が経費節約に役立つかどうかは、規模の経済性がどのような原因で発生しているかに依存するからである。

われわれは次の4点を検討することによって、規模の経済性の源泉および都銀の経済性強化の原因を究明する。まず第1に、金融自由化の進展と国際化の影響を取り上げよう。近年、わが国の銀行は短期金融市場からの資金調達を増加させ、国際業務への進出も盛んである。しかもその傾向は大銀行ほど著しい。

もしもこれらが経費の節約に役立つならば、大規模化にともない、これらを原因として費用の増加が抑えられ、規模の経済性が存在するかのように見えるであろう。しかし、これは見せかけの経済性でしかない。公的規制の裁量に基づいて大銀行の自由化が優先的に進められているとすれば、なおさらである。実際、わが国においては銀行に対する制度的な条件と銀行の規模とが様々な形でリンクしている。たとえば、許認可を必要とする新しい業務、新金融商品の取り扱い、すべて大規模銀行から認められてきた。もしもそれらが費用の節約に役立つならば、たとえ本来貸出取引と費用との間に規模の経済性が存在しなくても、規模拡大にともなって有利な条件が与えられることにより、貸出業務にかかる費用は相対的に少なくてすむであろう。しかしながら、これを「真の」つまり投入と産出との間に技術的もしくは組織的に存在する性質という意味での規模の経済性と呼ぶことは適切でない。また、制度的な条件が伴わないかぎり大規模化しても資源は節約されないのであるから、合併の是非など政策的な主張の材料には用いるべきでない。本来の規模の経済性と制度的な理由による規模の経済性は区別されなければならないのである。

第2に、都銀の規模の経済性の上昇が回帰式のフィットの悪化とともに生じていることに注目しよう。この事実から、われわれが一括して都銀と呼んでいる集団は実は2つのグループから構成されており、そのグループの格差が拡大したのではないかと推測することができる。この場合、「都銀」の規模の経済性の変化はまさに見せかけのものでしかない。この可能性は3.2で検討する。

第3に大銀行の規模の経済性は1件当りの貸出サイズが大きいことによる「見せかけの」経済性に過ぎないという議論を検討しよう。

最後に、技術進歩が規模の経済性にどのような影響を与えたかを、プーリング・データの推定によって吟味しよう。

3.1 制度的理由による規模の経済性——自由化と国際化——

3.1.a CD発行による資金調達と費用

規模とリンクして決められる有利な条件といわれるものの中で、最近重要になってきたものとしては、CD（譲渡性預金）発行枠の決定がある。つまり、1979年のCD創設以来、発行枠は各銀行の資本金の何%という形式で与えられてきた。無論、資本金と貸出額との間には密接な関係がある。また、CD発行による資金の調達は、通常の預金取り入れによる調達よりも取り扱い経費が少

なくてすむと想像される。したがって、実際に CD の増大が銀行の費用節約に役立っているならば、貸出と費用との関係から見いだされた規模の経済性の中には制度上の有利な条件が入り込んでおり、「みせかけ」の規模の経済性にすぎない可能性がある。

全預金にしめる CD の割合（以下、CD 発行比率と呼ぶ）と、費用および貸出との相関係数を計算すると全ての年度について0.25以上の正の相関がみられる。とくに都銀の相関係数は0.7以上である。したがって、都銀においても地銀においても大規模銀行ほど CD 発行が多いことがわかる。絶対量だけではなく、比率についてもそうである。しかしながら、それが費用の節約に役立つのかどうかという点に関しては、都銀では一般に考えられているのと逆の傾向が見られる。すなわち、CD 発行比率を説明変数に加えて

$$(6.14)' \quad \ln C = a_0 + a_1 \ln L + a_2 \ln w + a_3 \frac{CD}{D}$$

を推定すると、その係数 a_3 は地銀では負であるものの、都銀では正になるのである。(註11) すなわち、CD 発行が費用を減少させるのは地銀だけであり、都銀においては費用節約に役立っていない。これはなぜなのだろうか。

この理由は、都銀がマネーポジション行であり地銀がローンポジション行であるところに求められるかもしれない。というのは、その銀行のポジションによって CD のもつ意味が変わってくるからである。よく知られているように、CD 市場はコール・手形などの短期金融市場と密接な裁定関係にある。そこの主役は、コール・手形市場から大量の資金を取り入れていた都銀である(1982年度末残で58%のシェア)。都銀にとって CD はコール・手形資金の代替物と考えられる。ところがこれに対して、地銀が短期金融市場から取り入れていた資金は少なく、したがって CD 市場でのシェアも小さい(同13.3%)。CD はコールや手形の代替物でなく、預金に代わる資金調達手段である可能性が強い。

さて、銀行が負担する費用を利子費用と実物的な費用に分けて考えてみよう。CD による資金調達と預金による調達を比べると、CD は預金に比べて多額の利子を払わなければならないが、その代わりに、預金獲得のための実物的な費用は少なくてすむ。したがって、地銀にとっては、大規模化をして CD の発行比率を上げれば、本章が分析対象としているような実物的な費用については節

約ができる。無論、その裏で利子費用は増大する。一方、都銀の場合には、コール・手形をCDで代用しても、実物的な費用はさして節約できない。

以上のように、銀行のポジションの観点からCDの意味を考え直すことによって、上記の実証結果を説明することが可能である。しかし、いずれにしても、CD発行が費用節約に役立つのは地方銀行だけであり、CD市場での地方銀行の比重の低さを考えると、CD発行に関する大規模化の制度的利益はそれほど重要なものではないであろう。また、CD発行枠の消化割合を見ると、都銀で78.2%、地銀で40.7%（1982年度12月末残、『銀行局金融年報』昭和58年版より）である。つまり、規模とCD発行枠を結ぶ制度的な条件が少なくとも地銀については実質的な制約となっていないわけであり、このことから、検出された規模の経済性が規制から生まれたわけではないことがわかる。

CDに限らず、預金を市場性資金の調達で代替することは、他の事情一定にして営業費用を減少させるであろう。規模の経済性の推定値にバイアスを生じさせるという意味では、これは重要な論点であるが、上記のCDの問題とは次の2点で異なっていることに注意すべきである。第1に、コール・手形市場からの資金の取入れは規制のありようとは関係がなく、現先市場からの調達は大銀行にとって不利なように規制されてきた。したがって、もしこれらの市場性資金の利用が都銀の規模の経済性の上昇を説明したとしても、それは規制に依るものとはいえない。第2に、コール・手形市場からの取入れは1970年代後半に入ってから相対的に減少を続けているので、それが都銀の規模の経済性の上昇を説明するとは考えられない。

3.1.b 銀行の国際化と費用

次に、銀行の国際化が費用の節約に役立つかどうか考えてみよう。民間銀行の国際化、たとえば外国為替売買や海外店舗の増設については、最近自由化されつつあるとはいえ、いまだに厳重に管理されている。その認可基準は時により変わっているであろうが、何についても大規模行ほど認められやすいことは疑いない。したがって、もしも銀行の国際化が費用の節約に役立つならば、前節で規模の経済性として推定されたものの中には、制度的な有利化を原因とするものが入り込むであろう。

表6-3には、海外店舗比率（海外店舗数／全店舗数）を銀行の国際化の指標と考えて、それを含めた費用関数の推定結果を記している。^(注12)これによると、

表 6-3 海外要因を入れた費用関数の推定結果

$$\text{推定式 } \ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L + \alpha_2 \ln w + \alpha_3 \left(\frac{\text{海外店舗数}}{\text{店舗数}} \right)$$

| 年度 | 海外店舗数/ 店舗数の係数 α_3 | | そのときの経費 の規模弾力性 α_1 | |
|------|-----------------------------|--------------------|------------------------------|------------------|
| | 都 銀 | 地 銀 | 都 銀 | 地 銀 |
| 1975 | -1.925 (-1.17) | -0.775 (-0.04) | 0.787 (10.82) | 0.847 (31.94) |
| 1976 | -4.095 (-1.29) | -9.765 (-0.56) | 0.761 (8.68) | 0.859 (35.73) |
| 1977 | -2.132 (-1.00) | -14.740 (-0.87) | 0.731 (11.51) | 0.849 (35.79) |
| 1978 | -3.976 (-1.57) | -7.174 (-0.87) | 0.731 (9.65) | 0.848 (37.82) |
| 1979 | -4.064 (-1.45) | -4.837 (-0.59) | 0.701 (8.99) | 0.846 (38.59) |
| 1980 | -5.864 (-2.62) | -7.375 (-0.86) | 0.741 (11.25) | 0.853 (38.74) |
| 1981 | -6.016 (-2.13) | -14.506 (-1.79) | 0.648 (7.61) | 0.871 (38.33) |
| 1982 | -4.066 (-1.50) | -22.264 (-2.73) | 0.750 (8.23) | 0.865 (42.13) |

海外店舗比率で見た国際化が、必ずしも有意度は高くないが、費用を節約する方向にはたらいっていることがわかる。

したがって、もしも規模拡大にともなって認可される海外店舗の数が増えるのならば、前節で推定した経費の規模弾力性は本来の規模と経費との技術的な関係に比べて過小に推定されていたことになる（注9参照）。しかし、過小推定の程度はせいぜい0.07前後であり、規模の経済性ありという結論をくつがえすほどではない。もっとも、過小推定の程度が徐々に大きくなっていることは注意すべきである。たとえば都銀の場合、1975年には約0.005であったものが、1981年には0.06に達している。この間、都銀の規模の経済性として推定されたものは約0.18上昇しているから、上昇分の3分の1については、都銀の国際化とその規制の仕方に原因があり、真の意味で規模の経済性が上昇したわけではないことがわかる。

3.2 都市銀行の内部格差

第2節で述べたように、都銀グループにおいては、規模の経済性が強くなる

と同時に、グループ内の散らばりが大きくなってきている。この事実、都銀の中でも大規模都市銀行は経費の観点からますます効率的になる一方、小規模都市銀行は相対的に非効率になってきていることを示唆しているように思われる。そこで本節では、都銀グループの規模の経済性が上昇したのは、都銀内の格差が広がったためであるという推測の正否を検討してみたい。

基本的な考え方は次のとおりである。まず、都銀全体を相異なるグループに分割することが適切であるかどうかを検討する。このためには、たとえば、都銀に上位地銀を加えて全サンプルとし、これを何らかの尺度で分割してみるのが一案であろう。グルーピングの手法としては、piecewise regressionを使用する。これは、最小のサンプルの塊（クラスターと呼ぶ）から出発し、それにフィットを基準にして順番にサンプルを追加していく手法である。具体的方法を簡単に説明すると次の通りである。まず、全サンプルを最小のクラスター（minimum cluster）に分解する。たとえば、本節の分析では、全サンプルが23、最小のクラスターを隣あった3つのサンプルからなるとするので、最小のクラスターは21個存在するわけである。その各々について(6.9)を推定し、最もフィットのよいクラスターを固定クラスター（fixed cluster）とする。ここで、フィットのよさは、残差平方和を自由度で除した尺度で測る。一度固定クラスターとされた塊はその後分解されることはない。次に、残された最小クラスターのほかに、固定クラスターに隣接したサンプル（1つのデータまたはすでに固定クラスターとされたもの）を付け加えたクラスターをも候補にいれ、これらのうちで最もフィットのよいものを新たに固定クラスターとして追加する。この過程を、全サンプルが1つの固定クラスターにまとめられるまで繰り返す。^(注13) たとえば、都銀11行と地銀12行をサイズの順に並べて、次々と固定クラスターを作っていった結果、最終的に上から11行までのクラスターと12～23位行からなる固定クラスターにまとめられれば、都銀と地銀が違った費用構造の金融機関であることが確認されたことになろう。簡単のため、これを「11と12の間で切れる」と表現することにする。もし、都銀が2つの小グループに分けられれば、その各グループの費用関数の推定値を比較することによって、上記の推測を吟味できるであろう。

われわれは、東京銀行および第一勧銀を除いた都銀11行に、各年の上位地銀12行を加え、全サンプルを構成する。^(注14) 貸出残高でみたこれらの銀行の序列

表 6-4 Piecewise Regression の結果 推定式 $\ln C = a_0 + a_1 \ln L$

| 年度 | 区分 | a_0 | a_1 | \bar{R}^2 | 区分 | a_0 | a_1 | \bar{R}^2 | F(%) |
|------|-----|---------|--------|-------------|-------|---------|---------|-------------|-------------------|
| 1974 | 1-4 | -80.66 | 5.962 | 0.773 | 5-22 | -2.859 | 0.934 | 0.983 | 6.52 (0.740) |
| | | (-2.94) | (3.35) | | | (-6.80) | (31.27) | | |
| 1975 | 1-7 | 2.959 | 0.554 | 0.746 | 8-18 | -3.887 | 1.012 | 0.978 | — |
| | | (1.50) | (4.32) | | | (-5.74) | (21.08) | | |
| 1976 | 1-9 | 3.033 | 0.552 | 0.865 | 10-21 | -2.327 | 0.903 | 0.951 | 5.362 (3.132) |
| | | (2.59) | (7.24) | | | (-2.70) | (14.63) | | |
| 1977 | 1-7 | 7.070 | 0.295 | 0.277 | 8-23 | -3.862 | 1.012 | 0.957 | 7.809 (0.335) |
| | | (2.80) | (1.82) | | | (-4.98) | (18.43) | | |
| 1978 | 1-9 | 3.677 | 0.511 | 0.789 | 10-23 | -3.498 | 0.983 | 0.905 | 6.280 (0.801) |
| | | (2.58) | (5.57) | | | (-2.81) | (11.08) | | |
| 1979 | 1-8 | 3.498 | 0.523 | 0.720 | 9-23 | -4.256 | 1.037 | 0.939 | 7.281 (0.449) |
| | | (1.86) | (4.36) | | | (-4.25) | (14.77) | | |
| 1980 | 1-9 | 4.467 | 0.464 | 0.722 | 10-23 | -3.065 | 0.955 | 0.910 | 7.432 (0.413) |
| | | (2.87) | (4.67) | | | (-2.59) | (11.50) | | |
| 1981 | 1-9 | 5.770 | 0.380 | 0.653 | 10-23 | -1.926 | 0.871 | 0.928 | 12.141 (0.040) |
| | | (3.84) | (4.01) | | | (-1.99) | (12.97) | | |
| 1982 | 1-9 | 3.740 | 0.511 | 0.877 | 10-23 | -0.928 | 0.800 | 0.913 | 7.106 (0.497) |
| | | (2.79) | (6.86) | | | (-0.94) | (11.71) | | |

(注) 1974年度は、まず22番目と23番目の間で、1975年度はまず18番目と19番目の間で切れる。1976年度はまず21番目と22番目の間で切れる。

はほとんど変化していない。とくに、16、17位を占める足利、千葉両行までの順位は、1979~1981年度において、横浜銀行が北海道拓殖銀行の上位にきており、また、1974~78年度に三井銀行が7位または6位に下がっていることを除けば不動である。これらの銀行を貸出残高の大きい順に並べることになろう。

最小クラスターサイズを3とし、(6.9)について piecewise regression を適用した結果が表 6-4 である。そこには、各年度について、(1) 全サンプルを2分割するとしたところで切るべきか、(2) 区分されたサンプルにおける費用関数の推定値、(3) 両区分での推定値が同一であるという帰無仮説に対する Chow 検定の F 値、およびそれに対応した棄却域の水準、すなわちこの区分が誤りである確率 (%) を示している。

表 6-4 の結果で最も注目されるのは、大和銀行 (第9位) と埼玉銀行 (第10位) の間で全サンプルが2分割される年度が多いことである。これに対し、最初に地方銀行内部で分割されるのは、1974年と75年度の2回にすぎない。都銀と地銀の境界で2分割されるのは皆無である。これは、業態別に分析を進めて

きたこれまでの方法に反省を迫る驚くべき結果である。この結果によれば、従来計測されてきた「都銀」の規模の経済性は、本来まとめるべきでないサンプルをひとまとめにしたために、正確でない。むしろ表6-4に示された第1グループの推定結果を採用するべきであろう。

表6-4はさらに3つの事実を明らかにしている。第1に、そこでの上位行グループの規模の経済性は従来都銀についていわれていたよりもはるかに強い。すなわち、経費の規模弾力性は0.55～0.38である。もっともこれはサンプルから第一勧銀を除いた影響のほうが強いかもしれない。第2に、信頼性の低い1974年と77年度の結果を除外して眺めると、上位行グループの規模の経済性は、第2節で都銀について確認されたのと全く同様の傾向を示している。第3に、下位行グループ（埼玉、北拓および上位地銀12行）にはほとんど規模の経済性が認められない。表6-2に示された地銀全体の結果と比べても、1982年度以外の全ての期間について、規模の経済性は小さい。この第3の事実は、地銀も同一視できない複数のグループから成っているのかもしれないという疑問を抱かせる。上位地銀は大都市へ複数の支店を持つことが許されている。第4章で述べたように、商業銀行市場は、全国市場と県別地方市場に分割されるという観点からは、都市銀行と上位地銀が前者を構成し、下位地銀以下が後者を構成するものと考えられ、ここでの分析結果と整合的である。

さて、若干問題のある1974、75、77年度の推定値を無視し、その他の年度について上位行グループと下位行グループとの規模弾力性の値の推移を比較すると、それほど明瞭ではないものの、1981年度まではその格差は拡大していることが分かる。このことは、最近の都銀の規模の経済性の急上昇の少なくとも一部は、上位行・下位行間の格差の拡大に起因していることを示唆している。

3.3 貸出件数と貸出サイズの経済性：貸出を分解した分析

銀行の貸出残高の増加のしかたにはいくつかのルートが考えられる。その一つは、貸出一件当りの貸出額（貸出サイズ）が増加したために貸出全体が増加した場合、もう一つは、顧客ないしは貸出先の数が増えた場合である。そして、たとえ貸出の増加額が同じであったとしても、それに必要とされる費用は増加のルートによって異なるであろう。たとえば、貸出取引にともなう契約書の作成や口座開設、記帳などのコストは、貸出のサイズがどうであろうとあまり左右されないかもしれない。もしそうであるならば、貸出サイズの拡大は費用を増

加させず、貸出件数の増加に比例して費用が増えるはずである。このように考えると、近年の都銀の規模の経済性の急速な増大は、都銀の上位行が貸出サイズを拡大したのに対し、下位行はそれほどではなかったということに起因している可能性がある。本節では、このような推測が正しいかどうかを検討する。

貸出サイズ拡大は費用を増加させず、件数の増加のみが費用の増加に寄与するのかどうかを調べるために、田村(1972)および Longbrake-Haslem(1975)にならって、

$$(6.15) \quad \ln C_i = b_0 + b_1 \ln l_i + b_2 \ln n_i \quad i=1,2,\dots,I$$

ただし、 $L=l \cdot n$

(L : 貸出額 l : 貸出サイズ n : 貸出件数)

を推定することにしよう。ここで b_1 は、貸出の件数は一定のまま貸出サイズを拡大したときの経費の増加の仕方を示し、経費の貸出サイズ弾力性と呼ぶことができる。 b_2 はいわば経費の貸出件数弾力性である。

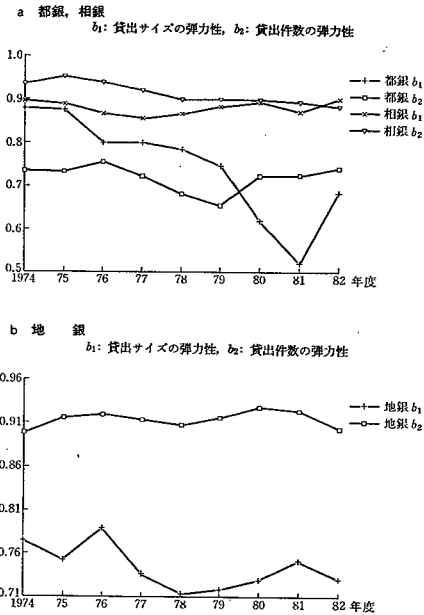
上述の考えを極端に表せば、 $b_1=0$ 、 $b_2=1$ となる。実際、Longbrake-Haslem(1975)は、これはアメリカにおける預金の例であるが、口座数については経費の弾力性が1前後、サイズについては0.3前後の値を報告しており、厳密に $b_1=0$ 、 $b_2=1$ ではないものの両者の値にかなり違いのあることを示している。一方、田村(1972)は、わが国の銀行について(6.15)と同様の式を推定し、 b_2 は b_1 より大きいものの両者にそれほど差がないという結果を得ている。われわれは、各業態について数年にわたって(6.15)式を推定し、業態によって b_1 および b_2 の値がどのように異なるか、それが時系列的にどう変化しているかを見ることにする。それによって第2節で整理した業態別の規模の経済性の推移の原因を考察することができよう。

図6-2 a, b には、業態毎に、貸出サイズの規模の経済性と貸出件数のそれが年次的にどのように変化してきたかをグラフにして示した。これから、以下の諸点がわかる。

まず、どの業態においても b_2 は有意に1より小さく、 b_1 は0よりも大きい。また、図6-2 a~b に示されているように、貸出件数弾力性 b_2 が貸出サイズ弾力性 b_1 を上回るということは必ずしもいえない。たとえば1978年度以前の都銀、1982年度の相銀では b_1 の方が大きい。

次に、これら係数の動きは業態によってかなり相違している。たとえば都銀

図 6-2 貸出の分解



については、貸出件数の経済性が貸出サイズの経済性よりもはるかに大きかった。しかし近年、貸出件数の経済性はあまり変化しないのに対して、貸出サイズの経済性は急速に強まり、両者の値はほとんど差がなくなっている。すなわち、都市銀行において規模の経済性が強まりつつあるという事実は、貸出サイズに関する経済性の増大がおもな原因であったことがわかる。地銀の場合は、貸出サイズの経済性が貸出件数の経済性より強く、それらの推移は安定している。相銀については、両方の経済性に顕著な差が認められない。要するに、都銀の規模の経済性の上昇は、貸出サイズの経済性の上昇によるものであるというのが本節の結論である。

本節の分析の弱点は、(6.15)式で表される費用関数がどの様な銀行の生産関数と整合的であるかが明らかでない点である。この問題の詳細な検討は将来の課題としたい。

3.4 技術進歩と規模の経済性

第2節の費用関数の定式化においては、技術進歩の影響を考慮しなかった。技術進歩は、労働節約的、資本節約的、中立的技術進歩に分類される。このう

ち、前二者はコブ・ダグラス生産関数においては生産の労働および資本弾力性の大ききの推移によって表され、それゆえ規模の経済性の大ききに反映される。しかし、中立的技術進歩は規模の経済性とは無関係である。したがって、クロスセクション回帰の結果を時系列的に比較するという第2節の方法は、中立的技術進歩を規模の経済性の増大と誤って解釈した可能性がある。ここでは、中立的技術進歩を明示的にモデルに取り込むことによって、その影響を分離しても、規模の経済性の増加が起きていたかどうかを吟味しよう。

計測期間にわたって、中立的技術進歩率 α は一定であり、生産の労働弾力性および資本弾力性はそれぞれ一定の率 ξ および η で上昇（あるいは低下）すると仮定しよう。

この仮定のもとでは、コブ・ダグラス生産関数は、

$$(6.16) \quad \ln L_{i,t} = h + \alpha t + a \ln N_{i,t} + b \ln K_{i,t} + \xi t \ln N_{i,t} \\ + \eta t \ln K_{i,t}, \quad t=1, \dots, 9, \quad i=1, \dots, I$$

と表される。ここで、 $h = \ln A$ 、添字 i は銀行を、 t は期間（1974年を1とする）を示す。

(6.16)に双対な費用関数は、

$$(6.17) \quad \ln C_{i,t} = h' - \{ \alpha / [a + b + (\xi + \eta) t] \} t \\ + \{ 1 / [a + b + (\xi + \eta) t] \} \ln L_{i,t} \\ + \{ (b + \eta t) / [a + b + (\xi + \eta) t] \} \ln w_{i,t} \\ + \{ (a + \xi t) / [a + b + (\xi + \eta) t] \} \ln p_{i,t}$$

となる。規模の経済性は $\xi + \eta$ の率で変化することになる。したがって、プーリング・データ推定によって、 ξ および η が推定されれば、中立的技術進歩を考慮に入れても、規模の経済性の上昇があったかどうかを知ることができよう。

人件費および物件費のシェアはそれぞれ、(6.17)の $\ln w$ および $\ln p$ の係数に一致するので、 ξ および η は、 w, p 一定のもとで、資本および労働が時系列的に減少する比率を表す。この意味で、 ξ は資本節約的技術進歩率、 η は労働節約的技術進歩率であると解釈できるであろう。

さて、費用関数(6.17)は ξ, η について非線形なので、ここでは、生産関数(6.16)を直接推定することにしよう。 N としては従業員数、 K には物件費を資本形成デフレーター (SNA, 1975年度=100) で除したデータを用いる。後

表 6-5 技術進歩の影響

| 係 数 数 | 定数項 | a | b | ξ | η | κ | \bar{R}^2 サンプル 数 | $a+b+t(\xi+\eta)$ | |
|-------------|------------------|------------------|-----------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------------|-------------------|-------|
| | | $\log N$ | $\log K$ | $t \cdot \log N$ | $t \cdot \log K$ | t | | $t=1$ | $t=9$ |
| 全 体 | 3.320 (45.29) | 0.972 (24.54) | 0.239 (7.36) | -0.0394 (-5.61) | 0.0352 (6.08) | 0.0765 (6.22) | 0.988 1323 | 1.2068 | 1.173 |
| 都 銀 | 4.396 (5.20) | 0.499 (3.44) | 0.577 (4.17) | -0.0325 (-1.34) | 0.0381 (1.70) | -0.0387 (-0.25) | 0.894 117 | 1.0816 | 1.126 |
| 地 銀 | 3.424 (26.63) | 1.055 (21.72) | 0.149 (3.71) | -0.0119 (-1.29) | 0.0124 (1.61) | 0.0544 (2.35) | 0.981 567 | 1.2045 | 1.209 |
| 相 銀 | 3.984 (28.17) | 0.771 (12.55) | 0.332 (7.01) | -0.0175 (-1.69) | 0.0229 (2.74) | 0.0203 (0.85) | 0.975 639 | 1.1084 | 1.152 |

者は、同一時点では全銀行が同一の資本のレンタル価格に直面しているという仮定のもとで正当化される。

(6.16)を都銀、地銀、相銀、および、全体についてOLS推定した結果が、表6-5である。残念ながら、推定結果は十分満足のいくものではない。地銀をサンプルとする推定では、労働の弾力性が大き過ぎる。それは経時的に低下しているものの、1982年においても、0.9に達している。 ξ 、 η 、 κ の有意性は低い場合が多く、これらの間の多重共線性の存在が疑われる。実際、多重共線性の係数(multicollinearity coefficient; Theil(1971)参照)は0.99を超えている。したがって、あまり多くの情報を表6-5から引き出すことは差し控えねばならないが、ここでは一応点推定値に基づいて計測結果を整理しておこう。

規模の経済性は各業態において全期間に亘って認められる。規模の経済性の上昇は各業態で認められるが、地銀のそれは極めて小さい。これらの結果はおおむね、第2節で、費用関数のクロスセクション回帰を通じて得られた結果と整合的である。しかし、都銀の規模の経済性の水準が最も低い点は違っている。中立的技術進歩は地銀および「全体」では有意に正であるが、都銀および相銀では有意でない。 η が正、 ξ が負という結果は、労働節約的技術進歩の存在を示唆している。

第4節 結論と課題

本章の結論は次のように要約される。

われわれはまず、業態によって規模の経済性の程度はかなり違っており、最

近の変化も一律ではないことを見いだした。なかでも、都銀の規模の経済性が急速に強化している。見いだされた規模の経済性の一部は制度的理由から生じたものであるが、貸出と費用との間に存在する技術的な性質に起因する部分も存在する。

都銀の規模の経済性強化は、都銀グループ全体の規模の経済性強化だけによって生み出されたのではなく、都銀内部での上下格差の拡大も重要な要因である。また、規模の経済性の源泉の面から各業態を比較すると、都銀において規模の経済性が強化してきた原因は、貸出サイズに関して経費節約の効果が高まったためである。地銀においては、以前から貸出サイズの経済性が高く貸出件数の経済性は低い。中立的技術進歩の存在を考慮にいれても、規模の経済性の上昇は確認される。

紙面の制約のため本章に収めることはできなかったが、われわれは野間・筒井(1987, b)においてトランスログ費用関数をシェア方程式と同時推定することによって、コブ・ダグラス費用関数を用いて検出した銀行業の規模の経済性にかんする諸特徴を再検討し、さらに尤度比検定によりコブ・ダグラス費用関数の妥当性を検討した。また、資本のレンタル価格を考慮した場合にどのような結論の変更が必要になるかも考察した。最後に、そこで得られた結論を要約して紹介しよう。

コブ・ダグラス関数の使用は地銀を除いて正当化されないが、資本のレンタル価格を含めない限り、トランスログ関数によっても、コブ・ダグラス費用関数から認められた特徴、すなわち、

- 1) 全対象期間(1974~82)を通じて、わが国の銀行各業態において、規模の経済性が存在する。その強さは、都銀、地銀、相銀の順に強い。
- 2) 都銀では1982年を除いて規模の経済性が急速に強くなってきているが、地銀ではほとんど変化がない。

はおおむね確認される。しかし、3)、4)はかならずしも支持されない。

また、トランスログ関数の規模の2次の項の係数は正にならない。すなわち、平均費用曲線はU字形を示さず、規模の経済性は規模が大きくなっても減少しない。これは、アメリカにおける推定結果と対照的である。これは、日本の大銀行がアメリカのそれらと違って、いまだ最適規模に達していないことを意味しているのであろうか。本章の結果だけからは、この間に十分な解答を与える

ことは出来ない。推定上の問題点を度外視しても、大銀行の規模の経済性は1件当りの貸出額が大きいことから生じる「みせかけの」費用の節約に過ぎないという議論があるからである (Benston(1965), Baltensperger(1972), Longbrake-Haslem(1975))。

資本のレンタル価格を考慮した場合の推定結果は不安定であり、総じてあまり信頼のおけるものではない。資本のレンタル価格のより適切なデータを見いだすことが重要な課題である。しかし、そもそも生産要素価格をクロスセクション分析に説明変数として加えることは、要素市場を不完全であると認めていることである。そうであるならば、要素価格を外生変数として扱うことは疑問といわざるを得ない。さらに、生産要素の品質、すなわち、労働の質や使用されている技術の効率をどのようにして分析に持ち込むかも、困難であるが重要な課題である。

第6章 注

(注1) $X=mZ$, $nX=(m+\Delta m)Z$ と書くと、(6.1)は、 $f((m+\Delta m)Z) - [(m+\Delta m)/m]f(mZ) > 0$. $f(\cdot) > 0$, $m > 0$ だから、 $[f((m+\Delta m)Z)/(m+\Delta m)]/[f(mZ)/m] > 1$. ここで、 $\Delta m \rightarrow 0$ の極限をとると(つまりごくわずかな規模の増大を考えると)、(6.2)を得る。

(注2) これらの3研究に先行する研究として、鷲尾(1968)も参照のこと。

(注3) 西川(1973:p. 290)によれば、1965年下期について都銀の規模弾力性は0.75であり、最小の都銀の規模(預金額)は約4000億円であったので、100円の規模増加に対する限界費用は4.3円である。また、最大の都銀の規模は1兆6000億円で限界費用は3.5円である。したがって、たとえば、最小の都銀4行が合併して最大規模の都銀になっても、100円の預金増加に対する限界費用の節約は0.8円でしかない。ちなみに、第一銀行と勧業銀行の合併による限界費用の節約は0.3~0.5円であるという。しかしながら、その節約額は限界費用の10%に相当するわけであり、この額を「小さい」と考えるかどうかは主観の問題でしかない。

(注4) なぜならば、規模が ΔY 増加したときの費用の増加を ΔC と書くと、 $\ln(C+\Delta C) = a + b \ln(Y+\Delta Y)$. ΔY , ΔC が小さいとして、対数をテイラー展開し、2次以降の項を省略すると、 $\ln C + \Delta C/C = a + b(\ln Y + \Delta Y/Y)$.

(6.5)を代入して、 $\Delta C/C = b\Delta Y/Y$, または $\Delta C = b\Delta Y \cdot C/Y$.

一方、費用が比例的に増加する場合は、 ΔC (比例) = $\Delta Y \cdot C/Y$.

ゆえに、費用の節約の割合は、 $\frac{\Delta C(\text{比例}) - \Delta C}{\Delta C(\text{比例})} = 1 - b$ で与えられる。

(注5) 信用金庫の合併が経営にもたらした影響の数量的評価は、星野(1985)参照。

(注6) ここで、貸金率は(人件費/従業員数)で算出する。ここで、人件費は、給与、手当、退職金、退職給与引当金繰入額、社会保険料、年金拠出金等の合計である。給与、手当のみをとることもできるが、経済学的概念としては広義の人件費に基づくほうが適切であると思われる。この場合、「貸金率」の大きさは、銀行間で2倍以上の大きな相違がある。

(注7) 東京銀行は、外国為替専門銀行であり、他行と著しく異なった費用構造をもっていると考えられるため、サンプルからはずした。また、沖縄銀行、琉球銀行も除外されている。

(注8) シェア方程式を連立させて推定すると、都銀においても a_2 は有意になる。

(注9) 正しい特定化が、 $y = ax + bz + u$ 、であった時に、あやまって、 $y = cx + v$ 、を推定したとする。この時、 u に関するいくつかの仮定のもとでは推定値 c の期待値はバイアスを持ち、 $E(c) = a + (\sum xz / \sum z^2) b$ となる。ここでは、 z にあたる貸金率が x にあたる銀行の規模と正に相関しており、また、理論的に b は正であるから、推定値 c は真の値 a に比べて過大に推定されたことになる。Madala(1979; p. 461)参照。

(注10) 野間・筒井(1987 a, b)参照。

(注11) 推定値は省略されている。関心のある読者は、野間・筒井(1987 a, b)を参照されたい。なお、相銀については、CDを発行している銀行がまだ少なく額も多くないため、独立した分析の対象としていない。

(注12) 国際化の指標として外国為替/総資産をとった場合には費用との有意な関係がなかった。

(注13) McGee-Carleton(1970)参照。代替的方法としては、Stepwise Chow Testがある。これは、piecewise regression とは逆に、全サンプルを2分する可能なすべての区分(われわれのケースでは22通り)に対してChow検定をおこなうものである。二宮(1977)、Riddell(1978)参照。

(注14) 第一勧銀を含めると大銀行グループの係数が全年度について有意でなく、しかも経費の弾力性の大きさが全く安定しないため、サンプルから除いた。

第7章 銀行業の市場構造と市場成果

市場構造が市場成果を基本的に規定するという命題は、産業組織論の中で最も基本的な命題といえる。この命題の重要性は、これが、寡占あるいはカルテル的協調行動の社会的評価を意図するものであるからに他ならない。

わが国の銀行産業は、それを地域的に分断された市場を形成しているとみた場合、かなり寡占的な産業である。そして、わが国の銀行が新規参入規制と競争制限的規制に支えられてカルテル的な協調行動をとっているというのが、戦後の銀行業の産業組織に対するわれわれの基本的な理解であった(第4章参照)。そのような市場構造は社会的にみてマイナスであろうか? カルテル的協調行動は他の事情一定にして貸出金利を引き上げる傾向があるであろう。その結果、協調行動は高い利潤率を維持したり、効率性の低い銀行を温存したりするように働くという好ましくない「市場成果」をもたらす可能性がある。もし、寡占が好ましくない結果をもたらしているのであれば、銀行の新規参入を許し、市場の競争促進が必要であると結論できよう。このような問題意識に基づいて、本章では、市場構造と市場成果の間に相関があるか否かを厳密に検定することにしてしよう。

まず、次節では、構造—成果仮説に対する本章のアプローチの特徴を説明する。第2節では、明らかにすべき仮説を厳密に定式化し、つづいて銀行の生産構造や貸出の需要について具体的な仮定を設定して、検定に利用する費用関数、利潤関数、金利方程式を導出しよう。第3節は、回帰方程式の推定結果を報告する。最終節は、実証結果の解釈に当てられる。

第1節 カルテル的協調行動と市場成果

具体的な分析は次節以下で展開するものとし、本節ではわれわれの分析の基本的なアプローチを説明することにする。われわれの分析の特徴は以下の3点に要約される。

1.1 県別市場分断仮説に基づくクロスセクション分析

わが国の銀行業が、高い金利や利潤率を達成していることを実証するのは意外にむずかしい。「価格」を産業間で比較することは無意味であるし、利潤率の高さの産業間比較も技術上、経営上のさまざまな条件が違うので実際上意味を持つとは思われないからである。そもそも、調べたいことは、実現している利潤率や金利が、もし銀行業が競争的であった場合に比べて高いかどうかであり、必ずしも産業間の比較ではない。これを調べるために、本章では、銀行業は単一の市場を形成しているのではなく地域的に分断されているものと想定し、それらの市場の間でより高い市場集中度の市場ほどより高い金利や利潤が実現しているかどうかを吟味しよう。(注¹) 具体的には各県が分断された地方市場を形成していると前提したうえで、

- 1) 集中度が高い府県ほど、貸出金利あるいは利潤が高くなる傾向があるかどうか
- 2) 集中度が高い府県の銀行ほど、非効率な技術を採用したり浪費的支出をおこなう傾向があるかどうか

という2つの命題を統計的に検定する。

1.2 市場構造—成果仮説の厳密な定式化

上記の第1の命題は、「市場構造—成果仮説」と呼ばれ、産業組織論の中で最もしばしば吟味されたものである (Gilbert (1984), Heggstad (1979) 参照)。今日では若干古いトピックスの感すらあるが、日本の銀行市場についてはこれまで実証的研究がおこなわれたことはなかった。第2の命題については、日本の銀行が浪費的である可能性は高い。銀行はいわゆる経営者支配が通常で、株主の経営者に対する監視はおこなわれていない。銀行業での競争は規制によって制限されている。銀行が利潤の追求よりも、むしろ「横並び」を行動原則としてきたことはよく知られている。また、銀行店舗の豪華さや、銀行員の待遇の良いことも周知である。実際、銀行は毎年の大学生の就職戦線で、もっとも人気の高い業種の一つである。この問題に対する接近法は、いわゆる「経費愛好仮説」と経営の非効率性の分析に分類される。(注²) 本章はこのうち後者に沿った分析をおこない、集中度が高い府県ほど技術的非効率が大いかどうかを、費用関数を推定することによって明らかにする。

しかしながら、実は、第1と第2の問題は別々に吟味できるものではない。

これらを実証するには、この2つの命題の論理的関連をときほぐして再構成する必要がある。第1の命題は、市場集中度が独占に近いほど市場成果が独占に近いであろうという推論と、独占は完全競争企業よりも高い金利と利潤を実現しているはずであるという推論から成り立っている。しかしながら、もし、独占が非常に高い技術的効率を達成しているならば、独占の費用曲線は競争市場の集計された費用曲線より下に位置することになり、独占の金利が競争市場の金利と同水準かもしくはそれを下回る可能性がある。^(注3) 逆に、独占の効率が極めて悪ければ、独占の利潤が競争市場のそれをほとんど上回らない事態も可能である。いいかえれば、第2の推論が利潤について成立するかそれとも金利について成立するかは、上述の第2の命題が成立するかどうかにかかっている。

この錯綜した事態を次のように整理しよう。まず、「市場構造—成果仮説」を、「集中度が独占に近い市場ほどその市場成果は独占に近い」と定義しよう。すると、独占の技術的な効率性が低い場合には独占金利は完全競争金利よりも高くなるであろうから、「集中度が高い府県ほど、貸出金利が高くなる傾向がある」かどうかを検定することによって「市場構造—成果仮説」の当否を知ることができる。このとき独占利潤が必ずしも競争市場の利潤より大きいとはいえないので利潤について同様の検定をおこなっても「構造—成果」仮説の当否を知ることにはできない。逆に、もし、独占の技術的な効率性が高ければ独占の利潤は完全競争市場の利潤よりも大きくなるであろうから、「集中度が高い府県ほど利潤が高くなる傾向がある」かどうかを検定することによって「市場構造—成果仮説」の当否を知ることができる。このとき独占金利が必ずしも競争市場の金利より高いとはいえないので金利について同様の検定をおこなうことは無意味である（これらの点は次節でモデルに基づいて証明される）。

以上のような考察に基づいて、本章では、まず、「集中度が高い府県の銀行ほど非効率な技術を採用したり、浪費的支出をおこなう傾向があるかどうか」（命題2）を検定する。そして、それが承認されれば、金利について調べることによって、「市場集中度が独占に近いほど市場成果が独占に近い」というように定式化された「市場構造—成果仮説」を検定する。逆に、もし、命題2が棄却されれば、利潤を調べることによって「構造—成果仮説」を吟味できるわけである。

このように、技術的非効率性の問題を考慮にいれると、「市場構造—成果仮

説」は必ずしも、集中度が高い市場ほど金利と利潤率の両方が同時に高くなることを意味しない。この点を考慮せずに「金利ないし利潤率が集中度と正の相関をもつかどうか」を専ら調べてきた従来の研究は、「市場構造—成果仮説」の研究としては問題があるといえよう。

1.3 金利方程式・費用関数・利潤関数を用いて説明変数を選ぶ

さて、上記の第1の命題を調べるには、各県の集中度と金利あるいは利潤の相関を見るだけでは十分でない。各県の金利や利潤の大きさは、市場集中度だけでなく、その県のいろいろな状況を反映して決まっているはずだからである。たとえば、貸出の需要が強い県では貸出金利は高くなり、したがって利潤が大きくなる傾向があるであろうから、この影響を調整した上で、集中度の影響を調べる必要がある。すなわち、「他の事情一定にして」市場集中度の影響を調べるために、金利や利潤の相違を説明する変数を適切に選ばなければならない。

産業組織論の従来の文献ではしばしば理論的説明なしに説明変数を選ぶことが多かったが、本章ではできる限り理論的に説明変数を選ぶことにしよう。独占および完全競争企業の金利と利潤がどのように決定されるかは理論的に明らかにされている。次節でみるように、「市場構造—成果仮説」が成立すれば、(独占と完全競争の中間に位置する)一般的な市場の金利方程式と利潤関数は、完全競争市場のそれらに市場集中度を説明変数として加えた形になるのである。

第2節 市場集中度と金利・利潤・費用関数の関係

2.1 分析の枠組：市場構造—成果仮説の定式化

まず、われわれは伝統的な市場構造—成果仮説を厳密に定式化することにしよう。寡占の分析は、複占のような単純なケースを除いて、これまで独占や完全競争のように理論的に充ち明らかにされていない分野である。したがって、最近この分野で目ざましい進歩があるとはいえ、「構造—成果仮説」は現在でもまだ実際的で実り多い仮説であるものと思われる。この仮説の基本的アイデアは、寡占市場の成果が独占と完全競争市場の成果の中間に位置するというものである。われわれはこれをもうすこし明確な形で次のように定式化することにしよう。

[仮説1]

寡占市場における、貸出金利や利潤といった「市場成果」は、完全競争と独

占市場の中間に位置する。市場の集中度が高いほどその市場成果は独占の状態に近い。数式で表せば、

$$(7.1) \quad p_{obs} = p_c + \alpha(p_m - p_c)HI, \quad \alpha > 0.$$

$$(7.1)' \quad \pi_{obs} = \pi_c + \alpha(\pi_m - \pi_c)HI, \quad \alpha > 0.$$

ここで、 p は金利、 π は利潤を、 HI は市場集中度の尺度であるハーフィンゲール指数を表す。ハーフィンゲール指数は定義により、完全競争の時0で、独占の時1である。添え字の obs, m, c はそれぞれ、現実の、独占的な、あるいは完全競争の、値であることを示す。 α が正であるかどうかを検定することによってこの仮説を検定することができる。

もし仮説1が、金利について成立すれば、集中度の高い市場における銀行はより大きな収入を得ていることになる。従来の産業組織論ではこのことは銀行がより大きな利潤を得ていることを意味すると考えることが多かった。しかし最近では寡占による収入の増加は利潤の増加よりもむしろ浪費的な支出や非効率的な生産につながるであろうと指摘されている。したがって、われわれは、より高い市場集中度が技術的非効率性をもたらすかどうかを調べてみることにしよう。2番目の仮説は次のように定式化される。

[仮説2]

市場集中度が高いほどそこで営業している銀行の技術的効率性は低い。数式で表せば、

$$(7.2) \quad Q = A \cdot f(K, L), \quad A = A' \exp(-\beta HI), \quad A' > 0, \quad \beta > 0.$$

ここで、 Q は貸出残高（産出量）、 A' 、 β は定数、 K, L はそれぞれ、資本設備と労働の量である。 $A \cdot f$ は生産関数を表すことになる。

この2つの仮説を実証するためには具体的なモデルを構築しなければならない。モデルは次の6つの仮定から構成される。

[仮定1]

各県の地方銀行、相互銀行、信用金庫は他の県から独立した銀行市場を形成している。

[仮定2]

銀行は生産要素価格を所与として利潤最大化行動をとる。

[仮定3]

銀行は預金と完全な資本市場から、外生的な利子率 R_D と R_M で資金を調達

し、預金量の一部分を必要準備として保有し、残りを貸出に運用する。預金額は民間非銀行部門の資産選択によって決定され、銀行にとっては所与である。したがって、銀行の予算制約式は、

$$(7.3) \quad Q + V = D + M, \quad V = zD$$

ここで、 Q, D, M, V は貸出、預金、資本市場からの調達資金量、必要準備額を表す。 M は銀行がネットの貸手であるときは負の値を取る。

[仮定4]

銀行の生産関数は次式で示されるコブ・ダグラス型である。

$$(7.4) \quad Q = AK^b L^c$$

全ての銀行は仮説2で述べられた技術的非効率性の可能性を除いて、同一の生産関数を持つ。

[仮定5]

貸出の(逆)需要関数はコブ・ダグラス型をしている。

$$(7.5) \quad p = j_0 Q^{j_1} Y^{j_2}, \quad j_0 > 0, \quad -1 < j_1 < 0, \quad j_2 > 0$$

ここで、 p は貸出金利と短期金融市場金利との差、すなわち、 $R_L - R_M$ である。 Y は各県の所得あるいは金融総資産といった、貸出需要者の「スケール変数」である。 $j_1 > -1$ は限界収入が正であるための条件である。

[仮定6]

市場における各銀行のシェア、 $s_i = Q_i / Q$ は、各時点においてモデルにとって外生的に与えられる。

仮定3～5は、計算の便宜のために採用されたものである。このうち、仮定3はわが国の銀行の標準的モデルであることに注意されたい。仮定4の後半部分と仮定6とは、個別銀行の行動(主体的均衡)と市場均衡との間の「集計の問題」を容易にするために必要なものである。

仮定2の利潤最大化を経営者の効用最大化の問題に一般化するのは興味深い試みであろう。しかしながら、経営者の効用関数が線形であると前提する限り、経営者が効用を最大にしていると考えても本章の結論は成立する。(注4)

仮定1はもっとも議論を呼ぶものであろう。この仮定自体が探求すべき興味ある仮説であるけれども、本章では、以下に述べるような議論にもとづいて、分析の前提とすることにしよう。すでに、第5章および第6章で指摘したように、都市銀行を除いた全ての金融機関はその営業地域をなんらかの形で制限さ

れている。すなわち、地方銀行および相互銀行はその支店を本店所在県およびその隣接都道府県にほぼ制限されてきた。また、ほとんどの信用金庫、信用組合は一府県内に営業区域を限られている。このことから、各都道府県が独立した市場を形成しているという前提は一次近似としては妥当なものであろう。もっとも、これらの市場が地方銀行および相互銀行の本店所在県以外にある支店の活動および都市銀行の活動によってつながっており、完全に孤立した分断市場ではないことも明らかである。

各県の市場集中度を表すハーフィンダール指数が、地方銀行、相互銀行、信用金庫だけに基づいて算出されており、信用組合、農林漁業協同組合の存在を考慮していないことも問題である。この前提は、これらの金融機関が小規模であり、いわゆる周縁企業の役割を果たしているの でなければ、容認されない。

以上の仮定のもとで、銀行の行動方程式を導出することが可能である。

貸出金利に関する回帰方程式は次のようになる。(注5)

$$(7.6) \quad \ln p = e_0 + e_1 \ln Y + e_2 \ln w + e_3 \ln r + e_4 HI$$

(+) (+) (+)

ここで、

$$e_4 = [e^{-b_1/(1-b_1)}(1+j_1)^{j_1(b+c)/(1-b_1)} - 1] \alpha, \quad b_1 = (b+c)(1+j_1).$$

係数の符号は、 $0 < b_1 < 1$ という仮定に依存している。仮定5で述べたように、 $0 < 1+j_1 < 1$ であるので、 $b+c \leq 1$ 、すなわち規模の経済性がなければこの条件は満足される。たとえ規模の経済性がある場合でも、 j_1 が十分に小さければこの条件は満足される。 e_4 の鉤括弧の部分は完全競争金利が独占金利よりも低い限り正である。しかしながら、独占が競争市場の銀行より遙かに高い技術的効率性を達成している場合には、独占の金利は完全競争金利よりも低くなる可能性がある。いいかえれば、仮説2が棄却され β が負の値をとれば、 e_4 の鉤括弧の部分が負になる可能性があり、それゆえ α の符号を e_4 の符号から推論することはできない。逆に、もし仮説2が受け入れられれば、仮説1は e_4 の符号によって確かめることができる。実際、 $0 < 1+j_1 < 1$ 、 $1-b_1 > 0$ 、 $\beta > 0$ が成立すれば、鉤括弧の部分が正になることは簡単な計算で確かめられる。

寡占的銀行の利潤関数は、

$$(7.7) \quad \ln \pi = d_0 + d_1 \ln Y + d_2 \ln w + d_3 \ln r + d_4 HI$$

(+) (-) (-)

ここで、 $d_4 = [(1-b_1)(1+j_1)^{b_1/(1-b_1)} e^{-\beta(1+j_1)/(1-b_1)} / (1-b-c) - 1] \alpha$ 。(注5) d_4 の符号は $\pi_m - \pi_c$ の符号と同じであるが、これは短期では β の符号に依存する。もし仮説2が棄却され、 β が負になれば d_4 の釣括弧の部分は正になり、それゆえ $d_4 > 0$ は $\alpha > 0$ を含意する。逆に仮説2が受け入れられた場合、釣括弧の部分の符号は確定せず、われわれは d_4 の符号から仮説1の正否を推論することはできない。長期では、 π_c はゼロになるので釣括弧の部分は β の値によらず常に正である。

コブ・ダグラス型生産関数に双対の費用関数が次のようになることはよく知られている。

$$(7.8) \quad \ln C = a_0 + \underset{(+)}{a_1} \ln Q + \underset{(+)}{a_2} \ln w + \underset{(+)}{a_3} \ln r + a_4 HI$$

ここで、 $a_0 = \left[-\frac{c}{h} \ln c - bh \ln b + \ln h - \frac{1}{h} \ln A' \right]$, $a_1 = \frac{1}{h} > 0$, $a_2 = \frac{c}{h} > 0$, $a_3 = \frac{b}{h} > 0$, $a_4 = \frac{\beta}{h}$, $h = b + c$ である。 $a_4 > 0$ が仮説2と1対1に対応することは明瞭である。

前章でみたように、日本の銀行業には余り大きくはないものの規模の経済性があることがいくつかの研究によって明らかにされている。したがって、少なくとも完全競争の場合には利潤最大化の2階の条件は満たされていない。長期において銀行がその規模を選択していると考えるのは無理があり、利潤関数・金利方程式では「短期」の行動を分析する必要がある。その際、問題になるのは銀行にとって固定的投入要素とは何かである。

ここでは、大蔵省による店舗規制に注目することにしよう。第5章で明らかにしたように、大蔵省はつい最近まで銀行店舗数を実効的に制約しており、この規制が銀行の規模を決定している可能性がある。

銀行の建物面積 f を固定的生産要素としたときの回帰方程式は、

$$(7.6)' \quad \ln p = e_0 + e_1 \ln Y + e_2 \ln w + e_3 \ln r + e_4 HI + e_5 \ln f$$

$$(7.7)' \quad \ln(\pi + qf) = d_0 + d_1 \ln Y + d_2 \ln w + d_3 \ln r + d_4 HI + d_5 \ln f$$

$$(7.8)' \quad \ln(C - qf) = a_0 + a_1 \ln Q + a_2 \ln w + a_3 \ln r + a_4 HI + a_5 \ln f$$

となる。ここで、 $e_5 = gj_1 / (1 - b_1) < 0$, $d_5 < 0$, $a_5 < 0$ である。(注5)

2.2 推定方法：市場関数と個別関数の区別

推定を実行するために次の追加的な仮定を採用しよう。

[仮定7]

貸出需要関数は全市場で同一であり、したがって、 j_0, j_1, j_2 は一定である。

[仮定8]

資本設備の市場は完全で、全銀行が同一の価格に直面している。したがって、資本のレンタル価格 r はクロスセクション回帰においては定数項に含めることができる。

金利方程式および利潤関数の係数はすべて $j_0 \sim j_2$ の関数であるので、仮定7なしでは推定不可能である。しかしながら、貸出需要の弾力性がどの程度同一とみなすことができるかは実証的問題であり、必ずしも満足されないかもしれない。この仮定を緩めるか、あるいはこの仮定が実際にどの程度満たされているかを実証的に明らかにすることは将来の重要な課題である。

一方、仮定8は資本のレンタル価格について信頼性の高いデータを得ることが困難なために度々採用されるものである。この単純化の仮定を放棄し、なんらかの価格指数を使うことは可能である。

もう一つの重要な問題は、推定のサンプルとして、銀行別のデータを使うか、それとも、市場別すなわち県別のデータを使うかである。費用関数については、個別費用関数も市場費用関数もわれわれの仮定のもとでは同一の定式化で表される。(註5) したがって、費用関数の推定は銀行毎のサンプルと県別のサンプルの両方によっておこなうことにしよう。

(7.7)と(7.7)'とで表される利潤関数は π_c を完全競争市場の総利潤として導出したのであるから、市場利潤関数と見なされるべきである。したがって、この両式は県別のデータを使って推定される。

個別利潤関数はどうやって導出されるであろうか？ この点を明らかにするために、貸出総需要関数(7.5)が $s_i = Q_i/Q$ を用いて次のように書き換えられることに注意しよう。

$$(7.5)' \quad p = j_0 (Q_i/s_i)^{j_1} Y^{j_2} = j_0 Q^{j_1} Y_i^{j_2}, \quad \text{ここで}$$

$$(7.5)'' \quad Y_i \equiv \frac{Y}{s_i^{j_1/j_2}}$$

(7.5)' を価格と個別銀行の産出量 Q_i との関係とみると、これは Y_i を需要者のスケール変数とする個別需要関数であると解釈できる。この類推によって、 i 番目の銀行の利潤関数が、

$$(7.9) \quad \pi_i = e^d Y_i^{d_1} w^{d_2} r^{d_3} e^{d_4 HI}$$

と書けると仮定しよう。ここで、 Y_i は(7.5)''で与えられる。このとき、総利潤関数は(7.9)を全銀行について合計したものである。すなわち、

$$(7.10) \quad \pi = \sum_i \pi_i = e^d Y^{d_1} w^{d_2} r^{d_3} e^{d_4 HI} \sum_i s_i^{-j_1/(1-b_1)}$$

$e^{d_0} = e^d \sum_i s_i^{-j_1/(1-b_1)}$ が成立するように d を定義すれば、(7.10)は先に求めた市場利潤関数(7.7)と一致する。それゆえ、(7.9)は(7.5)に対応する個別利潤関数であると解釈できよう。(7.9)の対数をとると、

$$(7.9)' \quad \ln \pi_i = d + d_1 \ln Y + d_2 \ln w + d_3 \ln r + d_4 HI + d_6 \ln s_i,$$

ここで、 $d_6 = -j_1/(1-b_1) > 0$ である。すなわち、個別利潤関数は市場利潤関数に当該銀行のマーケットシェアが加わったものにほかならない。

同様にして、次の個別短期利潤関数が、(7.7)''と整合的であることを示すことができる。

$$(7.9)'' \quad \ln \pi_i = d + d_1 \ln Y + d_2 \ln w + d_3 \ln r + d_4 HI + d_5 \ln f + d_6 \ln s_i$$

金利が市場で決定されるという本章の枠組では、全ての銀行について同一の金利が成立し、「個別金利方程式」は存在しない。しかしながら、いうまでもなく現実には金利は銀行毎に異なっている。現実と本章の理論とのギャップを埋めるには、理論にとり入れられなかった要素をアドホックな変数として導入する必要がある。たとえば、現実には貸出は資金の融通期間、担保の種類や価額、借り手の貸倒れリスクなどの「貸出の質」によって区別されるきわめて「異質な財」であるにもかかわらず、本章では、貸出は1種類しか存在しないと前提されている。個別銀行の金利水準はその銀行の貸出の質によって異なると思われる。

一つの銀行の平均的な貸出の質は当該銀行の規模とかなり相関しているかもしれない。わが国においては、大銀行ほど質のよい顧客を持つ傾向があるので標準金利の適用比率が高く、他の事情一定にして金利は低くなる。それゆえ、各銀行の金利の市場平均金利からの乖離幅は、その銀行の規模（たとえば預金量）によって良く捕捉できるかもしれない。このような考えに従って、われわれは、各銀行の預金量を説明変数に追加した「個別金利方程式」も推定することにしよう。

費用関数の推定においては、産出量 Q が内生変数であることに注意しなけ

ればならない。この同時推定バイアスを取り除くために、まず産出量の誘導形が次の形であることに注意しよう。

$$(7.11) \quad \ln Q_{obs} = \frac{e_0 - \ln j_0}{j_1} + \frac{(b+c)j_2}{1-b_1} \ln Y + \frac{e_2}{j_1} \ln w + \frac{e_4}{j_1} HI$$

生産量と費用とは同一のショックを被っている可能性が大きいから、(7.8)と(7.11)を連立させ、最尤法あるいは3段階最小自乗法で推定することにしよう。

2.3 データ

計測には1982年度のクロスセクションデータを用いた。静岡県をデータの都合で省くので、県毎のサンプル数は46である。一方、個別銀行のサンプルは、地方銀行と相互銀行だけを対象とするときは129、信金をもサンプルに加えるときは469である。(注6) 信用金庫についてはいくつかのデータが得られないので、その場合には前者のサンプルを用いざるを得ない。推定は特にことわりがなければ最小自乗法による。

費用(C)としては、人件費と物件費の合計をとり、Yには県民所得、利潤(π)としては、経常利益をとる。貸出Qと預金Dは年度末残高をとる。その他のデータの定義は次のようなものである。

HI: ハーフィンダール指数=各県について、当該県に本店を置く地方銀行、相互銀行、信用金庫の預金残高をもとに算出した。

p: 貸出金利=貸付金利息と手形割引料の和を貸出残高で除して求めた。

W: 貸金率=地銀・相銀については、人件費のうち給与・手当を従業員数で除して1人当りの平均貸金とする。信用金庫の場合には人件費を従業員数で除して1人当り平均貸金とする。信用金庫の従業員数は354行についてのみ得られた。

q: 単位面積当り建物賃貸料= qf として土地建物賃貸料を使用した。これには土地、建物、駐車場、電算機、事務機器等の賃貸料が含まれる。

第3節 推定結果

3.1 市場集中度が高いほど技術的効率性は高い

仮説2は費用関数の計測結果だけから検定できるから、まず、それを吟味す

表 7-1 費用関数の推定結果

| 式番号 従属変数 | 定数項 a_0 | $\ln Q$ a_1 + | $\ln w$ a_2 + | HI a_4 | $\ln f$ a_5 - | \bar{R}^2 サンプル数 |
|-------------|--------------|-----------------------|-----------------------|---------------|-----------------------|----------------------|
| 8 | -1.752** | 0.869** | 0.148 | -0.529** | | 0.984 |
| $\ln C$ | -5.13 | 37.95 | 0.95 | -5.67 | | 46 ^{a)} |
| 8' | -1.756** | 0.601** | 0.025 | -0.223* | 0.313** | 0.970 |
| $\ln(C-ql)$ | -4.70 | 8.98 | 0.17 | -2.29 | 3.99 | 46 |
| 8 | -2.610** | 0.882** | 0.368** | -0.092* | | 0.988 |
| $\ln C$ | -35.29 | 169.2 | 7.12 | -2.47 | | 469 |
| 8' | -2.338** | 0.651** | 0.279** | -0.131* | 0.260** | 0.979 |
| $\ln(C-ql)$ | -15.10 | 16.99 | 3.15 | -2.09 | 6.04 | 129 |
| 3段階 | -2.159** | 0.905** | 0.056 | -0.443** | | |
| $\ln C$ | -5.80 | 34.01 | 0.36 | -4.52 | | 46 ^{a)} |
| 3段階 | -1.648** | 0.502** | 0.037 | -0.219* | 0.420** | |
| $\ln(C-ql)$ | -4.40 | 4.56 | 0.26 | -2.33 | 3.43 | 46 |
| 3段階 | -8.122 | 2.135 | -5.499 | -0.564 | | |
| $\ln C$ | -0.44 | 0.51 | -0.28 | -0.34 | | 469 |
| 3段階 | -2.488** | 0.750** | 0.246* | -0.099 | 0.158 | |
| $\ln(C-ql)$ | -8.92 | 4.76 | 2.40 | -1.24 | 0.97 | 129 |

(注) f は床面積。上段は係数、下段は t 値。

* と**はそれぞれ、係数が5%および1%水準で有意であることを示す。

a) は県別サンプルの計算に於て、信用金庫が含まれていることを示す。

ることにしよう。推定結果は表 7-1 にまとめられている。全ての推定において、集中度の係数は負であり、市場が寡占的になるほど他の事情一定にして、費用は少なく済むことが分かる。われわれの分析枠組によれば、市場集中度の係数は $\beta/(b+c)$ であり、 $b+c$ は正であるから、この推定結果は $\beta < 0$ を意味する。したがって、仮説 2 は棄却され、寡占的な市場ほど他の事情一定にして、技術的効率性が高いと結論される。

この結果が信頼に足るものかどうかを知るために、表 7-1 をもう少し詳しく眺めてみよう。表の前半は、OLS 推定値、後半は 3 段階最小自乗法による推定値である。第 1 行は、各県別の長期費用関数の推定である。貸金率の係数は有意でないが、その他の係数は理論から予期される符号を満たしている。とくに産出量の係数の有意度は高い。2 行目は各県別のデータにもとづく「短期」費用関数の推定である。ここでは、固定的生産要素とみなした店舗面積は期待された符号を示さない。つづく 2 つの行は同様の推定を各行別のサンプルでお

こなったものである。これらは、貸金率の係数が有意に正になる以外、県別の推定とほとんど同じ結果を与えている。

後半の4つの行は、上記の推定を産出量の内生性を考慮して、3段階最小自乗法でおこなったものである。県別サンプルに基づく推定は最小自乗法によるものとほとんど変わりが無い。一方、各行別サンプルに基づく「長期費用関数」の推定結果は奇妙な結果を与えている。産出量の係数を含め、全ての係数が有意でない。「短期費用関数」の結果はハーフィンゲル指数の係数の有意度が低くなっているがその他の係数は符号条件を満足している。このように、各行別サンプルに基づく3段階最小自乗法と短期の費用関数の定式化には若干の問題が認められるものの、市場集中度が費用を節約する方に作用するという結論はほぼ認められるとよいであろう。

3.2 市場集中度が高いほど利潤は大きい

仮説2が棄却された場合には、仮説1の正否は利潤関数によって確かめることができる。そこで、次に利潤関数の計測結果を見ることにしよう。表7-2を見ると、ほとんどの場合、 HI の係数は有意に正であることがわかる。このことは、集中度が高いほど他の事情一定にして利潤が多いことを意味する。われわれの分析枠組によれば、仮説2が棄却されたとき、利潤関数における HI の係数が正であることは、 $\alpha > 0$ 、すなわち仮説1が認められたことを意味する。

表 7-2 利潤関数の推定結果

| 式番号 従属変数 | 定数項 d_0 | $\ln Y$ d_1 + | $\ln w$ d_2 - | HI d_3 | $\ln f$ d_5 + | $\ln S$ d_6 + | \bar{R}^2 サンプル数 |
|-----------------|--------------|-----------------------|-----------------------|---------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| 7 | 2.582 | 0.469** | 0.474 | 1.162* | | | 0.338 |
| $\ln \pi$ | 1.81 | 4.82 | 0.68 | 2.13 | | | 46 |
| 7 | 0.621 | 0.733** | 0.507 | 0.176 | | | 0.891 |
| $\ln \pi$ | 0.69 | 12.97 | 1.05 | 0.56 | | | 46 ^{a)} |
| 7' | -3.283** | 0.219** | -0.471 | 0.999** | 0.863** | | 0.839 |
| $\ln(\pi + qf)$ | -3.65 | 3.90 | -1.28 | 3.70 | 9.84 | | 46 |
| 9' | 1.352** | 0.539** | 0.889** | 0.697** | | 0.693** | 0.811 |
| $\ln \pi$ | 2.87 | 15.03 | 4.71 | 3.38 | | 37.41 | 469 |
| 9' | 1.065 | 0.643** | 0.613* | 0.622* | | 1.045** | 0.856 |
| $\ln \pi$ | 1.53 | 11.45 | 2.15 | 2.10 | | 20.51 | 129 |
| 9'' | -0.895 | 0.503** | 0.277 | 0.459* | 0.355** | 0.702** | 0.911 |
| $\ln(\pi + qf)$ | -1.27 | 8.67 | 1.30 | 2.16 | 4.07 | 9.34 | 129 |

(注) 表7-1の注参照。

推定結果をもう少し子細にみてみよう。まず、表の前半は前節での議論に従って、(7.7)と(7.7)'を県別のサンプルで推定した結果である。需要者のスケール変数として採用された県民所得は理論の予測通り有意に正である。しかし、貸金率は期待された符号を満たさない。そこでこれを除外して推定すると *HI* の有意度はもう少し高くなる(結果は示していない)。信金をも含めて算出した県別データを用いると、ハーフィンダール指数の係数は有意でなくなる。

「短期利潤関数」の推定は全ての係数が期待された符号を満足している。すなわち、店舗面積の係数は有意に正であり、貸金率の係数もこの場合有意ではないものの負の値をとる。

残りの3行は各銀行をサンプルとする推定である。ここでは、(7.9)'、(7.9)のように各行のシェアが推定式に加えられている。この推定値は貸金率の係数が正であることを除いて全て満足すべき結果である。

このように、利潤関数の推定結果は概ね満足すべきものであり、これらの結果に基づいて、仮説1が受け入れられると結論してよいであろう。

3.3 市場集中度と貸出金利の関係は明らかでない

金利方程式の結果は表7-3に示されている。前節で論じたように、金利方程式は県別データで推定すべきであるが、この推定の結果は方程式全体として有意な説明力を持たなかった。そこで、表にはまず、(7.6)、(7.6)'を各銀行のデータを用いて推定した結果を示している。 $\ln Y$ と、 $\ln f$ は期待された符号をとっているものの有意度は低い。貸金率は理論とは逆に有意に負である。*HI* の係数は全く有意でない。これらの推定結果は総じて満足できるものではない。

前節で注意したように、個別銀行の貸出金利を従属変数とする場合には、貸出の質を表す代理変数として銀行の規模を説明変数として加えるべきであるかもしれない。われわれは試みに預金量を銀行の規模を表す変数として採用しよう。このとき、回帰式は次のようになる。

$$(7.12) \quad \ln p = e_0 + e_1 \ln Y + e_2 \ln w + e_3 HI + e_4 \ln D$$

(7.12)の推定結果は表7-3の第4行に記されている。預金量の係数は有意に負であり大銀行ほど質の良い借手手を顧客にしているので貸出金利が低いことが分かる。回帰式全体のフィットも大幅に改善され、 $\ln Y$ の係数も有意である。*HI* の係数は正であるが、有意度は低い。

表 7-3 金利方程式の推定結果

| 式番号 従属変数 | 定数項 | ln Y + | ln w + | HI | ln f - | ln D + | \bar{R}^2 サンプル数 |
|-------------------|----------|-----------|-----------|---------|-----------|-----------|----------------------|
| 6 | -2.687** | 0.246 | -0.170 | 0.080 | | | 0.021 |
| ln p | -10.39 | 1.31 | -2.00 | 0.72 | | | 129 |
| 6 | -2.557 | 0.191* | -0.154** | 0.011 | | | 0.045 |
| ln p | -24.72** | 2.55 | -4.14 | 0.25 | | | 469 |
| 6' | -2.537** | 0.282 | -0.606 | 0.098 | -0.334 | | 0.031 |
| ln p | -9.21 | 1.50 | -0.54 | 0.88 | -1.52 | | 129 |
| 13 | -2.345** | 0.206** | 0.585 | 0.043 | | -0.472** | 0.282 |
| ln p | -25.69** | 3.18 | 1.60 | 1.09 | | -12.45 | 469 |
| | | Y | w | | | D | |
| 14 | 0.08** | 0.219* | -0.279** | 0.0055 | | | 0.097 |
| p | 18.53 | 2.31 | -3.35 | 1.19 | | | 129 |
| 14' | 0.073** | 0.275** | -0.119 | 0.0087 | | -0.249* | 0.136 |
| p | 14.72 | 2.88 | -1.16 | 1.85 | | -2.56 | 129 |
| 14' | 0.068** | 0.29** | | 0.0096* | | -0.314** | 0.133 |
| p | 33.81 | 3.07 | | 2.07 | | -4.11 | 129 |
| 14' | 0.076** | 0.164** | | 0.006** | | -0.735** | 0.254 |
| p | 82.2 | 4.49 | | 2.84 | | -13.35 | 570 |
| | | ln Y | ln w | | | | |
| 6 | -3.142** | 0.104** | -0.186 | -0.344 | | | 0.400 |
| ln R _e | -6.54 | 3.05 | -0.76 | -1.82 | | | 46 ^{a)} |
| 6' | -3.185** | 0.081* | -0.255 | -0.305 | -0.210 | | 0.293 |
| ln R _e | -5.21 | 2.12 | -0.10 | -1.66 | -0.04 | | 46 |

(注) 表 7-1 の注参照。

さて、われわれの分析枠組に従えば、仮説 2 が既に棄却されているので、HI の係数が有意でないことはとりわけ不都合な結果ではない。すなわち、集中度の高い市場の銀行の方が技術的効率がよいので、たとえより高い利潤を確保していても、費用を節約することによって、金利を低い水準に抑えることができるのである。しかしながら、「寡占的な市場ほどより高い金利を付ける」という伝統的な市場構造—成果仮説が成立する余地がないかどうかを確かめるために、われわれは次に述べるような検討をおこなった。

第 1 は、変数の対数値を用いるかわりに、対数をとらないもとの値を用いることである。

$$(7.13) \quad p = e_0 + e_1 Y + e_2 w + e_4 HI$$

$$(7.13)' \quad p = e_0 + e_1 Y + e_2 w + e_4 HI + e_5 D$$

表7-3の5～8行に示したように、これらの推定において、 HI の係数は有意に正になる。貸金率の係数が負であることを除けばこの推定結果は満足すべきものである。貸金率を除外した推定では、 HI の係数は一層有意になる。これらの結果は、金利に関する伝統的な構造—成果仮説が成立していることを示唆している。

第2に、貸出実効金利を吟味した。貸出表面金利の上限および下限は公定歩合に連動して決定されているので、銀行は貸出表面金利を完全に自由には決定できない。しかし銀行は表面金利に制約を感じる時には、拘束性預金の額を変更することによって、貸出から得る実際の収益率を動かすことが可能である。すなわち、貸出額 L を R_e の金利で貸したいが、貸出の表面金利は R の水準に固定されて動かせないとし ($R < R_e$)、預金金利が R_D であるとする、名目的な貸出を $L+K$ おこなひ、 K の額を預金させれば、貸出の利子収入が $R(L+K)$ 、拘束預金の利子支払いが $R_D K$ であるから、実際には L の貸出を

$$(7.15) \quad R_e = \frac{R(L+K) - R_D K}{L}$$

で表される金利でおこなったことになる。この R_e を実効金利、 L を実効貸出額と呼ぶ。

もし、銀行と企業がこうして計算される実効金利を巡って貸出交渉をしているのであるならば、われわれの分析においても表面金利でなく実効金利を用いなければならない。実効金利を用いる分析では常にデータが問題となる。特に本章で必要とされる県別あるいは各行別の実効金利を得るのは困難である。本章においては、 K のデータとして都道府県別の一般法人預金を使うことにしよう。これは当座預金から定期性預金までいろいろな種類の預金を含んでいるので、これに対応する利子率を正確に知ることはできない。ここでは、一年物の定期預金金利を採用することにする。

推定の結果は表7-3の最後の2行に記されている。表面金利を用いた県別の推定に比べるとフィットは大幅に改善されている。このことは実効金利の分析が妥当であることを示唆している。しかしながら、貸金率と建物面積の係数は有意でなく、推定結果は十分に満足できるものではない。集中度を表す HI の係数は有意度は低い負である。すなわち、寡占的な県ほど低い貸出実効金利を付けていることを意味する。この結果は表面金利を用いた上記の結果と矛盾

しており、直観的には受け入れがたい。

以上見たように、われわれは金利方程式についていくつかの改善を試みたが、決定的な結論をくだせるほど明確な結果は得られなかった。金利の水準が市場集中度とどのように相関するかという問題の解明は将来の課題としたい。

第4節 結 び

本章においてわれわれは、金利方程式、費用関数、利潤関数を推定して、日本の銀行業で市場構造—成果仮説が成立するかどうかを吟味した。従来の分析と比較したとき、本章の方法は、説明変数をできる限り理論的に選択している点に特徴がある。

本章の結論は次の2つにまとめることができる。

- (1) 市場集中度が高いほど、銀行の技術的効率性は高い。
- (2) 市場集中度が高いほど、市場成果は独占の状態に近い。

第1の結論は市場集中度が銀行の費用に節約的な効果を持つという費用関数の推定結果から推論された。この結論をどのように解釈すべきであろうか。この解釈は、推定が県別のサンプルにもとづいておこなわれたのかそれとも個別銀行のサンプルを用いているのかによって異なることに注意されたい。県毎のサンプルにもとづいた推定の場合、この推定結果が「大銀行ほど技術的効率が高い」ことを示していると解釈できる。なぜならば、県別サンプルの場合、説明変数に用いた貸出量($\ln Q$)は県全体の貸出額であるので、費用関数の結果は同一の規模の市場で集中度が高い市場ほど費用が節約されていることを示しており、このような市場には相対的に大きな銀行が存在するからである。これに対し、個別銀行にもとづく推定結果をこのように解釈することはできない。なぜならば、この結果は、同一の規模の銀行がより寡占的な市場で営業した場合、費用が節約されることを示しているからである。

個別銀行のサンプルにもとづく結果に対して可能な一つの解釈は次のようなものである。預金金利が規制されてきたため、銀行は涉外系の増員や景品といった非価格競争手段に頼らざるを得ない。ところが、預金はいま最近まで、小口預金者にとってほとんど唯一の貯蓄手段であったので、預金の総量はこの預金者へのサービスを含めた「実効預金金利」に非弾力的であったと想像される。競争的市場の銀行は非競争的市場の銀行と比較して、同量の預金を確保するた

めに非価格競争により多くの支出をせざるを得ない。したがって、費用関数の推定結果は、あたかも競争的な市場の銀行が非効率的な技術を採用しているように見えるであろう。

第2の結論は集中度の増大が利潤の増大につながるという利潤関数の推定結果から導かれた。しかし、より高い集中度がより高い貸出金利をもたらすかどうかは明らかでない。本章の分析枠組に基づけば、この結果は、独占的な銀行の技術的効率性が高いために、独占金利がかならずしも競争的な金利よりも高くはないことから生じたと解釈される。

本章の分析結果は、集中度の高まりは浪費的な支出の増大につながらないが、利潤の増加につながることを示している。この結果はどのような政策的インプリケーションを持っているであろうか？ 第1に、大銀行ほど技術的効率性が高いという結果は銀行規模の縮小を図るような政策の必要がないことを示している。一方、利潤と集中度に正の相関が認められたことは、店舗規制、営業区域規制、新規参入規制が銀行間の競争を制限し、好ましくない所得分配上の問題を引き起こしていることを示唆している。

本章の分析はいくつかの点で不完全なものである。いくつかの仮定はかなり制約的なものであり、上記の結論がこの仮定に依存している可能性は否定できない。たとえば、変数を対数値とするかどうかは、金利方程式の結果に大きな影響を与えた。コブ・ダグラス型の生産関数、貸出需要関数の仮定は制約的であるかもしれない。信用組合や本店所在県外の支店の無視が好ましくないことはいうまでもない。短期の費用関数の推定は、固定的生産要素の係数の符号が正しくなく、再考の余地がある。また、金利や利潤率に対する規制が重要であるにもかかわらず、本章のモデルではそれらは具体的に考慮されていない。

このような欠点にもかかわらず、できるだけ単純な理論的枠組で市場構造—成果仮説を吟味するという本章の目的は、予想以上の成功を納めたように思われる。

第7章 注

(注1) 代替的な方法として、時系列的にみて、銀行業の市場集中度が高くなったときに価格・利潤率が高くなる傾向があるかどうかを調べるのが考えられる。

この方法については、利潤や金利の時間的な変動は景気の状態に大きく左右されることが問題であり、それらの影響を上手に取り除くことが出来るかどうかには分析の可否が掛かっている。

(注2) 前者の実証研究としては、Edwards(1977)およびそれに対する批判として、Smirlock-Marshall(1983)などがあげられる。後者の実証研究としては、Richard-Villanueva(1980)、Mullineaux(1978)、サーベイとしては、筒井(1986)、Førsund et al.(1980)をあげることができよう。

(注3) たとえば、Clarkson-Miller(1983)の119ページを参照されたい。

(注4) 効用関数が線形である限り、経費愛好仮説を本章のモデルに組み込んでも、(7.6)、(7.7)、(7.8)式は、定数項を除いて変化しないことは次のように示される。

経営者の効用関数は次のようであると仮定する。

$$(N7-1) \quad U(\pi, E, F) = x\pi + yE + zF.$$

ここで、 $E \equiv wL$ 、 $F \equiv rK$ 、 x, y, z は定数、利潤および支出の定義を代入すると、

$$(N7-2) \quad U = xpQ - [(x-y)rK + (x-z)wL].$$

ここで、 xp 、 $(x-y)r$ 、 $(x-z)w$ をそれぞれ p' 、 r' 、 w' と定義し直せば、(N7-2)の効用最大化は本文中の利潤最大化と形式的に一致する。 $\ln w' = \ln(x-z) + \ln w$ などが成立するから、利潤関数、費用関数、金利方程式は本文で示されたものと定数項を除いて一致する。

(注5) 導出の過程は、Mori-Tsutsui(1987)の補論に述べられている。

(注6) 金利方程式で預金量を使うときには570のサンプルがとれる。

終 章

本書は、日本の金融市場および銀行業の諸特徴をできる限り実証的に検討した。そこでの主眼点は、金融現象を経済理論で説明し理解することであって、現象を単に記述するよりも深い理解を試みることであった。見方を変えれば、これは、経済理論の正否を、単にその論理的整合性のチェックだけでなく、その現実説明力によって確かめる試みである。

各章において、具体的な仮説が提示され、統計的に検証された。もちろんそれらの分析にはいろいろな問題点が存在するものの、だいたいにおいて明確な実証結果が得られたといえよう。各章の具体的な分析の問題点はそれぞれの章で指摘したので、改めて繰り返さない。ここでは、全体としての「本書の限界」をあげることにしよう。

本書の分析の限界は、各節の分析の前提や結論が必ずしも整合的でないことである。その最たるものは、第1章と第3章の結論の違いに現れている。他にも、各分析の前提の違いはいくつも認められる。たとえば、第6章の分析によれば規模の経済性が認められるのであるから、他の章で前提された銀行の利潤最大化行動を記述するに際して、その規模がどのように決定されるかを述べる必要があったであろう。また、店舗規制の分析で仮定された銀行の生産関数は、他の章の銀行の行動モデルと必ずしも整合的ではないし、市場構造一成果仮説の分析で採択された銀行の寡占モデルは他の章では用いられていない。

このような各章の前提の不協和音は、各章がもともと独立した論文から成ることにも起因するが、もっと根本的には、さまざまな金融現象を統一的に説明できる理論モデルが未だ存在していないために他ならない。そのため、ある現象に焦点を合わせるときにはその現象を分析するのに都合のよいようなモデルを用いるという「場当りの分析」にならざるを得ない。いわば、「群盲、象を撫でる」の諺のように、鼻をさわっては蛇のようだといい、耳をさわっては鳥のようだと知っているのが金融論の現状であるといえよう。しかしながら、われわれはこのこと自体に悲観的になる必要はない。この状態は、経済学の発展

の歴史の一コマであり、このような分析を積み重ねていくことによって、やがて、全体の「象」のイメージを得ることが可能になると期待しよう。

本書は、「金融現象を経済理論で説明する」という以上に、一つの統一的な見方で諸現象を理解することを読者に強いるものではない。もちろん著者が、研究を開始するに当たって分析の結論に一定の予想を抱いていることは事実であるが、その先験的な見方にあくまで固執しようとするものではない。むしろ、分析を進めるに当たって、先入観にとらわれることなく、仮説に対して客観的で公平な検定がおこなわれるように留意している。実証分析で得られるものが、現実の一つの断面を見るものに過ぎない以上、むりやり統一的な理解を試みるよりも、現実の形に素直に触れてみる方が重要であると考えからである。経済学的发展にとって現在問題なのは、このような態度の分析の集積が十分でないことではなからうか。金融という巨大な「象」を隈なくさわってみることが全体像の把握に必要なのに、実証分析の蓄積はまことに乏しいものである。しかも、経済学では環境を制御した実験ができず、統計データを確率論的に扱うことによって制御実験によって得られるのと類似の事実をつかもうとするしかないという方法上の制約があるので、われわれは、実証分析の結果をそう簡単に信じるわけにはいかない。複数のデータで、複数のアプローチで傾向的に支持された結果のみを事実として受け入れるべきであろう。

その意味では、本書の分析の中で、「事実」と認められるのは、わずかに第1章の不均衡分析の結果にすぎない。貸出市場の不均衡分析は例外的にいくつもの実証研究がおこなわれたトピックスであって、貸出市場が不均衡であるという結論はかなり信用できるものである。これに対し、第3章の主題である暗黙契約理論による貸出市場の理解については、研究の蓄積は十分でない。本書ではその有効性が明確に認められているのに対し、最近発表された堀内氏等の研究（堀内・福田(1987)参照）では、メインバンク関係のリスクシェアリング機能に否定的な結果が得られている。今後の研究の積み重ねなしにこの問題に結論をくだすのは時期尚早である。また、第2章の分析については、新規貸出金利の推定に主要な努力が払われており、それをういた銀行行動の研究には手がついていないというべきである。

第II部では、伝統的な産業組織論の手法に基づいて、銀行業の実証的な検討を試みた。第II部の分析の結論はつぎのように要約されよう。

<銀行業は参入規制，金利規制，店舗規制を始めとする非価格競争規制などによって嚴重に管理されている。銀行市場は県別（あるいは業態別）に分断されている可能性があり，そうだとすると市場集中度は高い。また，大銀行については規模の経済性が存在する。その一部分は規制によってもたらされているが，技術的・組織的特性に基づく経済性も存在する。このような市場構造のもとで，銀行はカルテル的協調行動をとっている。そのことは，規模ではかった序列が固定していることに如実に現れている。県別に比較すると，市場集中度の高い県ほど利潤は大きい。しかし，暗黙のカルテルの存在は経費の浪費の支出には結び付いていない。このような産業組織の枠組みは，金融の自由化，国際化の進展と共に競争的な方向に変化しつつある。店舗規制の実効性は既に低下している可能性がある。実質的な参入が可能な条件が整うことによって，将来，銀行カルテルの存続は難しくなるかもしれない。>

このような分析は，規模の経済性の研究を除けば，ほとんどおこなわれたことがなかった。したがって，店舗規制の分析も，銀行業の市場構造と成果の分析も暫定的な結論を与えるものであり，今後の研究の礎と成るべきものと位置づけるべきである。

今後の産業組織論的研究が多く研究者によっておこなわれることを願い，最後に，本書第II部がやり残した重要な問題点を指摘しておこう。第Iに，第II部の分析対象は民間商業銀行に限定されており，公的金融，証券業，保険業が，全く視野に入っていない。証券業，保険業は，銀行業よりも一層寡占的，非競争的であると想像されるが，もしそうであれば，銀行業への参入圧力は小さく，銀行カルテルは長期間生きながらえるかもしれない。

金融の国際化の影響も，ほとんど検討されていない。周知のように，今日，国内外の短期金融市場は裁定を通じて，事実上一体化している。それによって，企業の資金調達ルートには大きな変化がみられる。金融機関にとっても，預金・貸出という伝統的な方法による利潤は減少し，利潤機会が多様化している。これらの変化が銀行業の産業組織に大きな影響を与えることは疑いない。しかし，金融の自由化が直ちに銀行業の競争化につながるわけではない。最も重要な契機は，参入規制の撤廃と小口貯金金利の自由化にある。

第3に，「人為的低金利政策」の評価は，従来の銀行業の最も重要な「市場成果」であるにもかかわらず，実証的検討がなされていない。

第4に、銀行業の産業組織を分析したといいながら、銀行間の重層的な関係は問題にされていない。大銀行と中小銀行には系列関係が存在し、それが資金の流れに重要な影響を与えている。このような系列化の問題は、産業組織論の中心的话题の一つであったにもかかわらず、本書では取り上げられていない。本書の分析は、産業組織論のもっとも初歩的な話題にとどまっている。新投資、新製品開発、製品差別化、差別価格の問題など、産業組織論の手法によって明らかにできるかもしれない問題が山積している。

参 考 文 献

各文献の末尾の数字は、本書で引用されている章を表す。

日本語文献 (五十音順)

- 浅子和美・内田裕子 (1986) 「日本の銀行貸出市場—不均衡分析の新しい視点」『金融研究』第6巻, 2月, 61-98頁, (1章)
- 池尾和人 (1981) 「暗黙の契約と銀行貸出市場」『岡山大学経済学会雑誌』第12巻, 109-121頁, (3章)
- (1985) 『日本の金融市場と組織』東洋経済新報社, (3章)
- (1987) 「銀行行動の応用ミクロ分析」館龍一郎・蠟山昌一編『日本の金融 [I] 新しい見方』第2章, 57-92頁, (3章)
- 井沢裕司 (1983) 「自然独占の理論と電気事業」『電力経済研究』第17巻, 127-144頁, (5章)
- ・筒井義郎 (1983) 「日銀貸出の決定メカニズム」『経済研究』第34巻, 4月, 139-147頁, (1章)
- 伊藤隆敏 (1985) 『不均衡の経済分析』東洋経済新報社, (1, 3章)
- ・植田和男 (1982) 「貸出金利の価格機能について」『季刊理論経済学』第33巻, 25-37頁, (1章)
- 岩田一政・浜田宏一 (1980) 『金融政策と銀行行動』東洋経済新報社, (1, 4章)
- 岩田規久男・堀内昭義 (1985) 「銀行業における公的規制」『経済学論集』第5巻, 第1号, 2-33頁, 第2号, 47-75頁, (4章)
- 江口英一 (1977) 「コメント：堀内昭義『窓口指導の有効性』」『経済研究』第28巻, 7月, 242-245頁, (4章)
- (1987) 「金融政策運営と金融政策手段」『経済研究』第38巻, 26-40頁, (4章)
- 貝塚啓明・小野寺弘夫 (1974) 「信用割当について」『経済研究』第25巻, 13-23頁, (1章)
- 粕谷宗久 (1986) 「economies of scope の理論と銀行業への適用」『金融研究』第5巻, 49-79頁, (6章)
- 金子 隆 (1981) 「『窓口指導』下の貸出行動」『三田商学研究』第24巻, 103-119頁, (4章)
- 釜江広志 (1978) 「日本の貸出市場における不均衡について：ノート」『商学討究』

- (小樽商科大学)第28卷, 67-76頁。(1章)
- (1980, a)「日本の貸出市場の不均衡の計測—改善されたデータを用いて」『経済研究』第31巻, 81-87頁。(1章)
- (1980, b)「貸出の需要供給と貸出金利の關係の計測」『季刊理論経済学』第31巻, 71-78頁。(1章)
- 木下信行(1985)「貸出市場と金融政策」『ESP』59号, 7月。(2章)
- 黒田 巖(1979)「わが国における貸出金利の決定について—従来の議論の再検討と新たな視点」『金融研究資料』2号, 25-52頁。(1章)
- 黒田昌裕・金子 隆(1985)「銀行業における規模の経済性と貸出供給行動」『金融研究』第4巻, 9-44頁。(6章)
- 経済企画庁(1984)『経済白書』。(2章)
- 公正取引委員会(1969)『日本の産業集中—昭和38~41年—』東洋経済新報社。(4章)
- 小林桂吉(1979)「戦後銀行行政史」『ファイナンス』各号。(5章)
- ゴムレベ, カーター H.・ホーランド, ディヴィッド S.(1982)『アメリカの銀行制度』馬淵紀壽訳, 日本経済新聞社。(5章)
- 今 喜典(1983)「商業貸出市場における金利変動—暗黙契約理論の応用」『経済研究』(小樽商科大学)第34巻, 6月, 97-113頁。(3章)
- 佐竹 浩・橋口 収(1967)『銀行行政と銀行法』有斐閣。(5章)
- 清水啓典(1984)「純新規貸出金利の伸縮性と金融市場分析」『ビジネスレビュー』(一橋大学)第31巻。(2章)
- (1985)「貸出市場の均衡と純新規貸出金利」『一橋論叢』第94巻。(2章)
- 鈴木淑夫(1968)「日本の金利変動と貸出・投資」『季刊理論経済学』第19巻1号, 25-37頁。(1章)
- (1974)『現代日本金融論』東洋経済新報社。(1, 4章)
- 首藤 恵(1985)「銀行業の Scale and Scope Economies」『ファイナンス研究』第4巻, 43-57頁。(6章)
- (1987)『日本の証券業—組織と競争』東洋経済新報社。(4章)
- 住友信託銀行調査部(1985)「『貸出金利の硬直性』について—貸出金利の需給調整機能の実証分析—」『調査月報』1155号。(2章)
- 全国銀行協会(1971)「銀行貸出自主規制金利の推移—金利規制の弾力化・簡素化への歩み—」『金融』11月号。(3章)
- (1975)「銀行の貸出自主規制金利の廃止について」『金融』5月号, 24-32頁。(3章)

- (1985) 「店舗行政の変遷と店舗配置 (上) (下)」『金融』464・465号。(5章)
- 武田真彦 (1985) 「貸出金利の決定に関する理論的考察」『金融研究』第4巻, 3月, 1-32頁。(1, 4章)
- 竹中平蔵 (1983) 「資金フローの変化と金利機能」『経済セミナー』3月, 38-45頁。(1章)
- 辰巳憲一 (1984) 『日本の銀行業・証券業—金融行政と産業組織の実証分析』東洋経済新報社。(4, 5章)
- 田村 茂 (1972) 「銀行の規模と効率」『三田商学研究』第15巻, 42-55頁。(4, 5, 6章)
- 筒井義郎 (1981) 「わが国の銀行貸出市場は均衡しているか?—展望—」『証券経済』第136号, 6月, 81-106頁。(1章)
- (1982, a) 「わが国銀行貸出市場の不均衡分析」『季刊理論経済学』第33巻, 4月, 38-54頁。(序, 1章)
- (1982, b) 「新規貸出金利の推定」『大阪大学経済学』第32巻, 3月, 272-291頁。(序, 2章)
- (1985) 「新規貸出金利:再計測」『オイコノミカ』第21巻, 3月, 297-343頁。(序, 2章)
- (1986) 「金融機関の規模の経済性と技術的効率性」『オイコノミカ』第22巻, 43-66頁。(4, 7章)
- ・蠟山昌一 (1987) 「金融業の産業組織」館龍一郎・蠟山昌一編『日本の金融』第1巻, 第5章, 東京大学出版会, 177-220頁。(序, 4章)
- 寺西重郎 (1982) 『日本の経済発展と金融』岩波書店。(4章)
- 西川俊作 (1972) 「銀行における規模の経済性」貝塚啓明編『リーディング金融政策』日本経済新聞社, 所収。(4, 6章)
- (1973) 「銀行—競争とその規制」熊谷尚夫編『日本の産業組織 I』中央公論社, 所収, 267-301頁。(4, 6章)
- 二宮正司 (1977) 「Stepwise Chow Test」『季刊理論経済学』第28巻, 50-60頁。(6章)
- 日本銀行調査統計局 (1985) 「金融の自由化・国際化の下での金利変動の特徴について」日銀調査月報4月号, 1-29頁。(1章)
- 根岸 隆 (1980) 『ケインズ経済学のミクロ理論』日本経済新聞社。(3章)
- 野間敏克 (1986, a) 「わが国銀行の『規模の最大化』行動—行動基準の実証分析—」『季刊理論経済学』第37巻, 12月, 336-350頁。(4章)
- (1986, b) 「銀行の行動基準と金融政策手段の有効性」『経済研究』第37巻,

- 117-125頁. (4章)
- (1987)「預金市場の需給分析—インプリシット金利の推計を通じて—」『大阪大学経済学』第36巻, 7月, (1, 4章)
- ・筒井義郎 (1987, a)「わが国銀行業における規模の経済性とその源泉」『経済研究』第38巻, 7月, 251-262頁. (序, 6章)
- ・—— (1987, b)「わが国銀行業における規模の経済性: トランスログ費用関数および資本レンタル価格の検討」『大阪大学経済学』第36巻, 3月, 218-229頁. (6章)
- 浜田宏一・石山行忠・岩田一政 (1976)「わが国の貸出市場構造—都市銀行と地方銀行との貸出金利を中心として—」『経済分析』(経済企画庁経済研究所) 第61号, 3月. (1章)
- ・岩田一政・石山行忠 (1977)「日本の貸出市場における不均衡について」『経済研究』第28巻, 193-203頁. (1章)
- 伴 金美 (1977)「信用割当と企業行動」『経済研究』第28巻. (1章)
- 古川 顕 (1977)「わが国銀行貸出金利の計測」『経済学論集』(神戸学院大学) 第9巻, 519-548頁. (1章)
- (1979)「不均衡分析と日本の貸出市場」『季刊理論経済学』第30巻2号, 130-142頁. (1章)
- (1981)「日本銀行の貸出供給ルール」『季刊現代経済』第45号, 61-75頁. (1章)
- (1985)『現代日本の金融分析』東洋経済新報社. (4章)
- 堀家文吉郎 (1962)「銀行の規模と店舗配置」『金融ジャーナル』(『銀行行動の研究』日本経済評論社, 1975年, 第11章所収). (5章)
- 堀内昭義 (1980)『日本の金融政策』東洋経済新報社. (4章)
- (1981)「わが国銀行業の長期的構造変化—都市銀行シェア・ダウンの実証分析」
- 蠟山昌一編『金融・証券講座』第5巻, 東洋経済新報社, 29-60頁. (4, 5章)
- (1987)「金融機関の機能—理論と現実—」館龍一郎・蠟山昌一編『日本の金融 [I] 新しい見方』第1章, 23-56頁. (3章)
- ・大滝雅之 (1987)「金融: 日本の経済成長と資金配分」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会. (1, 4章)
- ・佐々木宏夫 (1980)「家計の預貯金需要と店舗サービス」『経済研究』第33巻, 219-229頁. (5章)
- ・福田慎一 (1987)「日本のメインバンクはどの様な役割を果たしたか?」『金融研究』第6巻, 10月, 1-27頁. (3章)

- 吉岡完治・中島隆信(1987)「わが国銀行業における規模の経済性について」『金融研究』第6巻, 1-30頁。(6章)
- 林原行雄(1978)「金利の伸縮性について」『ESP』93-98頁。(1章)
- 蠟山昌一(1971)「わが国の金融メカニズム」島野卓爾・浜田宏一編『日本の金融』岩波書店。(1章)
- (1982)『日本の金融システム』東洋経済新報社。(4, 5, 6章)
- ・岩根 徹(1973)「わが国の銀行業における規模の経済性」『大阪大学経済学』第23巻, 117-134頁。(4, 5, 6章)
- ・首藤 恵(1981)「金融業の産業組織分析について」貝塚・志村・蠟山編『金融証券講座』第3巻, 199-234頁。(4, 6章)
- 脇田安大(1983)「わが国の貸出市場と契約取引一貸出金利の硬直性に関する一解釈」『金融研究』第2巻, 47-76頁。(3章)
- 鷲尾 透(1968)「わが国銀行における規模の経済」『銀行経営における規模の経済性』, 文雅堂銀行研修社。(6章)

英 語 文 献 (アルファベット順)

- Akerlof, G. A. and H. Miyazaki(1980) “The Implicit Contract Theory of Unemployment Meets the Wage Bill Argument,” *Review of Economic Studies*, vol. 47, January, pp. 321-338. (3章)
- Azariadis, C.(1975) “Implicit Contract and Underemployment Equilibria,” *Journal of Political Economy*, vol. 83, December, pp. 1183-1202. (3章)
- Baltensperger, E.(1972) “Cost of Banking Activities Interactions between Risk and Operating Costs,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 4, pp. 467-488. (6章)
- , (1978) “Credit Rationing: Issues and Question,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 10, May, pp. 170-183. (1章)
- Benston, G. J.(1965) “Branch Banking and Economies of Scale,” *Journal of Finance*, vol. 20, pp. 312-331. (5, 6章)
- , (1972) “Economies of Scale of Financial Institutions,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 4, pp. 312-341. (5章)
- , G. A. Hanweck, and D.B. Humphrey (1982) “Scale Economies in Banking,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 14, pp. 435-456. (5, 6章)
- Borts, G. H. (1954) “Increasing Returns in Railway Industry,” *Journal of Political Economy*, vol. 62, pp. 316-333. (5章)

- Bowden, R. J. (1978) *The Econometrics of Disequilibrium*, North-Holland. (1章)
- Bradley, M.D. and D.W. Jansen (1987) "Deposit Market Deregulation and Interest Rates," *Southern Economic Journal*, pp. 478-489. (1章)
- Caves, R. (1967) *American Industry: Structure, Conduct, and Performance*, 2nd edition, Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall. (4章)
- Chow, G. C. (1960) "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, vol. 28, July, pp. 591-605. (1章)
- Christensen, L. R. and W. H. Greene (1976) "Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation," *Journal of Political Economy*, vol. 84, pp. 655-676. (5, 6章)
- Clarkson, K. W. and R. LeRoy Miller (1983) *Industrial Organization: Theory, Evidence, and Public Policy*, McGraw-Hill. (4, 7章)
- Cooley, T. F. and S. F. LeRoy (1981) "Identification and Estimation of Money Demand," *American Economic Review*, vol. 71, December, pp. 825-871. (1章)
- Deshmukh, S. D., S. I. Greenbaum, and G. Kanatas (1983) "Interest Rate Uncertainty and the Financial Intermediary's Choice of Exposure," *The Journal of Finance*, vol. 38, March, pp. 141-147. (3章)
- Edwards, F. R. (1977) "Managerial Objectives in Regulated Industries: Expense-Preference Behavior in Banking," *Journal of Political Economy*, vol. 85, pp. 147-162. (4, 7章)
- Fair, R. C. and D. M. Jaffee (1972) "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, vol. 40, May, pp. 497-514. (1章)
- , and H. H. Kelejian (1974) "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium: A Further Study," *Econometrica*, vol. 42, January, pp. 177-190. (1章)
- Førsund, F. R., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (1980) "A Survey of Frontier Production Functions and of Their Relationship to Efficiency Measurement," *Journal of Econometrics*, vol. 13, pp. 5-25. (4, 7章)
- Fried, J. and P. Howitt (1980) "Credit Rationing and Implicit Contract Theory," *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 12, August, pp. 471-487. (3章)
- Friend, I. and M. E. Blume (1975) "The Demand for Risky Assets," *American Economic Review*, vol. 65, December, pp. 900-922. (3章)
- Gilbert, R. A. (1984) "Bank Market Structure and Competition: A Survey," *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 16, pp. 617-660. (4, 7章)

- Greenbaum, S. I. (1967) "A Study of Bank Costs," *The National Banking Review*, vol. 4, pp. 45-34. (5章)
- Grossman, S. J. and O. D. Hart (1981) "Implicit Contracts, Moral Hazard, and Unemployment," *American Economic Review*, vol. 71, May, pp. 301-307. (3章)
- Guttentag, J. and R. Herring (1984) "Credit Rationing and the Financial Disorder," *The Journal of Finance*, December. (3章)
- Hart, O. D. (1983) "Optimal Labour Contracts under Asymmetric Information: An Introduction," *Review of Economic Studies*, vol. 50, January, pp. 3-35. (3章)
- Heggstad, A. A. (1979) "Market Structure, Competition, and Performance in Financial Industries: A Survey of Banking Studies," in F. R. Edwards ed. *Issues in Financial Regulation*, McGraw-Hill. (4, 7章)
- Hess, J. D. (1985) "Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing: Comment," *Quarterly Journal of Economics*, vol. XCIX, November, pp. 865-868. (3章)
- Ito, T. and K. Ueda (1981) "Tests of Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics: An International Comparison of Credit Rationing," *International Economic Review*, vol. 22, October, pp. 691-708. (1章)
- Jaffee, D. W. and F. Modigliani (1969) "A Theory and Test of Credit Rationing," *American Economic Review*, vol. LXXIV, pp. 850-872. (1, 3章)
- , and T. Russell (1976) "Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing," *Quarterly Journal of Economics*, vol. XC, pp. 651-666. (3章)
- , and ——, (1985) "Imperfect Information Uncertainty, and Credit Rationing: A Reply," *Quarterly Journal of Economics*, vol. XCIX, November, pp. 869-872. (3章)
- Johnston, J. (1960) *Statistical Cost Analysis*, McGraw-Hill, New York. (5章)
- Keeton, W. R. (1979) *Equilibrium Credit Rationing*, Garland Publishing Inc., New York & London. (3章)
- Koskela, E. (1976) *A Study of Bank Behavior and Credit Rationing*, Academia Scientiarum Fennica, Helsinki. (1, 3章)
- Laffont, J. J. and G. S. Garcia (1977) "Disequilibrium Econometrics for Business Loans," *Econometrica*, vol. 45, July, pp. 1187-1204. (1章)
- Leemer, E. E. (1978) *Specification Searches: Ad Hoc Inference with Non-Experimental Data*, Wiley, New York. (1章)

- Leibenstein, H. (1966) "Allocative Efficiency vs. 'X-efficiency'," *American Economic Review*, vol. 56, pp. 392-415. (4章)
- Lomax, K. S. (1952) "Cost Curves for Electricity Generation," *Economica*, vol. 19, pp. 193-197. (5章)
- Longbrake, W. A. and J. A. Haslem (1975) "Productive Efficiency in Commercial Banking: The Effects of Size and Legal Form of Organization on the Cost of Producing Demand Deposit Services," *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 7, pp. 317-330. (5, 6章)
- Maddala, G. S. (1977) *Econometrics*, McGraw-Hill. (6章)
- , (1983) *Limit Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge UP. (1章)
- , and F. D. Nelson (1974) "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, vol. 42, November, pp. 1013-1030. (1章)
- Mankiw, N. G., D. Romer, and M. D. Shapiro (1985) "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility," *Journal of Finance*, vol. 40, pp. 677-687. (1章)
- McGee, V. E. and W. T. Carleton (1970) "Piecewise Regression," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 65, pp. 1109-1124. (6章)
- Monti, M. (1972) "Deposit, Credit and Interest Rate Determination under Alternative Bank Objective Functions," in G. Szegő and K. Shell ed. *Mathematical Methods in Investment and Finance*, North-Holland, Amsterdam. (4章)
- Mori, N. and Y. Tsutsui (1987) "Bank Market Structure and Performance: Evidence from Japan," *Discussion Paper in Economics* (Nagoya City University), No. 83, July. (序, 7章)
- Mullineaux, D. J. (1978) "Economies of Scale and Organizational Efficiency in Banking: A Profit-Function Approach," *Journal of Finance*, vol. 33, pp. 259-280. (7章)
- Nelson, R. W. (1985) "Branching, Scale Economies, and Banking Costs," *Journal of Banking and Finance*, vol. 9, pp. 177-191. (5章)
- Nerlove, M. (1965) *Estimation and Identification of Cobb-Douglas Production Function*, North-Holland, Amsterdam. (5章)
- Osano, H. and Y. Tsutsui (1985) "Implicit Contracts in the Japanese Bank Loan

- Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 20, June, pp. 211-230. (序, 3章)
- , and ——, (1986) "Credit Rationing and Implicit Contract Theory: An Empirical Study," *International Journal of Industrial Organization*, vol. 4, December, pp. 419-438. (序, 3章)
- Powers, J. A. (1969) "Branch versus Unit Banking: Bank Output and Cost Economies," *Southern Economic Journal*, vol. 36, pp. 153-164. (5章)
- Richard, D. and D. Villanueva (1980) "Relative Economic Efficiency of Banking Systems in A Developing Country," *Journal of Banking and Finance*, vol. 4, pp. 315-334. (7章)
- Riddell, W.C. (1978) "The Use of the Stepwise Chow Test," *Economic Studies Quarterly*, vol. 29, pp. 242-247. (6章)
- Rimbara, Y. and A. M. Santomero (1976) "A Study of Credit Rationing in Japan," *International Economic Review*, vol. 17, October, pp. 567-580. (1章)
- Sargent, T. J. (1979) *Macroeconomic Theory*, Academic Press, Inc., New York. (3章)
- Sealey, C. W. Jr. (1979) "Credit Rationing in the Commercial Loan Market: Estimates of a Structural Model under Condition of Disequilibrium," *The Journal of Finance*, vol. 34, June, pp. 689-702. (1章)
- Sherman, H. D. and F. Gold (1985) "Bank Branch Operating Efficiency: Evaluation with Data Envelopment Analysis," *Journal of Banking and Finance*, vol. 9, pp. 297-315. (5章)
- Shiller, R. (1979) "The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure," *Journal of Political Economy*, vol. 87, December, pp. 1190-1219. (1章)
- Smirlock, M. and W. Marshall (1983) "Monopoly Power and Expense-Preference Behavior: Theory and Evidence to the Contrary," *Bell Journal of Economics and Management*, pp. 166-178. (4, 7章)
- Stigler, G. J. (1964) "A Theory of Oligopoly," *Journal of Political Economy*, vol. 72, pp. 44-61. (4章)
- Stiglitz, J. and A. Weiss (1981) "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, pp. 393-410. (3章)
- Theil, H. (1971) *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, New York. (1, 6章)

- Toyoda, T. (1974) "Use of the Chow Test under Heteroscedasticity," *Econometrica*, vol. 42, May, pp. 601-608. (1章)
- Tsutsui, Y. (1984) "Credit Rationing and Competitive Loan Markets: A Comment on Jaffee-Russell Model," *Economic Studies Quarterly*, vol. 35, December, pp. 269-276. (3章)
- , (1986) "Effectiveness of Branch Regulation in Japanese Banking," *Discussion Paper in Economics* (Nagoya City University), vol. 74, December. (5章)
- Walters, A. A. (1963) "Production and Cost Functions: An Econometric Survey," *Econometrica*, vol. 31, pp. 1-61. (5章)
- White, and T. A. Pugel (1985) "An Analysis of the Competitive Effects of Allowing Commercial Bank Affiliates to Underwrite Corporate Securities," in I. Walter ed., *Deregulating Wall Street: Commercial Bank Penetration of the Corporate Securities Market*, John Wiley & Sons. (4章)

索引

ア行

| | |
|-------------------|-----------------|
| 暗黙契約理論 | 3,75-98,103,196 |
| 池尾モデル | 85,87,98-9,103 |
| 意思決定関数 | 150 |
| 一致推定量, 一致性 | 24-5,44,50 |
| 因果テスト | 50 |
| インターバンク市場 | 10,120 |
| インパクトローン | 12,47,129 |
| インプリシット金利 | 11 |
| インプリシットコスト | 11 |
| インフレ率 | 44,116 |
| 営業区域規制 | 4,157,192 |
| オイルショック | 15,42,92,106 |
| オーバーボロイング | 9,12,47 |
| オープンマーケット, オープン市場 | 50,84,128 |

カ行

| | |
|-----------|-----------------------------|
| 外生 | 16,133,139,148,173 |
| 買手独占 | 78 |
| 外務員 | 128 |
| 貸出限度額規制 | 10 |
| 貸出サイズ | 152,167-9 |
| 寡占 | 125,175-9 |
| 合致比率 | 33-6,45 |
| 合併 | 114,125,154-5 |
| カルテル | 112-3,121,127-130,160 |
| ——的協調行動 | 4,112,115,119, 125-6,175 |
| 観察可能 (不能) | 86,97 |
| 観察量 | 24 |
| 間接金融 | 9,13,116 |

| | |
|--------------------------|--|
| 完全競争 | 4,16,48-9,76,131,157,177- 83 |
| 機会費用 | 81,84,87-95,100 |
| 期間構造 | 43,49 |
| 期間分類 | 31-8,44-5,70 |
| より適切な—— | 35-9,44-5 |
| 危険 | |
| ——回避的 | 80-6,103 |
| ——中立的 | 81-4,97,103 |
| 危険回避度 | 86,90-6,102 |
| 相対的—— | 89,100 |
| 絶対的—— | 99,100 |
| 危険資産 | 86,92-3 |
| 期限別貸出残高 | 3,57 |
| 技術進歩 | 152,161,169-71 |
| 技術的効率性 | 4,176-180,185-6,189, 191 |
| 記述統計量 | 44-5 |
| 規模最大化 | 50,126,131 |
| 規模の経済性 | 4,106,120,125-7,140, 152-72,181-2,195-7 |
| 競売買市場 | 8-9,17-8,21,75-84,97- 100,103 |
| 業務分野規制 | 4 |
| 銀行離れ (disintermediation) | 13, 113,128 |
| 金融自由化 | 4,12-16,42,76,113,128- 132,156,160,197 |
| 金利 | |
| アンカー—— | 49 |
| 貸出自主規制—— | 16,20-1,75 |
| 貸出約定—— | 3,29,42,46,56-9,64, 71 |

規制—— 10
 均衡—— 8, 10, 16, 19, 40-3, 98, 115-6
 限界—— 43, 74
 実効—— 31, 40, 44, 46, 62, 70, 95,
 103, 115, 190
 自由—— 48
 標準—— (プライムレート) 12, 16,
 20, 46, 75, 115, 184
 表面—— 12, 16, 31, 40, 95, 190
 平均—— 43, 54
 ——感応度 17, 46
 ——の硬直性 3, 9, 14, 20-1, 42, 48,
 52, 64, 75-7, 80-6, 97-8
 ——の自由化 8
 ——変動リスク 3, 84, 96
 ——方程式 4, 94-6, 175-93
 金利調整関数 19-25, 32, 43, 45, 66, 107
 クロスセッション 134, 154, 157-8, 173
 ——回帰 94, 142, 148, 170-1, 183
 ——データ 150, 185
 経営者支配 176
 景気循環, 景気変動 41, 96
 経費愛好仮説 126, 176, 193
 契約市場 73, 80-4, 103
 現先市場 13, 17
 交渉力 82, 106
 拘束性預金, 拘束預金 40, 61, 77, 190
 公定歩合 10, 14, 16, 20-1, 34, 43, 45,
 75, 119
 公的規制 4, 75, 106-7, 111-4, 121, 126,
 129, 132, 147, 156
 効用関数 82, 85, 87, 97, 111, 193
 顧客プール 81, 83, 87, 94, 99, 101, 103
 国内総生産 (GDP) 108, 110
 国際化 163, 174, 197
 コクラン・オーカット (Cochrane-
 Orcutt) 法 38
 護送船団方式 126
 コブ・ダグラス (Cobb-Douglas)
 141-2, 156, 160, 180, 192

——生産関数 148, 169, 170, 182
 ——費用関数 125, 149, 152, 154, 172
 コール
 ——市場 13, 15, 48, 85, 162, 163
 ——マネー 48, 119
 ——レート 3, 10, 14-7, 29-30, 34, 43,
 48-50, 57-69, 75, 84-5, 93, 102, 119
 ——ローン 15

サ行

債券 53, 128
 最後の拠りどころ (last resort) 130
 最適契約 80, 88, 91, 99
 最尤法, 最尤推定 22, 24, 51
 産業組織論 1-4, 106, 110-2, 175-9,
 196-8
 3段階最小自乗法 186-7
 シェア方程式 172-4
 資金調達 14, 17, 46, 49, 53, 85, 160
 外部—— 12, 47
 指向法 (directional method) 22-3,
 31, 36, 44-5, 51
 市場構造 4, 106-7, 110-1, 120, 125, 175
 ——成果仮説 4, 175-8, 189-192, 195
 市場行動 107, 110-1
 市場集中度, 集中度 120-1, 177-181,
 191, 197
 市場成果 107, 110-1, 175-9, 191-2, 197
 市場の失敗 76
 市場分析 112, 120-1, 176
 失業 79, 80
 CD (現金自動支払い機) 117
 CD (譲渡性預金) 13, 161-3, 174
 支店銀行主義 (branch banking) 133
 支払い準備 49, 54
 純新規貸出金利 71, 72
 純粋期待仮説 49
 商業銀行 94, 112, 167, 197
 証券業 115-6, 197
 ショートサイドの仮定 23, 32, 45

情報
 ——の経済学 75, 77, 96
 ——の非対称性 75
 人格的關係 92, 119, 121, 147
 新規貸出額 52, 55, 61, 65, 69, 71
 新規貸出金利 3, 15, 52-74, 196
 新規参入 4, 112-5, 125, 175
 新規参入規制, 参入規制 120, 126, 192
 信用秩序 113, 120, 130
 信用割当 8-17, 25, 32, 42, 46, 52, 64, 75-96, 100
 疑似的—— 12, 18
 狭義の—— 78, 83
 均衡—— 17, 76-9
 厳格な—— 18
 広義の—— 78
 動学的—— 8, 17, 77
 数量法 (quantitative method) 22-4, 44-5
 スケール変数 67, 180, 183, 188
 ストック調整 52-4, 64-70
 スプレッドローン 12, 129
 生産要素 125, 140, 153, 156-7, 173, 186, 192
 先決変数 23
 全国銀行 21, 26-30, 121-2, 142
 双対 156-7, 170, 182
 粗所得 154

タ行

多角化の経済 156
 多重共線性 29, 30, 34, 44, 50, 65, 171
 ダービン・ワトソン (Durbin-Watson) 比 38, 69
 ダミー変数 96, 133
 チャウ (Chow) 検定 32, 37, 39, 44, 66, 166, 174
 中期国債ファンド 128
 中小専門規制 115, 120
 超過準備 118

長期的顧客関係 9, 80, 121
 調整速度, 市場調整速度 18-21, 25, 45, 66, 69
 長短分離 115, 120
 直接金融 116
 低金利政策, 人為的低金利政策 8-14, 20, 42, 46, 64, 197
 手形・債券操作 120
 店舗規制 4, 13, 106, 117, 120, 130-149, 182, 192, 195, 197
 東京銀行協会社員銀行金利 72
 投資信託 128
 独占 4, 78, 177, 191
 トランスログ (translog) 関数 134, 148, 160, 172

ナ行

内生 23, 25, 148-9, 184
 日銀貸出 10-1, 118, 120, 130-1

ハ行

バイアス 144, 160, 163, 174, 185
 連立方程式—— 23
 HPM (ハイパワードマネー) 120
 ハーフィンダール指数 (Hirfindahl index) 121-3, 179-88
 バランスシート; 予算制約 54, 114, 180
 ——規制 130
 パレート優位 82, 84, 103
 非価格競争 106, 113-4, 131-2, 191-2, 197
 非効率性 97, 112, 165, 179, 192
 piecewise regression 165-6, 174
 費用関数 4, 91, 133, 139-157, 170-193
 Fair-Jaffee (フェア・ジャフィー) 22, 25-6, 31-2, 40, 50, 69
 不均衡
 ——仮説 16, 25-33, 38-9, 44-5, 50, 65-9, 86
 ——計量経済学 3, 8, 17, 22, 50

| | |
|-------------------------------|-----------------------------|
| ——状態 | 14, 22, 38, 41, 64, 76 |
| ——度 | 33, 35 |
| ——分析 | 8, 28, 42-6, 150, 196 |
| 含み貸出 | 118 |
| 歩積み両建て | 61 |
| 歩留り | 12, 95, 115 |
| Fried-Howitt (フリード・ホーヴィット) | 85-6, 95-6 |
| Friend-Blume (フレンド・ブルム) | 93, 97, 101 |
| フロー, フロー調整 | 52-4, 64-70 |
| 平均自乗誤差率 | 33 |
| 保険機能 | 79, 85 |
| ポジション | 162-3 |
| 補償給付 | 83 |
| 補助金 | 119, 130-1 |
| ボラティリティーテスト (volatility test) | 50 |
| 本店銀行主義 (unit banking) | 133 |
| マ 行 | |
| 窓口指導 | 118-9, 130 |
| 満足化仮説 | 131 |
| メインバンク | 79-81, 87, 92, 97, 103, 196 |
| ヤ 行 | |
| 尤度比検定 | 146, 172 |

| | |
|--------|----------|
| ユーロ円市場 | 13 |
| 預金金利 | |
| 小口—— | 116 |
| ——規制 | 134, 147 |
| 預金保険 | 130 |
| 横並び | 125, 176 |

ラ 行

| | |
|----------------------------|-----------------------|
| ラグランジュ (Lagrange) 乗数 | 89, 99 |
| ラグランジュ (Lagrange) の補間法 | 62 |
| Laffont-Garcia (ラフォン・ガルシア) | |
| 型 | 30, 32, 35, 51 |
| 利子弾力性 | 48 |
| 利潤関数 | 4, 175, 178, 182-193 |
| リスク | 18, 49, 75-6, 115 |
| 貸倒れ—— | 53 |
| ——シェアリング, 危険分担 | 77-9, 85, 95-102, 196 |
| 流通市場 | 53-4, 73 |
| 利率別貸出残高 | 56, 70 |
| 累積集中度 | 121-2 |
| レンタル価格 | 142, 157, 170-3, 183 |

著者紹介

- 1950年 東京都に生まれる。
1974年 東京教育大学理学部物理学科卒業。同年より6年間高等学校教諭。
1979年 大阪市立大学経済学部（II部）卒業。
1982年 大阪大学大学院経済学研究科後期博士課程中途退学。名古屋市立大学経済学部助手、同講師を経て、1987年 名古屋市立大学経済学部助教授。
1986年より、フルブライト研究員として、イェール大学に滞在。
主要論文 「日米両国における貨幣需要関数の安定性について」『季刊現代経済』1982年（畠中道雄氏と共同執筆）。
“Credit Rationing and Implicit Contract Theory: An Empirical Study,” *International Journal of Industrial Organization*, 1986（小佐野広氏と共同執筆）。

金融市場と銀行業

定価 4000 円

昭和63年 7月14日 発行

著者 筒井義郎

発行者 高柳 弘

発行所 〒103 東京都中央区日本橋本石町1-2-1 東洋経済新報社

電話 編集 03(246)5661・販売 03(246)5467 振替 東京3-6518

印刷・製本 東洋経済印刷

本書の全部または一部の複写・複製・転載および磁気または光記録媒体への入力等を禁じます。これらの許諾については、小社（電話03-246-5634）までご照会ください。

© 1988 〈検印省略〉 落丁・乱丁本はお取替いたします。

Printed in Japan ISBN 4-492-65114-4