

89-J-5

短期資金市場と金融政策

1989年8月

堀内昭義・加藤正昭
(東京大学)

目 次

はじめに

1. 短期資金市場のパラダイム
 2. 規制のクロノロジーと従来のパラダイムに対する批判
 - 2-1: コール資金市場規制のクロノロジー
 - 2-2: 従来のパラダイムに対する批判
 - 2-3: 代替的なパラダイム
 3. 簡単な実証分析
 - 3-1: 銀行行動の理論モデル
 - 3-2: 実証分析
- 結び

本稿は未定稿であるので、筆者たちの了承を得ずに引用することを差し控えられたい。
本稿に対するコメントを歓迎する。

短期資金市場と金融政策

1989年8月

堀内昭義・加藤正昭

はじめに

短期資金市場（あるいは短期金融市場）は英語では‘the money market’と呼ばれるが、金融機関や非金融事業法人、さらには一部の個人資産保有家が短期の資金を調達したり、余裕資金を短期的に運用する市場である。この短期資金市場は、いずれの国においても金融政策の波及過程の主要な経路として重要である。中央銀行はこの市場におけるいくつかのオペレーションを通じて、短期資金市場の参加者、とくに銀行・金融機関の活動をコントロールしようとする。

日本の短期資金市場に関しては、鈴木淑夫(1966)以来ひとつのパラダイムが形成され、金融政策をめぐる諸問題を考察する際の基本的な枠組みを提供してきた。このパラダイムは短期資金市場、とくにインターバンク・マネー市場における金利調整機能は完全であるという前提に立脚する。このパラダイムが描く金融政策の波及過程はおおよそ次の通りである。短期資金市場に参加する個々の銀行、金融機関はこの市場において与えられる短期金利（コール・レートによって代表される）の下で、望ましい額の資金を調達したり、運用したりできる。一方、短期金利はインターバンク・マネー市場その他の短期資金市場の資金需給を均衡させる水準に常に決定される。日本銀行は、短期資金市場の需給関係を適切にコントロールすることによって、インターバンク・マネー金利、そして短期資金市場の金利を操作して、民間銀行、金融機関の融資活動等に影響を及ぼすことができる。

この単純なパラダイムは、日本の金融政策に関する分析を大いに単純化し、いくつかの実証分析の成果を生み出してきた。しかし、1987年から88年にかけてインターバンク・マネー市場とオープン・マネー市場の間に生じた大幅な金利格差、それに関連してなされた多くの実務家のコメント、そして1988年11月に日銀が導入した「新金融調節方式」と呼ばれる短期資金市場の自由化措置は、パラダイムの前提、つまりインターバンク・マネー金利あるいはオープン・マネー金利が短期資金市場の需給関係を完全に調整しているという

仮説に疑問を投げかけていると思われる。この論文は日本の短期資金市場のメカニズムに関する従来のパラダイムを再検討し、代替的なパラダイム、つまり短期資金市場の金利調節機能はながらく不完全であったという仮説の現実妥当性を探る暫定的な試みである。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第1節では短期資金市場のメカニズムに関するパラダイムを紹介し、そこにおいて金利の完全な調整機能の前提が重要な位置を占めていることを説明する。

第2節は、日本の短期資金市場に対する日本銀行の介入・指導のクロノロジーを簡単に展望し、さらに1988年前後の短期資金市場の動向と新金融調節方式を巡る実務家たちのコメントを紹介する。これらの考察は、従来のパラダイムが必ずしも十分に現実と対応していないという印象をわれわれに与える。

第3章は、従来のパラダイムが統計的に支持できるかを簡単な方法で分析する。まず個別銀行の最適行動を、インターバンク・マネー市場の金利が完全な調整機能を果している場合と、金利機能が不完全で何等かの信用割当てが存在する場合に分けて分析したあと、そこから演繹された貸出供給関数、およびインターバンク・マネー市場での需要関数を都市銀行のデータに当てはめて実証的に考察する。実証分析の方法は非常にプリミティブな段階にとどまっており、その計測結果も完全に明確なわけではないが、従来のパラダイムを否定する結果が得られている。最後に本稿の議論が簡単に要約されている。

1. 短期資金市場のパラダイム

短期資金市場の構造： 短期資金市場は(1)銀行等の民間金融機関と中央銀行だけが取引に参加できる銀行間資金市場(インターバンク・マネー市場)と、(2)金融機関だけではなく非金融事業会社など非金融部門の経済主体も直接取引に参加できるオープン・マネー市場とに大別される。ただしアメリカやイギリスの教科書では、インターバンク市場とオープン市場の区別はほとんど見られず、また、あまり重要とも考えられていない。それらの国では、二種類の短期金融市場はほとんど完全な裁定取引によって連結されているので、両者を区別する意味がないからであろう。

第二次大戦後の日本について言うと、短期資金市場の大宗は永らくコール資金市場および手形売買市場(1971年以降)によって構成されていたが、これらはインターバンク・マ

ネー市場であった。高度成長期（1950年代末から1970年代初頭までの時期）には、オープン・マネー市場と呼べるものは条件付債券売買（現先）市場だけであり、その規模も取るに足りないものであった。しかし、1979年5月に譲渡可能定期預金証券（CD）の発行が銀行に認められてからは、オープン・マネー市場の種類や規模は急激に拡大しつつある。推計によれば1989年3月末の時点ではインターバンク・マネー市場（コール資金市場と手形売買市場）の残高とオープン・マネー市場（CD、コマーシャル・ペーパー、債券現先、政府短期証券、および短期国債）の残高とはほぼ拮抗する額になっている。¹⁾

短期金融市場のパラダイム：本稿が検討するパラダイムは、短期資金市場の金利調整メカニズムが完全であるという基本的仮説に立脚している。この仮説のもとでは、銀行、金融機関は伸縮的な金利調整メカニズムをもつ短期資金市場、とりわけインターバンク市場において短期資金を自由に運用、調達できる。したがって、銀行・金融機関にとって、インターバンク市場の利子率（コール・レート）は貸出供給等の機会費用として重要となる。つまりコール・レートが上昇（下落）すれば、それは銀行・金融機関にとって貸出供給の機会費用の上昇（低下）を意味するから、貸出供給は抑制（促進）されるであろう。

日本銀行は短資会社を通じてインターバンク・マネー市場を監視すると同時に、手形売買市場へ直接参加して需給関係を変化させる。また、日銀は民間銀行への貸出（日銀貸出）の量を調節することによって、間接的にインターバンク・マネー市場の需給関係に影響を及ぼす。日本銀行のこれらの活動が、インターバンク・マネー市場の均衡利子率を左右し、民間金融機関の貸出行動のコントロールに結びつく。鈴木淑夫(1985)の次の説明は、インターバンク・マネー金利を起点として銀行貸出やマネーサプライに及ぶという金融政策の波及過程を明瞭に要約している。

日本銀行の日常の金融調節によって政策的に制御されたインターバンク市場の金利変動は、銀行の貸出行動に大きな影響を与えた。インターバンク市場の金利は伸縮的に変動し、引締め期には二桁に達するのが普通であったが、これに対して貸出金利は、標準金利が規制され、また資金コストを形成する預金、金融債、貸付信託の諸金利も規制されて硬直的なため、粘着的である。… その結果、インターバンク市場の金利が大幅に上昇すると対顧客貸出を抑制し、インターバンク市場での貸出増加または借入返済に走り、低下するとその逆の動きをする。（133ページ）

鈴木淑夫の説明では、低成長期に入った1970年代後半以降は国債の大量発行による公社

債市場の発達、現先市場などオープン・マネー市場の拡大、事業法人の銀行借入依存度の低下等によって金融政策の波及過程が変わった。しかし、インターバンク金利と個別銀行・金融機関の貸出行動等との関係が根本的に変化したと考えるべき根拠は存在しないであろう。日本銀行が『調査月報』や『金融研究』を通じて金融政策を論じる場合も、少なくとも1970年代後半以降は、このパラダイムに依拠して議論されてきたと言えよう。²⁾

短期資金市場にかんする以上のパラダイムは、鈴木淑夫(1966)の研究以来、日本の金融政策に関する論考に多大の影響を及ぼしてきた。たとえば、鈴木淑夫(1966)をはじめ、蠟山昌一(1971)、岩田一政・浜田宏一(1980)、堀内昭義(1980)、黒田晁生(1988)等の分析は基本的にこのパラダイムに依拠していると言えるのである。

二つのレジーム： この比較的単純なパラダイムの中でも、インターバンク・マネー金利とハイ・パワー・マネーの関係をめぐっては二通りの考え方が対立する形で存在している。ひとつは、どちらかと言えば日銀関係者の間で有力な考え方であるが、日銀はインターバンク・マネー金利を金融政策の操作変数として(政策的な意図の下に)外生的に決定するというものである。このレジームでは、日本銀行はその大半が民間非銀行部門の保有する現金から成るハイ・パワー・マネーを直接コントロールすることはできない。むしろ、ハイ・パワー・マネーは、経済の実物的な生産活動、支出活動の変化に伴う現金需要の変化に同調するように内生的に変化してきたと考えられる。³⁾

これと対立するもうひとつのレジームは、日銀がインターバンク・マネー金利をコントロールするためには、インターバンク・マネー市場の需給関係をコントロールしなければならないというものである。たとえば、手形売買市場における日銀のオペレーションは直接的にインターバンク・マネー市場の供給を操作することになる。あるいは、民間銀行への日銀貸出額の調整は民間銀行部門のインターバンク市場における資金需要額を間接的に変化させる。日銀のこれらの操作は結局、ハイ・パワー・マネーの供給量の調整に帰着する。したがって、インターバンク・マネー金利を操作するためには、ハイ・パワー・マネーの需給関係を有効に操作しなければならないというものである。⁴⁾

しかし、植田和男・植草一秀(1988)、あるいは黒田晁生(1988、第2章)が手際良く要約しているように、これら2つの考え方はいずれも、インターバンク・マネー金利はその市場の需給を均衡させる均衡金利であるという前提に立脚している。この点で、結局のところそれらは同一のパラダイムに属しているのである。2つのレジームの相違点は、コール

・レートとハイパワード・マネーのいずれを外生変数（あるいは政策変数）とみなすべきかという判断の違いに帰着できる。

2. 規制のクロノロジーと従来のパラダイムに対する批判

インターバンク・マネー市場において金利がほぼ完全な調整機能を発揮しており、その市場における需給は常に均衡にあるというパラダイムは、既に述べたように日本の金融政策を論じる際の有力な理論的枠組みとして幅広く用いられてきた。しかし一方、日本銀行がインターバンク・マネー市場の金利決定に対して様々な形で直接・間接に介入して、均衡値から乖離した金利で資金取引が実行されることを強制してきたことも事実である。

以下に見るように、いくつかの傍証は1960年代半ばまでの日銀の介入、あるいは指導が実効性の乏しいものであったことを示唆している。このことは前節で説明した従来のパラダイムに好都合である。しかし、最近の実務関係者の発言の多くは、むしろパラダイムに否定的な内容をもっている。この節では、最初に日本銀行によるインターバンク・マネー市場への介入・指導の経緯を簡単に展望したあと、従来のパラダイムに否定的な議論を紹介する。

2-1: コール資金市場規制のクロノロジー

高度成長期の前半に2年弱の期間（1955年8月—57年6月）、コール市場全面自由化の時代があったが、それ以外の時期にはコール・レートの表面的な決定について直接・間接日銀による指導・介入があった。1947年から1988年までの40年にわたるインターバンク・マネー市場における規制のクロノロジーは第1表に示されているように（1）日銀指導レート時代（1948年1月—55年7月）、（2）全面自由化の時代（55年8月—57年6月）、（3）自粛レートの時代（57年7月—67年8月）、（4）建値制度の時代（67年9月—79年4月）、（5）気配値の時代（79年5月—88年10月）、（6）新金融調節方式以降（88年11月以降）、の6つの時代に区分できる。

自粛レートの時代以前については、日本銀行による介入の目的は、コール市場において金利が「異常に」高い水準に上昇することを防止することであった。この目的にそった日銀の介入はかなり表立ったものであったが、それにもかかわらず、介入の目的が容易に達

成されたとは思われない。なぜなら、その当時、急速な経済成長に伴う資金需要の急増を反映して金融市場はほとんど常に逼迫しており、金利を低水準に抑制しようとする指導・規制を巧にかいくぐる動きが活発に展開されたからである。⁵⁾

たとえば、銀行・金融機関は短資業者の仲介を経ない直取コールや銀行間預金を通じて規制を越えた高利の短期資金の貸借をおこなったようである。このような銀行・金融機関の直接取引はいわば日本銀行の監視塔として機能している短資業者の監視の眼をかいくぐる意味をもっている。このため、日本銀行は直接取引（ダイレクト・ディーリング）に対しては厳しい抑制措置をとったが、インターバンクの直接取引を好ましくないとする日銀の政策スタンスは今日でも続いていると言われる。

1960年2月に発表された大蔵省銀行局『都市銀行特別調査報告』は「（コール・レートは）表面は自主申合せレートとなっても、甚だしきは5日ないし6日両入り計算したり、低利翌日物と両建てなどの手の込んだ操作により、無条件以外のものは殆ど実質高利となっている」と当時の状況を叙述している。たとえば、1961年10月―62年6月の期間には、日銀指導による民間銀行のコール自粛レートは一貫して8.76%であった。しかし、コール資金市場で実際に取引された無条件もののコール・レート（いわゆる実勢レート）は、もっとも低い水準で10.95%、もっとも高い水準で16.43%に達した。⁶⁾

以上の説明は、前節で紹介したパラダイムの前提、すなわち日銀の規制・指導にもかかわらず、インターバンクの（実勢）金利水準は十分に伸縮的であり、インターバンク・マネー市場の需給を均衡させていたという前提を支持しているように見える。しかし、1960年代後半以前のインターバンク・マネー市場の実態は必ずしも明らかではない。そこで、次に「建値制」が実施された60年代末以降のインターバンク・マネー市場にかんする実務家のいくつかの議論を紹介しよう。これらは、インターバンク・マネー市場の金利機能の不完全性を強調しており、その意味で従来のパラダイムの明白な批判となっている。

2-2： 従来のパラダイムに対する批判

気配値の下での割当て： 建値制度の下での金利の調整について、島謹三(1986)は「インターバンク市場の金利は…建値制度というわが国独特の慣行（金利は短資会社が介しつつ都銀と農中等大手の出し手との交渉により決る）の下で、金利変更も都銀と出し手とが互いに納得できる理由、たとえば公定歩合が変更されるとか、誰もがうなずけるような大きな資金需給の変動があるといった理由がないかぎり、なかなか行われぬという現象

が生じて」おり「在日外銀などでは、コール・手形レートは規制金利ではないかとの印象ももっていたほど」（201ページ）と述べている。日銀によって日々指定されるインターバンク金利が、従来のパラダイムの意味するように、その市場の需給を均衡させているためには、日銀がハイワード・マネーの供給量を同調的に調整していなければならない。インターバンク・マネー市場へ参加する個別主体の観点からすれば、建値による金利のもとで、望ましい額の短期資金を調達、ないし運用できなければならない。しかし、関係者（の一部）が建値を「規制金利」とみなしていたことは、そのような望ましいポジションの選択が必ずしも可能でなかったことを意味する。また、建値制度の廃止が短期資金市場自由化の一環と認識されたことは、建値制度の下での金利調整が、第1節で紹介したパラダイムの前提と整合していなかったことを示唆しているのである。

1979年にいわゆるインターバンク・マネー市場の建値制度が廃止されたのを契機として一般に「自由化措置」と呼ばれる制度改革が導入され、短期資金市場の自由化として多くの専門家の関心を引いた。⁷⁾ しかし、建値に代って短資会社が毎期発表する「気配値」が、実質的には建値と同じ役割を演じたようにも思われる。発表される「気配値」はインターバンク・マネー市場の需給を均衡させるレートではなかったというのが実務家の間の通念であった。たとえば外銀関係者は「従来のインターバンク市場は、悪くいえば資金の配給市場であり、レートはあったが、それでは必ずしもとれないことがあるというのが最大の悩みだった」と述べている。⁸⁾

日本のインターバンク・マネー市場（コール資金市場）は1927年以来、有担保原則によって支配されてきた。これはインターバンク・マネー市場におけるいわゆるシステム・リスク（個別銀行の倒産、債務不履行がインターバンク市場の取引関係を通じて多数の銀行の経営破綻に広がるというリスク）を防止するために取られてきたルールであったが、外国系銀行など一部の金融機関からは、このルールの緩和を要求する声が高まっていた。この要求に答える形で、1985年に無担保コール取引が認められた。

しかし無担保コール取引についても、さきに紹介したのと同じような実務家の主張を聞くことができる。惣崎修嗣(1988、32ページ)によれば、無担コール・レートは「規制金利」である有担コールをベースとして決められており、そのため無担コールの需給は均衡していない。「無担保コール市場で取り手が取り残してしまった場合は、日本銀行もしくはその意を受けた短資業者が有担保コール市場の出し手に依頼して直接、無担保コールに資金を放出してもらうか、「ワンクッションを入れる」と言って他の銀行に一度有担保コール

資金を取り入れてもらい、それを無担保コール市場に再放出してもらおう」(32ページ)というのである。

都市銀行関係者の次のような発言もインターバンク・マネー市場において金利調整メカニズムが働いていないことを示唆している。「従来、都銀をはじめとする取り手機関にとってコール・手形市場は「量の確保に重点がおかれたマーケット」であった。すなわち、CDユーロ円等のオープンマーケットからの調達に比べ格段に低コストとなる資金を、インターバンク市場でどれほど確保できるかが、取り手機関の円資金ファンディング・セクションにこれまで課されてきた最大の使命であった…」⁸⁾

以上の実務家による発言は、いずれもインターバンク・マネー市場金利が、その表面上の金利のもとで資金需給の均衡が妨げられているという意味で「規制」されていることを示唆している。これらの発言が妥当であることは、1987年から88年にかけてのインターバンク・マネー市場との関係の変化からかなり鮮明に読みとることができる。すなわち、87年半ばから88年秋にかけて、ユーロ円金利およびCDレートはインターバンク金利を大幅に上回り続けたのである。同時にインターバンク・マネー市場(とくに有担コール、手形売買市場)の取引規模はオープンマネー市場の規模に比較して目に見えて減少した。この減少はインターバンクとオープンの両マネー市場を結ぶ金利裁定が不完全であり、どちらかの市場において自由な金利メカニズムが働いていないことを示唆している。この示唆するところが正しいとすると、日銀が1970年代以降次々と導入した短期資金市場の「自由化措置」なるものは一体何だったのかという疑問が浮かんでくる。

日銀はインターバンク・マネー市場を金融調節の場として重視してきたので、相対的にインターバンク・マネー市場の規模が縮小し、オープン・マネー市場の規模が拡大することに警戒的であった。ところが87年末以降インターバンク金利がCD、CP等のオープン・マネー金利よりも低い水準であることを反映して、インターバンク・マネー市場における主たる資金供給者の投資信託、特金、ファンド・トラスト等の資金がオープン・マネー市場へ向かうようになったのである。¹⁰⁾ 短期資金市場における投資家の次のような行動は明らかに金利裁定行動であるが、しかしそれでもインターバンクとオープン両市場に見られた金利格差は新金融調節方式導入以前には全く縮まっていない。

この事実はこれら市場間の裁定が完全ではなかったこと、つまり両市場にまたがる投資家の行動が必ずしも自由ではなく、それに対して何らかの規制(もしくは障害)が存在していたことを示唆している。¹¹⁾ 実際、日本銀行は短期資金市場における投資家の行動に

様々な注文をつけて、自由な裁定を阻げるスタンスをとっていたようである。たとえば1985年10月に10億円以上の大口定期預金金利が自由化されたが、この自由化に先立ち、日銀は「金融調節の円滑な運営の観点からインターバンク資金取引は引続きコール・手形市場を中心に行われることが望ましいとし、金利自由化後も付利自由のインターバンク定期預金を利用した資金取引は自粛するよう指導していたのである。」¹²⁾

新金融調節方式： 1988年11月に日銀の指示の下に短資協会によって導入された新金融調節方式の内容は、以下のような項目を含んでいた。(1)無担保コール仲介業務の範囲を最低3週間から6ヶ月物へ長期化する、(2)有担保コールの仲介業務の範囲を最長3週物から6日物へ短期化する、(3)手形取引の仲介業務の範囲を最短1ヶ月物から1週間物まで短期化する、(4)日銀の意向を受けて短資会社が毎朝呈示する気配レートを有担保コールと手形1週間物に限定する、(5)期間1週間までの無担保コールの気配レート設定にはユーロ市場等の実勢レートを反映させる、(6)2週間物以上の手形、無担保コール取引は全て資金の出し手・取り手の希望レートによる自由な取引とすること。¹³⁾

このような内容の新方式が「自由化」として実務関係者によって歓迎されていることは多くの発言から推測できる。¹⁴⁾ 他方、上記の項目の(4)、(6)等から、1988年10月以前には、インターバンク金利の気配値は必ずしも短期資金市場の需給を均衡させるものではなく、日銀の意を体して短資業者によって直接コントロールされてきたことが推測される。また、新金融調節方式の項目に明示的には含まれていないが、インターバンク・マネー市場とオープンマネー市場とを結ぶ投資家の裁定行動も従来に比べて自由化されたものと思われる。第1図が明示的に示しているように、両市場の金利の格差が88年11月以降急激に縮小したことは、以上の改革の効果をはっきりと示していると言えよう。

2-3：代替的なパラダイム

この節では、インターバンク・マネー市場における金利規制のクロノロジーと1988年11月の新金融調節方式導入の前後の状況を簡単に展望したが、この展望は第1節で紹介した短期資金市場のパラダイム、つまりインターバンク・マネー市場において金利は伸縮的に調節機能を発揮しており、その市場の需給は均衡しているという仮説に深刻な疑問を投げかけるものである。¹⁵⁾

1978年4月までに採用されていた建値制度や88年10月まで採用されてきた気配値の制度

の下で、インターバンク・マネー市場の金利が日銀によって直接コントロールされ、その市場の参加者は指示された金利の下で取引をいわば強制されていたのだとすれば、インターバンク金利は民間金融機関の融資活動の機会費用とはなり得ない。なぜなら、民間金融機関にとって指示された金利で望ましいとする量の資金をインターバンク・マネー市場から調達したり供給したりできないかも知れないからである。もしそうだとすると、インターバンク金利を操作変数としてコントロールすることによって、民間金融機関の融資行動やオープンマネー市場の金利に影響を及ぼし、さらに中間目標であるマネーサプライをコントロールするという金融政策の波及過程にかんしても、その妥当性が疑わしいことになる。次の第3節では、単純なモデルに立脚して計量分析によってこの問題を考察する。

3. 簡単な実証分析

この節では日本の短期金融市場、とりわけインターバンク・マネー市場における金利メカニズムは不完全であり、銀行・金融機関は市場で与えられる金利のもとで望ましいと考える資金額をインターバンク・マネー市場で調達できない（あるいは運用できない）という仮説を分析する。まず最初に、単純な銀行行動の理論モデルを展開し、インターバンク・マネー市場において、完全に自由にポジションを選ぶことができる場合と、何等かの割当てが行われる場合とに分けてその貸出供給関数、およびインターバンク・マネー市場における資金需要（あるいは資金供給）関数を導き出す。ついで、それらの需要（供給）関数を現実の統計に当てはめて、上記の仮説が支持されるかどうか検討する。

3-1：銀行行動の理論モデル

ここでは、完全競争的な貸出市場、証券市場、インターバンク資金市場に直面する個別銀行の貸出供給関数、インターバンク・マネー市場における資金需要関数（または供給関数）を単純なモデルから導出する。個別銀行の単純化されたバランス・シートを次の(1)式のように想定する。ただし、Rは準備、Lは貸出残高、Gは証券保有残高（国債に代表される）、Dは預金債務残高、Bは日銀借入残高、そしてCはインターバンク・マネー市場におけるネットの借入残高であり、左辺が資産、右辺が債務を示している。

$$(1) \quad R + L + G = D + B + C$$

単純化のため準備Rは預金債務残高Dの一定割合aに常に等しいとする。

$$(2) R = aD; 0 < a < 1$$

次に、銀行の利潤関数 Π を次のように定義する。ただし、 r_L 、 r_G 、 r_D 、 r_B はそれぞれ貸出金利、債券（国債によって代表される）利回り、預金金利、公定歩合、 i はインターバンク・マネー金利であり、 ϕ は銀行の経常的な営業費用である。

$$(3) \Pi = r_L \cdot L + r_G \cdot G - r_D \cdot D - r_B \cdot B - i \cdot C - \phi$$

経常的な営業費用 ϕ は貸出残高の増加額 $L - L(-1)$ 、証券保有残高 G 、および預金残高 D に依存する次の関数で表現できるものとする。

$$(4) \phi = \phi(L - L(-1), G, D)$$

この費用関数は、銀行にとって貸出残高の増加額を調整することに逡増的な費用がかかることを強調する点に特徴をもっている。さらに、分析を単純にするために ϕ は以上の3つの変数について一次同次であるとする、(4)式より、

$$(5) \phi = D \cdot \phi((L - L(-1))/D, G/D)$$

(1)–(6)をまとめると、預金残高単位当たりの利潤額が次のように求められる。

$$(6) \Pi/D = (r_L - i)(L/D) + (r_G - i)(G/D) + ((1 - a)i - r_D) \\ + (i - r_B)B - \phi((L - L(-1))/D, G/D)$$

さらに、各時点における預金残高 D 、日銀から与えられる借入額 B は銀行にとって外生変数であるとし、かつ2階の条件が成立すると仮定すると、利潤最大化を目指す銀行の貸出供給残高 L^* 、証券需要残高 G^* は次の1階の条件から求められる。

$$(7) r_L - i - \phi_1((L^* - L(-1))/D, G^*/D) = 0$$

$$(8) r_G - i - \phi_2((L^* - L(-1))/D, G^*/D) = 0$$

ただし、 $\phi_k((L^* - L(-1))/D, G^*/D)$ ($k=1, 2$)は関数 ϕ をその k 番目の変数で偏微分した係数である。(7)、(8)から L^*/D 、 G^*/D を求めると、

$$(9) L^*/D = f_L(r_L, r_G, i) + L(-1)/D$$

$$(10) G^*/D = f_G(r_L, r_G, i)$$

費用関数 ϕ の形状に関してごく普通の仮定をおくと、 f_L は r_L の増加関数、 r_G 、 i の減少関数であり、 f_G は r_G の増加関数、 r_L 、 i の減少関数であることを導き出せる。また、

(1)、(2)よりインターバンク・マネー市場における借入残高 C は

$$C = L + G - (1 - a)D - B$$

となるから、預金単位当たりの借入需要 C^*/D は

$$W=L(-1)-(1-a)D-B$$

と定義すると、次のように表現される。

$$(11) \quad C^*/D = f_L(r_L, r_G, i) + f_G(r_L, r_G, i) + W/D \\ = f_C(r_L, r_G, i) + W/D$$

f_C は i の減少関数、 r_L 、 r_G の増加関数と仮定してよいであろう。

次に、個別銀行がインターバンク・マネー市場において自由なポジションを取ることができない場合を考えてみよう。建値制におけるように、日銀がコール・レート r_C を市場に指示し、しかも個別銀行にとってインターバンク資金に割当てがあつて、与えられたコール・レートの下で最大限 M だけしか借入ができないと仮定する。つまり、

$$(12) \quad C/D \leq M/D$$

この制約条件が実効的である場合、貸出供給関数とインターバンク・マネーの需要関数が、それぞれ次のように求められることは容易に分かる。

$$(13) \quad L^*/D = g_L(r_L, r_G, Z/D, L(-1)/D)$$

$$(14) \quad C^*/D = M/D$$

ここで、 Z は次の式で定義される。

$$Z = (1-a)D + M + B$$

関数 g_L の $L(-1)/D$ に関する偏微係数は、営業費用関数 ϕ にもっともらしい仮定を付け加えると 1 よりも小さくなる。¹⁸⁾

(9) と (13) を比較することによって、インターバンク・マネー市場において金利が完全な調整機能を果たす場合と、一種の信用割当てがある場合の相違を見ることができる。すなわち、インターバンク・マネー金利が（従来のパラダイムが想定しているように）市場の需給均衡を実現している場合は、個別銀行の貸出供給はコール・レート（インターバンク金利）の減少関数となる。また、貸出供給関数において前月の貸出残高 $L(-1)/D$ の係数は十分に 1 に近い値をとる。しかし金利が硬直的で、その金利のもとで信用割当てがある場合には、(13) 式にみるように、コール・レートは貸出供給を有意に説明できず、貸出供給関数における貸出残高 $L(-1)/D$ の係数も有意に 1 より小さくなる。さらに、インターバンク市場のポジション M 、日銀借入 B 、そして $(1-a)D$ 等の数量変数が構成する資金量 Z/D がプラスの説明力を持つはずである。

銀行のインターバンク市場における借入需要に関してもほぼ同様である。(11) と (14) の比較から明らかなように、インターバンク金利が完全な調整機能を持つ場合には、その需

要は貸出金利 r_l 、国債利回り r_g とならんでコール・レート i にも依存する。しかし、インターバンク資金市場で割当てがある場合には、インターバンク金利を含む金利変数は有意な説明力を持ちえない。以下ではこれらの相違点に着目して、インターバンク・マネー市場の金利機能に関する2つのパラダイムを考察する。¹⁷⁾

3-2：実証分析

以下では、上に説明した銀行行動の理論から得られる貸出供給関数、ないしインターバンク・マネー市場の需給関数を実際の統計に当てはめて計測することによって、インターバンク金利が市場の均衡を達成する水準に決まっていたとするパラダイムの妥当性を検証する。ここで用いる統計はインターバンク・マネー市場の最も重要な資金需要者である都市銀行に関するものであるが、同様の分析を他の金融機関についても適用できる。

実証分析の問題点： 実際に計測を進める前に、いくつかの留意点を述べておこう。

(1) 分析の前提として、都市銀行の貸出残高が(事前的な)貸出供給曲線の上にあると仮定する。銀行貸出市場が不均衡であり、しかも供給曲線以外の点において貸出残高が決定される場合があるとすれば、この仮定は明らかに適当ではない。

また、日本銀行による窓口指導(貸出増加額規制)が実効性をもって実施される場合、個別銀行の貸出残高が貸出供給曲線からはずれた箇所決定される可能性がある。¹⁸⁾ ただし、窓口指導の「実効性」はかなり微妙である。なぜなら、一部の日銀関係者によれば、他の(より標準的な)金融政策手段を窓口指導と併用することによって、民間銀行がその指導を守りやすい条件を作り出しているといわれるからである。¹⁹⁾ また以下で計測の対象となる期間においては、窓口指導は四半期単位で行われた。個別銀行は四半期ごとの三ヵ月間の貸出増加額(対前年同期比)について上限を課せられるので、毎月の貸出残高に関してはある程度の選択の自由が存在すると考えられる。以下の計測は、窓口指導が「実効性をもって」実施された時期を除外した標本を用いた結果である。²⁰⁾

(2) 貸出金利は本来実効金利を用いるべきである。しかし、この種の統計を利用することはできない。本稿ではやむをえず表面的な貸出約定金利を用いているが、これは以下の分析の難点である。

1950年代から60年代にかけての時期には表面的な貸出金利の変化は小さく、その反面、歩積・両建てなど拘束預金による実効金利の調整が相対的に重要であったと思われる。

したがって、表面的な貸出約定金利を用いる貸出供給関数の計測は、とりわけ1960年代以前について難点が大きい。暫定的に試みられた計測結果をみても、貸出金利は意味のある説明変数となっていない。以下では、60年代以前の時期、より厳密には「自粛レートの時代」以前の時期を計測の対象から外す。

(3) 都市銀行にとって、貸出と代替的な資金運用対象として国債を選ぶ。しかし、国債が都市銀行にとってその保有額を自由に選ぶことができるようになるのは1970年代末以降である。以下では、貸出供給関数に国債利回りを含める場合と、含めない場合の双方を計測している。

(4) 現行の準備預金制度の下では、ある月の16日から翌月の15日までの銀行の準備（日銀預け金）の平均残高が、当該月の預金（平均残高）に対応する所要準備額以上でなければならない。したがって、個々の銀行の準備に係わる調整は1ヵ月の平均残高ベースでおこなわれる。このことは、インターバンク・マネー市場における銀行の行動にも深い影響を与えているはずである。²¹⁾しかし、統計の制約のために、以下の計測は専ら月末の統計を用いている。このために、平均残高の統計で見た場合には安定した関係が得られるとしても、末残の統計では安定的な関係が得られないかも知れない。このことは、とくにインターバンク・マネー市場における銀行の資金需給の関数について当てはまるであろう。

(5) 個々の銀行の日本銀行からの借入額 B 等が外生変数とみなせるか否かは難しい問題である。日銀は個別銀行の貸出行動、インターバンク・マネー市場における行動等を勘案して、その銀行に対するクレジット・ラインを設定していると言われる。民間銀行が日銀のその様な方針を正しく理解しているとすれば、岩田一政・浜田宏一(1980)が定式化したように、日銀借入額自体が今期の貸出行動と一定の関係をもつと仮定するほうがよいであろう。この場合、単純なOLSによる計測は偏りをもった結果を生む。しかし、月次データで分析する場合には、個別銀行の行動が直ちに日銀借入額のクレジット・ラインに反映されると考えられるであろうか。ここでは、その様に考えるほうが非現実的であると判断する。

計測結果、貸出供給関数： 以下では都市銀行のデータを用いて、その貸出供給関数と、インターバンク資金市場におけるネットの資金需要関数を、インターバンク・マネー市場が建値制度によって支配されていた期間と、建値制度が廃止され気配値が発表された期間のそれぞれについて計測する。検討されるのは、銀行の貸出供給関数においてコール・レ

ー t が負の有意な係数をもつかどうか、説明変数 $L(-1)/D$ の係数が十分1に近いか、そして(13)式が示すように、資金額の変数 M/D 、 $(1-a)$ 、 B/D によって構成される変数 Z/D が有意な説明力を持つかどうか、さらに都市銀行のインターバンク資金需要関数においてコール・レートが有意な説明力を持つかどうかである。

第2表はOLSによって計測された都市銀行の貸出供給関数である。計測の標本期間は(A)が建値制度が採用されていた期間(実際には1972年4月から79年4月までで、そのうち窓口指導が「厳しく」実施された期間を除外)、(B)が気配値が発表されていた期間(1979年5月から88年10月まで、ただし窓口指導が実効的であったと思われる79年5月~80年9月と87年10月~88年10月を除外)となっている。第2表の(A.1)、(A.4)、(B.1)は上の理論分析の(9)式に対応するものであり、インターバンク・マネー市場の金利が伸縮的か否かを見るものである。ただし、(B.1)は計測式の説明変数から国債利回り r_g を省いている。その理由は、1970年代の末にいたるまで銀行は大蔵省の行政指導を受けて自由に国債のポートフォリオを調整できなかったため、この時期の貸出の代替物として国債の保有を考えるのは非現実的と思われるからである。

第2表の計測結果を要約すると次の通りである。

(a) 貸出金利 r_L の係数は、建値制の時期には理論分析から期待される通りプラスで有意である。しかし、気配値の時代に入ると、貸出金利のこの性質は全く失われてしまう。1980年代に入ってから、都市銀行の貸出供給行動がそれ以前の行動と大幅に異なっているように見受けられるが、貸出金利の説明力が失われてしまう理由は定かではない。

(b) これらの式はいずれも、コール・レート i の係数が有意な負の値をとっていないことを示している。銀行にとってインターバンク、マネー市場は短期資金を自由に調整する場所であるという従来のパラダイムの妥当性は疑わしいことになる。

(c) 資金額 M/D 、 B/D 、 $(1-a)$ によって構成される変数 Z/D を説明変数に加えた場合((A.2)、(A.3)、(A.5)、(A.6)、(B.2)、(B.3))、建値の時代にも、気配値の時代にも、この変数の係数はプラスであるが有意性は非常に低い。この結果は、むしろインターバンク・マネー市場における割当て仮説を否定している。

(d) 前月の貸出残高 $L(-1)/D$ の係数はきわめて高い有意性をもつが、しかし建値制の時代にはその値は1よりも小さい(0.7程度)。既に説明した理論モデルに従えば、この結果は従来のパラダイムの妥当性を否定している。

計測結果、インターバンク資金需要関数： 第3表は銀行行動の理論分析の(11)式、ないし(14)式に示されたインターバンク・マネー市場における都市銀行のネット資金需要関数の計測結果である。(C.1)、(D.1)はインターバンク資金市場において都銀が自由なポジションを選択できる場合に得られるであろう需要関数である。

(e) この需要関数においてはコール・レート i の係数がマイナス、貸出金利 r_L 、および長期国債利回り r_g の係数はプラスでなければならない。計測結果によると、各金利変数の係数の符号は期待されたものと殆ど反対である。

(f) 都市銀行がインターバンク・マネー市場で一種の信用割当てに直面しているとした場合、その割当てがどのようなルールになっているのかをここで明らかにすることはできない。たとえば、都市銀行にとってこの市場において調達を許される資金額は、その過去の営業活動・パフォーマンス（日銀関係者は「仕振り」と表現する）によって規定されると仮定してみよう。この場合、都銀のネットの借入額はその銀行のパフォーマンスを間接的に表現する過去の借入額とプラスの相関を示すであろう。(C.2)、(D.2)はインターバンク市場における前月のネット借入額 $M(-1)/D$ を、また(C.3)、(D.3)式には過去3ヵ月のネット借入額の単純平均額 MA/D を説明変数に付け加えた。これらの変数に対する係数は期待どおりの符号をもち、その有意性もかなり高い。この結果も、従来のパラダイムの妥当性を否定していると思われる。

要約： この節のはじめに述べたように、本稿の計測にはいくつかの点で限界がある。したがって、計測の結果は高々暫定的なものにすぎない。都市銀行の貸出供給関数（とくに短期の供給関数）、およびインターバンク・マネー市場における資金需要関数のスペシフィケーション自体、簡単な問題ではない。したがって、より現実的なスペシフィケーションの下では、本稿と異なる結果が得られる可能性がある。

しかし、この節の分析結果は、都市銀行の貸出供給、インターバンク・マネー市場における需要が、従来のパラダイム、つまりインターバンク・マネー金利の下で個々の銀行は望ましいと判断する資金量を自由に調達・運用できること、それ故、インターバンク・マネー金利は機会費用のひとつとして民間銀行の貸出供給行動を規定するという図式と整合しないことを示している。

結 び

本稿は短期資金市場のメカニズムに関して強い影響力を発揮してきたパラダイムを考察した。このパラダイムによれば、日本の短期資金市場の金利調整メカニズムは完全であって、個々の銀行・金融機関の融資活動は短期資金市場の利子率の変動の影響を受ける。この点が、短期資金市場を起点とする金融政策の波及過程を基本的に規定しているのである。

しかし第2節で紹介したように、実務関係者の間では短期金融市場の金利メカニズムは非伸縮的であるという判断が根強く存在してきた。実際、1988年11月に導入された「新金融調節方式」はそれ以前の短期資金市場における金利メカニズムが従来のパラダイムの主張するような完全なものから乖離しているという実務家の主張を裏付けているかにみえる。

そこで第3節において、非常に単純な定式化による銀行の貸出供給、インターバンク・マネー市場における需要を都市銀行のデータに当てはめることによって、従来のパラダイムの現実妥当性を検討した。定式化自体が不完全であること等の理由から、計測結果の評価には十分慎重である必要があるだろう。また暫定的な計測自体、確定的な結論を導き出してはいない。それらは従来のパラダイムに否定的であるが、同時にそれと対抗する仮説、すなわち銀行（都市銀行）はインターバンク・マネー市場において信用割当てに直面しているという仮説を積極的に支持してもいい。しかし、インターバンク・マネー市場の金利は伸縮的であり、個別銀行は与えられたインターバンク金利の下で望ましい額の資金を調達できるとする従来のパラダイムの基本的仮説を計量分析によって全面的に支持することは難しいと思われる。

1970年代から1980年代にかけて、日本銀行は若干の例外的な時期を別にすれば、安定的なマクロ金融政策の運営に成功したと思われる。しかも、少なくとも日銀の公式的な見解では、この良好な政策パフォーマンスは従来のパラダイムにそった金融調節に支えられてきた。本稿の分析結果は、この見解をさらに厳密に再検討する必要があることを示唆している。

脚 注

- 1) 1985年10月に導入された大口定期預金や、外貨預金などは預金の一種であるから投資家と銀行との相対取引によって扱われるという点で上述の短期資金市場の金融手段と区別されるのが通例である。しかし、大口定期預金や外貨預金も基本的には流動性の高い短期商品として短期資金市場商品と高い代替性をもっている。これらもオープン・マネー市場の商品とみなすとすれば、オープン・マネー市場の規模は89年3月末の時点で、200兆円に近い規模に達し、インターバンク・マネー市場のほぼ4倍になると推測される。
- 2) たとえば、日本銀行調査統計局「金融の自由化・国際化の下での金利変動の特徴について」『調査月報』（1985年11月）を参照。
- 3) たとえば大久保隆(1983)、黒田晁生(1988)を参照。
- 4) 小宮隆太郎(1988)、堀内昭義(1980)を参照。なお、日銀関係者の分析でも神崎隆(1988)、鈴木淑夫他(1988)はインターバンク・マネー金利が内生的に決定される側面を強調している。その過程で彼らは、ハイパワー・マネー供給量のコントロールが「積み進捗率」に影響を及ぼす点を重視している。複雑な時系列分析の結果にまつまでもなく、ハイ・パワー・マネーの変化はインターバンク・マネー金利の変化やマネー・サプライの変化に遅行する傾向があることは単純なグラフから読み取れる。この統計的關係は、ハイ・パワー・マネーが金利やマネー・サプライ等の金融変数を操作するための操作変数として役に立っていないことを示しているかに見える。大久保隆(1988)を参照。しかし、このような時系列データはここで問題となっている論争に結着をつけるものではない。たとえば上に紹介した二番目の考え方に基づく理論的枠組みからも、表面的にはハイ・パワー・マネーの変化がインターバンク金利やマネー・サプライの変化に遅行する統計的關係を導き出すことは可能だからである。堀内昭義(1988)を参照。
- 5) 経済が過熱して金融引締め政策が取られた直後には、経済は速やかにデフレ局面に入り、民間企業を中心として資金需要は減少した。たとえば、1955～56年のようなどちらかといえば例外的な不況局面においては、金融市場全般の需要減退を反映して、コール・レートも相対的に低い水準へ低下した。一部の専門家はこのような状況こそ「正常な」金融市場の状態だと判断したが、その判断は的外れだったと言わざるをえない。
- 6) 1961年から62年の時期を例として選んだのは、浅見審三(1963)からこの時期の実勢レートの数値を得ることができるからである。浅見審三は「実際に（コール）市場を支配し

たものは、自肅金利ではなく実勢金利であった」（165ページ）と主張している。昭和40年代初頭までのコール・レートの公表値（日本銀行『本邦経済統計』に掲載された統計）は当てにならない自肅レートである。それゆえに、せつかくの公表値もそれを使って何か意味のある分析が展開できるか否か大いに疑わしい。

7) たとえば蠟山昌一(1982)を参照。石川通達・石田定夫(1981)は建値制廃止を「レート
の全面自由化」と呼んでいる。また島(1986)は建値制度廃止をもって、「名実ともにイン
ターバンク市場の金利自由化が完了」（201ページ）したとしている。

8) 鈴木肇(1989、24ページ)。

9) 森英志(1989、18ページ)。

10) 橋田昭次(1988、29ページ)。

11) 1987年半ばまでは、鈴木淑夫他(1988)が述べるように「インターバンク市場戸オープ
ン市場、また国内市場と海外との間での金利裁定が活発化し、それらの市場金利相互間
の連動関係が次第に強まる傾向」（52ページ）にあった。しかし、87年末頃からの市場間
の動きは必ずしもその様な判断と合致していない。（第1図を参照。）

12) 全国銀行協会連合会『金融』1985年11月、88ページ。

13) 全国銀行協会連合会『金融』1988年12月、53-54ページ。

14) たとえば『金融財政事情』1988年11月21号に掲載された「古い慣行の打破が真の市場
育成のカギを握る—自由化でビジネスチャンスが拡大」というタイトルの銀行関係者の座
談会（24-33ページ）を参照。

15) 植田・植草(1988)は「非市場メカニズム」という呼称で、インターバンク市場におけ
る非価格調整のメカニズムを説明している。

16) たとえば、

$$\phi_{ii}((L-L(-1))/D、G/D) - \phi_{12}((L-L(-1))/D、G/D) > 0$$

と仮定すれば、この性質が得られる。

17) 上の単純な銀行行動モデルでは都市銀行が完全競争的な貸出市場に直面していると仮
定されている。しかし、個々の銀行は貸出市場において独占的競争を展開していると仮定
するほうが現実的かも知れない。独占的競争の場合には、貸出増加額はその限界収入と限
界費用が等しくなるところで決定される。貸出増加の限界費用はインターバンク・マネー
金利 i と貸出増加に伴う経常営業費用の増分とによって構成される。また限界収入は（実
効）貸出金利 r_L に $(1 + 1/\eta)$ をかけた値に等しい。ただし η は貸出需要の利子弾力性

である。限界収入と限界費用が等しいという条件から、貸出増加額を $(1 + 1/\eta) r_L$ の増加関数、コール・レート i の減少関数等として解くことができる。また、個々の銀行がインターバンク・マネー市場において割当てを受ける場合には、貸出増加額はインターバンク資金市場で調達可能な資金額、その他の資金額によって規定され、金利は有意な説明力を持たないであろう。この様に考えると、貸出市場が独占的競争によって支配されている状況においても、完全競争の場合とほぼ同様の形で実証分析を進めることができるであろう。

18) 堀内昭義(1977)を参照。

19) 呉 文二(1975:141-4ページ)を参照。また鈴木淑夫(1985)も「インターバンク市場金利の大幅な引上げを伴わずに行われた窓口指導や、広範な銀行を含めないで行われた窓口指導は、必ずしも有効でなかった」(134ページ)と述べている。

20) 1973年以降、日本銀行は形の上では窓口指導を四半期毎に継続している。しかし、75年以後78年末までは、民間銀行が提出した貸出計画をそのまま認めるという方式…自主計画方式…がとられた。また、80年10月から87年9月までの期間も自主計画方式が採用されたといわれる。(この点の判断は全国銀行協会連合会『金融』の「金融資料」によった。)そこで、これらの期間は窓口指導が実効的でなかったものとみなして計測期間に含めた。

21) 準備預金制度が平均残高ベースの準備に立脚しているために、末残統計による計測が安定性を失う可能性が大きい点は堀内昭義(1982)を参照。平均残高ベースの準備の調整と銀行のインターバンク・マネー市場における行動との関係については神崎隆(1988)、鈴木淑夫他(1988)などに詳しい説明がある。これらの説明では、個々の銀行の「積み進捗率」…準備の平均残高が所要額に比較してどのようなペースで積み上げられてきたかを示す比率…が銀行のインターバンク・マネー市場における需給行動に有意な影響を及ぼし、インターバンク市場の均衡金利を左右することが指摘されている。残念ながら日銀の部外者にとっては「積み進捗率」という統計を利用することはできない。

引用文献

- 浅見審三『コール市場の解説』日本経済新聞社、1963年。
- 石川通達・石田定夫『日本金融年表・統計』東洋経済新報社、1981年。
- 岩田一政・浜田宏一『金融政策と銀行行動』東洋経済新報社、1980年。
- 植田和男・植草一秀「金融調節のメカニズム：動学的考察」、鬼塚雄丞・岩井克人編『現代経済学研究』東京大学出版会、1988年。
- 大久保隆『マネーサプライと金融政策』東洋経済新報社、1983年。
- 神崎 隆「短期市場金利の決定メカニズムについて—日米金融調整方式の比較分析」『金融研究』第7巻、第2号、1988年8月。
- 橋田昭次「短期市場急拡大の背景と育成の課題」『金融財政事情』1988年3月7日。
- 呉 文二「日本銀行の窓口指導」『季刊現代経済』17号、1975年。
- 黒田晁生『日本の金融市場』東洋経済新報社、1988年。
- 小宮隆太郎「ハイパワード・マネーと金融政策」、小宮隆太郎『現代日本経済論』第3章、東京大学出版会、1988年。
- 島 謹三「厚みを増す金融市場」鈴木淑夫編『日本の金融と銀行』東洋経済新報社、1986年。
- 鈴木 肇「短期貸出の採算悪化で外銀の赤字転落懸念も」『金融財政事情』1989年2月6日。
- 鈴木淑夫『金融政策の効果』東洋経済新報社、1966年。
- 鈴木淑夫『金融自由化と金融政策』東洋経済新報社、1985年。
- 鈴木淑夫・黒田晁生・白川浩道「日本の金融調節方式について」『金融研究』第7巻、第4号、1988年12月。
- 惣崎修嗣「外銀にとっての無担保コール市場検証」『金融財政事情』1988年3月7日。
- 堀内昭義「「窓口指導」の有効性」『経済研究』第28巻、第3号、1977年7月。
- 堀内昭義『日本の金融政策』東洋経済新報社、1980年。
- 堀内昭義「銀行・金融機関の準備需要について—浜田・岩田および古川の計測結果の再検討」『経済研究』第32巻、第2号、1981年4月。
- 堀内昭義「通貨供給のコントロールと中央銀行の役割」、岩田規久男・石川経夫編『日本経済研究』東京大学出版会、1988年。

森 英志「有効性を証明した市場実勢重視の金融調節」『金融財政事情』1989年2月6日。

蠟山昌一「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、
1971年。

蠟山昌一『日本の金融システム』東洋経済新報社、1982年。

第1表： インターバンク・マネー金利に対する規制のクロノロジー

時期区分	名称	規制内容
<p>第二次大戦直後は、コール・レートを含むほとんど全ての利子率が金融当局の指導に基づく協定金利となっていた。しかし、1947年10月公正取引委員会の判定を受けてそれらの金利協定が廃止されたため、同年12月「臨時金利調整法」が公布・施行され、金利規制はより公式的となった。</p>		
1948年1月 1955年7月	日銀指導レートの時代	コール・レート（翌日物、後に無条件物）に対する「臨時金利調整法」による最高限度の範囲内で日銀が指導レートを設定。
1955年8月 1957年6月	全面自由化の時代	日本銀行はコール・レートに対する指導を廃止。
1957年7月 1967年8月	自粛レート（及び短資業者協調方式）の時代	民間銀行は（日銀の隠然たる指導の下で）自粛レートを設定。さらに短資業者が協調してコール・レートを設定する方式を採用（1961年5月以降）
1967年9月 1979年4月	建値制の時代	短資業者が日銀と相談の上、日々のコール・レートの建値を決定し、それを都銀代表、及び大口出し手へ連絡する。
1979年5月 1988年10月	気配値の時代	日々の有担、無担コール・レート、及び手形売買レートを（日銀の担当者が決定し）短資協会が「気配値」として発表する。
1988年11月	「新金融調整方式」導入	

第2表： 都市銀行の貸出供給関数（被説明変数L/D；OLS）

(A)建値制の時代（1972年4月～72年12月、75年1月～78年12月）

	(A.1)	(A.2)	(A.3)
Const.	0.209 (6.76)	0.189 (3.95)	0.203 (3.19)
r _L	0.00543 (2.86)	0.00608 (4.81)	0.00551 (2.64)
i	0.00034 (0.48)		0.00029 (0.34)
r _G	-0.00100 (0.81)	-0.00111 (0.94)	-0.00099 (0.79)
L(-1)/D	0.731 (18.15)	0.725 (13.77)	0.728 (13.49)
Z/D		0.0212 (0.35)	0.0707 (0.10)
R ²	0.977	0.977	0.977
SSR	0.000961	0.000963	0.000961
標本数	57	57	57

	(A.4)	(A.5)	(A.6)
Const.	0.209 (6.80)	0.174 (3.87)	0.200 (3.16)
r _L	0.00435 (3.24)	0.00530 (5.56)	0.00450 (2.74)
i	0.00057 (0.89)		0.00049 (0.60)
L(-1)/D	0.730 (18.19)	0.717 (13.81)	0.724 (13.53)
Z/D		0.0387 (0.67)	0.0120 (0.16)
R ²	0.977	0.978	0.977
SSR	0.000973	0.000925	0.000921
標本数	57	57	57

第2表 (続き)

(B) 気配値の時代 (1980年10月~87年9月)			
	(B.1)	(B.2)	(B.3)
Const.	0.133 (2.54)	0.106 (1.84)	0.144 (2.21)
r_L	-0.00711 (1.82)	-0.00266 (1.01)	-0.00687 (1.71)
i	0.00196 (1.24)		0.00197 (1.24)
r_G	-0.00236 (2.02)	-0.00222 (1.89)	-0.00239 (2.02)
$L(-1)/D$	0.919 (24.80)	0.950 (21.76)	0.928 (19.72)
Z/D		-0.0180 (0.28)	-0.0195 (0.30)
R^2	0.991	0.991	0.991
SSR	0.00327	0.00326	0.00318
標本数	84	84	84

(注) 括弧内の数値は t 値の絶対値。また各変数の定義は下記の通りである： r_L =都市銀行貸出金利、 r_G =コール・レート（無条件物、中心）、 r_G =長期国債利回り、 L =都市銀行貸出金残高、 M =(コール・マネー) + (売渡手形) - (コール・ローン)、 B =日銀借入金、 D =預金残高（譲渡性預金を含む）、 a =準備預金準備率（最大規模クラスの銀行の預金に課せられる準備率）、 $Z=(1-a)D + M + B$ 。 L 、 M 、 B 、 D はTSPプログラムによって季節調整済み。

(出所) 日本銀行『経済統計年報』各巻。

第3表：都市銀行のインターバンク資金需要関数 (OLS)

(A) 建値制の時代 (1972年4月～72年12月、75年1月～78年12月)

	(C.1)	(C.2)	(C.3)
Const.	0.265 (13.08)	0.187 (5.27)	0.159 (3.42)
r_L	-0.0127 (3.26)	-0.0095 (2.43)	-0.0077 (1.81)
i	0.0053 (3.67)	0.0037 (2.44)	0.0030 (1.58)
r_G	-0.00090 (0.35)	-0.00017 (0.07)	-0.00060 (0.25)
W/D	0.656 (11.05)	0.465 (5.02)	0.385 (3.16)
M(-1)/D		0.300 (2.60)	
MA/D			0.406 (2.50)
R^2	0.840	0.863	0.864
SSR	0.00420	0.00352	0.00348
標本数	54	54	54

	(C.4)	(C.5)	(C.6)
Const.	0.264 (13.31)	0.187 (5.40)	0.158 (3.44)
r_L	-0.0137 (5.05)	-0.0096 (3.23)	-0.0083 (2.48)
i	0.0055 (4.26)	0.0037 (2.64)	0.0032 (2.06)
W/D	0.654 (11.16)	0.464 (5.11)	0.383 (3.18)
M(-1)/D		0.301 (2.65)	
MA/D			0.408 (2.54)
R^2	0.860	0.875	0.864
SSR	0.00382	0.00334	0.00348
標本数	54	54	54

第3表(続き)

(B) 気配値の時代(1980年10月~87年9月)			
	(D.1)	(D.2)	(D.3)
Const.	0.047 (2.94)	0.037 (1.30)	0.031 (1.18)
r _L	0.0111 (1.59)	0.0070 (1.04)	0.0031 (0.50)
i	0.00031 (0.11)	0.00048 (0.18)	0.00078 (0.32)
r _G	-0.00233 (1.09)	-0.00178 (0.88)	-0.00171 (0.93)
W/D	0.366 (4.87)	0.253 (3.18)	0.151 (1.98)
M(-1)/D		0.312 (3.16)	
MA/D			0.600 (5.28)
R ²	0.645	0.681	0.732
SSR	0.01045	0.00927	0.00769
標本数	84	84	84

(注) MAは過去3ヵ月のネット・マネーポジションMの単純平均。W=L(-1)-(1-a)D-B。他は第2表を参照。