

日本の銀行貸出市場

——不均衡分析の新しい視点*

浅 子 和 美**

内 野 裕 子***

金融研究所解説

1. はじめに
2. モデルの説明
3. モデルの推定法
4. 実証分析
5. 追加的考察
6. おわりに

補論

金融研究所解説

本論文は、我が国の貸出市場について、貸出金利が需給を一致させる水準に決まるという意味で「均衡市場」となっているかどうかを分析したものである。ここでは、ただ単に均衡市場か不均衡市場かが分析されているだけでなく、仮にそれが不均衡市場であり、貸出金利が貸出資金の需給以外の要因の影響を受けて決まるとした場合、そうした要因としては何が考えられるかも含めて分析されている。具体的には、政

策金利の影響が明示的に検討されており、現実
に観測される金利（貸出約定平均金利）が均衡
貸出金利と政策金利のいずれに向かってより強
く調整されているかについて計量的な把握が試
みられている。

本論文における分析の主たる特徴点は、①従
来の研究では現実の金利の調整を促す要因とし
て、均衡金利しか考えられていなかったのに対
し、上記のように、政策金利も明示的に取り入
れられていること、②計量経済学的手法面で新
たな工夫がなされていること等が指摘できよ

* 本論文は、浅子が客員研究員として、また内野が客員研究生として日本銀行金融研究所に滞在中に行った共同研究の成果をとりまとめたものである。本論文の草稿の段階で行った諸機関（一橋大学、名古屋大学、横浜国立大学、慶應義塾大学、東京経済研究センター、日本銀行金融研究所、証券経済研究所、京都大学）におけるセミナーでは多くの有益なコメントを戴いた。これらのセミナーの参加者に感謝の意を表したい。いうまでもなく本論文に残された不十分な記述やあり得べき誤りは全て我々の責に帰すべきものである。

** 横浜国立大学教授（現在マサチューセッツ工科大学留学中）。

*** 元日本銀行金融研究所客員研究生。

う。分析の結論を予め要約すると次の通りである。

- ① 我が国の貸出市場では、貸出金利が需給を一致させる水準に決まっておらず、不均衡市場となっている。
- ② 貸出市場は、1960年代の高度成長期には超過需要の状態にあったとみられるほか、1970年代初頭のいわゆる「過剰流動性」期の前後も一般の認識とは逆に、超過需要が存在したかたちとなっているが、1980年代に入ると長期的な金融緩和を反映して超過供給となっている。
- ③ 貸出市場が不均衡である原因としては、現実の金利が均衡金利へ向かう際の調整の遅れという要因よりも、むしろ貸出市場の需給とは別に決定される金利（政策金利、例えばプライム・レート）への調整という要因の方が強く作用している。

なお、本論文はマクロ的にみた貸出市場の動向を分析していることから、貸手・借手の行動が明示的には描かれていない。このため、現実の貸出金利が政策金利等に向かって調整される具体的メカニズムはオープンのまま残されている点には留意する必要があるだろう。

1. はじめに

近年、戦後日本の銀行貸出市場を巡る研究が盛んになっている。これらの研究は大別すると、貸出市場全体の構造や特質を分析対象としたものと貸出市場の参加主体（銀行や企業）の行動様式を分析したものに分類することができる。しかし、いずれの研究にも共通な問題意識があり、それはそもそも日本の銀行貸出市場は均衡

していたか、あるいは不均衡が常態であるような市場であったかというものである。これには、金融自由化の流れとともに近年貸出市場の役割が変貌しつつあるといわれており、その点を確認するという視点も働いていると考えられる。

そこで、この点をより強調するかたちで一連の研究を具体的なアプローチ法で再分類するならば

- (a) 計量経済学的手法を用いて、貸出市場では金利調整機能の不十分性ゆえに需給が一致せず、不均衡状態にあった——従って、何らかのかたちでの信用割当が存在していた——ことを検証する立場、
- (b) 金利以外の要因を重視するならば、貸出市場は必ずしも不均衡であったとはいえないとする立場、

の2つに分けることができ、それぞれ日本の銀行貸出市場を巡る古くからの課題に新たな視点から取り組んでいるということが出来る。¹⁾

本論文での我々の立場は(a)の流れを踏襲するものであるが議論に先立って、まず(a)と(b)の対立をどのように捉えたらよいかについて簡単に触れておくことにする。一般に、両者の結論だけを受けて、一方は不均衡であり他方は均衡であるという意味で、(a)と(b)は全く相対立したものであると解釈される場合が多いようである。

しかしながら、(b)の「均衡」の概念をより深く検討すると、ここでの均衡は、(a)のワルラス的不均衡を前提としながらも、それがなぜ短期の過渡的な現象ではなく、長期間持続して観察される現象であるかを説明できるか否かに関係しており、いわば、(a)の不均衡にミクロ的基礎付けを与える試みであると考えることができ

1) 全体のコンパクトなサーヴェイとしては、蠟山（1984）や武田（1985）を参照。なお、(a)については筒井（1982 a）及び伊藤・植田（1982）が、(b)については池尾（1985）が詳しい。戦後日本の金融市場全般については、鈴木（1974）や堀内（1980）が体系的な展開を行っている。

る。「期待の均衡」という概念を導入する黒田 (1979 a)、「暗黙の契約」理論を始めとした近年の応用ミクロ経済学の成果を貸出市場に援用する脇田 (1981、1983) や池尾 (1985)、そして経営規模変数を明示的に取り入れて銀行行動を考察する武田 (1985) 等は、こうした試みの代表的なものである。これらでは、貸出金利の需給調整機能の不十分性は認めつつも、他方では長い間市場が不均衡であり続けるのは不自然であり、少なくとも背後では経済主体の間では何らかの合理性に基づいた主体均衡が成立している筈であると考えることになる。

真の均衡では市場均衡と主体均衡が同時に達成されるべきものであるが、(a)では主体均衡の成立には限界を設け専ら市場均衡に注目しているのに対して、(b)では逆に金利調整は経済主体が考慮する要因の一部に過ぎないとし、主体均衡は他の要因も考慮してはじめて達成されるとしている。実際、(b)の立場にとっては(a)の研究において市場がワルラス的な需給一致の観点からは不均衡であるとの確証を得ることがいわば前提条件となっており、この意味では両者は相対立するというよりもむしろ補完的な研究であると考えた方がよいことになる。

さて、本論文における我々の基本的立場は、既述のように(b)のようなミクロ的基礎の問題は明示的には考慮せず、(a)に従って、戦後日本の銀行貸出市場を基本的には不均衡市場であるとの認識の下で、より市場構造を明らかにする計量経済学的手法を用いて分析することである。従来のこの分野での研究には、Fair-Jaffee (1972) の手法を踏襲した浜田他 (1977)、古

川 (1979)、釜江 (1980)、筒井 (1982a) 等が挙げられるが、これらは厳密には計量経済学的手法に問題をはらんでおり、この面からの批判から自由なのは Bowden (1978) の手法を拡張した伊藤・植田 (1982) が挙げられるくらいである。^{2), 3)}

本論文は、基本的には伊藤・植田の研究を次の2点で拡張したものになっている。まず第1は、伊藤・植田のように貸出市場での不均衡の発生原因を単に貸出市場金利の均衡金利への調整スピードが遅いためと特定せず、均衡金利とは別に「政策金利」を考慮し、市場金利が直接政策的に規定されていた可能性も同時に考察対象としたことである。第2は、第1の点を考慮することによって生ずる貸出市場での超過需要期と超過供給期のサンプル分割について特別の配慮をしたことであり、結果的にはサンプル分割自体がモデルの構造パラメーターの推定と同時になされる計量経済学的手法を開発したことである。

以下では、まず2.で我々の基本モデルを提示し、モデルから識別可能な貸出市場の構造に関する3つの帰無仮説について説明する。これらは、 H_1 「均衡市場仮説」、 H_2 「部分調整仮説」、及び H_3 「政策金利仮説」であり、それぞれモデルが前提とする金利調整式の特殊ケースとなっていることが示される。 H_1 は文字通りワルラス的市場均衡が達成されていると考えるものである。これに対し、 H_2 と H_3 は市場が不均衡であるという認識においては共通するものであるが、その原因については、 H_2 は市場金利の均衡金利への調整が遅れるためであるとし、

2) 計量経済学の問題については、Maddala (1983) 及び伊藤 (1985) を参照のこと。

3) ちなみに、これらの研究の結論は、古川 (1979) が均衡仮説を支持し、釜江 (1980) が均衡とも不均衡とも判断できないとする他は、いずれも概ね不均衡仮説を支持している。但し、こうした結論の違いは、モデルの定式化の違い、採用したデータの違い、あるいは計測期間の違い等に大きく依存していることも見逃せない。

H_3 は市場金利が政策的に規定されていることから生ずると考える。

3.はモデルの推定法についてのテクニカルな解説に当てられる。具体的には不均衡市場の下での需要関数、供給関数、及び金利調整式の各構造パラメーターの同時推定法が示されるが、ここで展開される手法は従来にない新しいものである。

4.は実証研究の報告であり、本論文の中心となるものである。ここでは、まず貸出市場の需要関数と供給関数の特定化が行われ、次いで実証分析に用いたデータの説明がなされる。実証分析は1963年から1982年までの四半期データに基づき、銀行貸出は残高（ストック）ベースで考え、貸出市場金利としては全国銀行貸出約定平均金利を用いる。本章は、上に挙げた貸出市場に関する3つの仮説の検証を中心として展開されるが、公定歩合政策の伝播経路の検討等随時貸出市場を巡る付随した問題についても考察を試みる。本章の実証分析の主要な結論は、 H_3 の「政策金利仮説」を支持するものである。

5.は、4.の実証分析に対する追加的考察に当てられ、我々の得た「政策金利仮説」の妥当性について、いくつかの観点から再検討する。本論文で採り入れることのできなかつた問題点や実証分析の留保条件ないし限界についても議論する。特に、もともとは我々の理論的産物である「政策金利」の実体について考察し、それが貸出市場の規制金利であるプライム・レートと密接な関連がある可能性について議論する。

6.は、本論文の結論部分である。

2. モデルの説明

(1) 基本モデル

我々の問題意識に従うと、日本の銀行貸出市

場を描写する基本モデルとしては、次の4式から構成される体系を考えるのが適切である。

$$L_t^d = \beta_0 r_t + X_t \beta + u_t, \quad (1)$$

$$L_t^s = \gamma_0 r_t + Z_t \gamma + v_t, \quad (2)$$

$$r_t - r_{t-1} = \theta_1 (r_t^* - r_{t-1}) + \theta_2 (\bar{r}_t - r_{t-1}) + \epsilon_t, \quad (3)$$

$$L_t = \min [L_t^d, L_t^s], \quad (4)$$

但し、 L_t^d =貸出需要量、 L_t^s =貸出供給量、 L_t =貸出実現量、 r_t =貸出市場金利、 r_t^* =均衡貸出金利、 $\bar{r}_t$ =政策金利、 X_t =需要関数内の外生変数ベクトル、及び Z_t =供給関数内の外生変数ベクトルである。各式の攪乱項、 u_t 、 v_t 、及び ϵ_t は互いに独立な平均0・分散一定のwhite noiseであるものとする。(3)式への攪乱項の導入に際しては特別のコメントが必要であるが、この点は後述することにする。⁴⁾

(1)式は貸出需要関数を表し、(2)式は貸出供給関数を表わしている。これらは、いずれも貸出金利とその他の外生変数に依存するように定式化されており、厳密な主体均衡の分析を行えば理論的には $\beta_0 < 0$ 、及び $\gamma_0 > 0$ が期待されるところである。外生変数ベクトルは後に特定化されるが、 Z_t には公定歩合 δ_t が含まれる可能性を考慮するものとする。これは、後述するように、日本における公定歩合政策の伝播経路を識別する助けとするためである。

(3)式は貸出市場金利の調整式であり、 $0 \leq \theta_1$ 、 $\theta_2 \leq 1$ として、貸出金利は一般的には均衡金利と政策金利に向けて部分的に調整されるものと考えている。ここで、均衡金利は(1)式の需要と(2)式の供給を等しくさせる金利水準であり、

4) (4)式にも攪乱項を考えることは可能である。しかし、(4)式に関連しては後にやや特殊なかたちの攪乱項を導入することから、ここでは一般的なかたちでの攪乱項は考えないものとする。

$$r_t^* = \frac{1}{\beta_0 - \gamma_0} [Z_t \gamma - X_t \beta + v_t - u_t], \quad (5)$$

と導出される。「政策金利」については、それが政策的に外生的に与えられるものとするが、現実問題として対応する適切なデータが存在しないために、とりあえず公定歩合の簡単な一次式

$$\bar{r}_t = a + b \delta_t, \quad (6)$$

で表わされるものとし、 a と b の値はデータによって推定されるものとする。政策金利は観察不能 (unobservable) な変数であり、もちろん直接(6)式に回帰分析等を適応することはできない。しかし幸いなことに、現在のフレーム・ワークの下では、後述するようにモデル全体の知識に基づいて a と b を識別することが可能である。⁵⁾

金利の調整が(3)式に従うとすると、貸出市場では必ずしも需要と供給は一致しない。(4)式は、このような場合に実現される貸出量を律するルールを表わしており、通常 short side の仮定と呼ばれるものを反映したものである。このルールのもとでは、long side の経済主体に対しては背後では何らかの割当 (rationing) が行われることを前提としている。ところで、需要と供給が一致しない場合にも、一般的には実現される取引量が市場の short side で決定される必然性はなく、むしろより一般的には需要者側と供給者側の力関係が重要となってくると思わ

れる。しかしながら、ここではこうした不均衡経済学にはあまり深入りしないで、short side による決定を1つのもっともらしいルールとして採用することにする。⁶⁾

(2) 金利調整式と貸出市場

既にふれたように、従来の研究では、単に貸出市場が均衡か不均衡か、あるいは伊藤・植田 (1982) のように、不均衡の原因を市場金利の均衡金利への調整が遅いためと特定されるにとどまっていた。これは、(3)式の金利調整式でいえば、あらかじめ $\theta_2 = 0$ と特定していることに対応しており、我々の定式化の特殊ケースになっていることがわかる。しかし(3)式に従えば、貸出市場の性格について、我々はより広く次の3つの状態を検証することができることになる。

H_1 : 「均衡市場仮説」…貸出市場は均衡している。

H_2 : 「部分調整仮説」…貸出市場は不均衡であり、その原因は市場金利の均衡金利への調整が遅れるために生ずる。

H_3 : 「政策金利仮説」…貸出市場は不均衡であり、その原因は市場金利が政策的に規定されていることから生ずる。

以上の3つの仮説は、具体的にはそれぞれ以下の帰無仮説の検定によって判断されることになる。第1に、「均衡市場仮説」は $r_t = r_t^*$ を意味するから、(3)式においては

$$H_1: \theta_1 = 1 \text{ かつ } \theta_2 = 0,$$

5) なお、(6)式にも攪乱項を導入することは可能であるが、形式上(3)式の攪乱項 ε_t と識別することはできない。

6) 不均衡の場合の short side ルールの下では、一般にその時の取引はパレートの意味で劣位 (Pareto inferior) な状態となっており、どのような金利水準であれ、パレート最適取引は均衡金利の下での取引量となる。従って、需要者側と供給者側の間で不完全ながら何らかの協調がなされるならば、short side ルールは実質的には有効でなくなる可能性がある。近年の応用ミクロ経済学の成果は、陰に陽にこうした「協調」の可能性を追及したものであるともいえるが、その場合分権的意思決定を前提とする伝統的な不均衡分析とは必ずしも相容れない側面もでてくることになる。なお、不均衡経済学の理論一般については伊藤 (1985) を参照。

が成立しなければならない。第2の「部分調整仮説」、及び第3の「政策金利仮説」 $r_t = \bar{r}_t$ については、それぞれ

$$H_2: 0 \leq \theta_1 < 1 \text{ かつ } \theta_2 = 0,$$

$$H_3: \theta_1 = 0 \text{ かつ } \theta_2 = 1,$$

が帰無仮説となる。但し、 H_3 については、より緩い帰無仮説である

$$H_3': \theta_1 = 0 \text{ かつ } 0 < \theta_2 \leq 1,$$

も、「政策金利仮説」を支持するものと考ええることにする。 H_3' のもとでは、政策が浸透するまでにはタイム・ラグが存在することになるが、それでも貸出市場金利は基本的には政策金利によって規定されることになるからである。

さて、以上を踏まえると、(3)式の金利調整式は貸出市場の仕組みを全体的に描写したものであると解釈するのが適切である。換言するならば、(3)式の背後に特定の経済主体の行動を想定することはせず、むしろ(3)式は市場構造に関する3つの帰無仮説についての共通モデル(nested model)となっており、各種の経済主体の行動結果をまとめたものであると考えることになる。もちろん、例えば H_2 が支持されれば、その時は(3)式は auctioneer による「需要と供給の法則」を反映したものと解釈することができようし、また H_3 が支持されれば、その時は制度的要因なり政策当局の規制が有効に機能していることを示すことになる。

伊藤・植田(1982)でも、修正されたモデルとして、金利調整式に公定歩合(従って政策金利)の直接的インパクトを考慮しているが、そこでの定式化は、我々の notation に従えば

$$r_t - r_{t-1} = \theta_1(r_t^* - r_{t-1}) + (1 - \theta_1)\theta_2 f(\delta_t), \quad (7)$$

と書き表わせるものであり、⁷⁾(3)式の定式化とは根本的に異なるものとなっている。但し、関数 $f(\delta_t)$ は公定歩合 δ_t (厳密には δ_t のラグ付き変数も含む) によって決定される政策金利の影響部分を表わす。(7)式の金利調整式に従うと、「部分調整仮説」の帰無仮説 H_2 は我々の場合と同一になるが、「市場均衡仮説」については、 $H_1: \theta_1 = 1$ 、となり、 θ_2 についての制約は消えることになる。また、「政策金利仮説」は、 $H_3: \theta_1 = 0$ かつ $\theta_2 \neq 0$ 、によって検証可能であるとも解釈されるが、この時(7)式は

$$r_t = r_{t-1} + \theta_2 f(\delta_t), \quad (8)$$

となり、我々の(3)式の場合のように、 $r_t = \bar{r}_t$ という簡単明瞭なかたちになる訳ではない。これは、(7)式では θ_1 については0と1の間の値という制約があるものの、 θ_2 についてはこのような無名数制約がなく、 $f(\delta_t)$ の次元に合わせてその次元が変化してしまうという欠点を持っているからである。

3. モデルの推定法

本章では、前章で展開したモデルの推定法について解説する。まず、推定のためのサンプル分割について説明し、次に構造方程式体系の同時推定法について触れる。

(1) サンプルの分割

サンプル期間は、(5)式として求めた均衡金利を基準にして、実際の貸出金利がそれよりも高いか低いかにより、2つのカテゴリーに分けられる。すなわち、もし $r_t \geq r^*$ ならば超過供給期、逆にもし $r_t < r^*$ ならば超過需要期とする

7) 伊藤・植田(1982)の(3.6)式を変形したものである。なお、伊藤・植田に先行する諸研究(例えば、浜田他(1977)や古川(1979)及び筒井(1982a))でも、サンプルを超過需要期と超過供給期に分類する際に公定歩合の影響を考慮しているが、これらの取り扱い方は厳密な仮説検定の考えにたったものではない。

訳である。こうした基準によるサンプル分割は貸出金利に対して右下がりの需要曲線 ($\beta_0 < 0$) 及び右上がりの供給曲線 ($\gamma_0 > 0$) を前提とする限り reasonable なものであると考えられる。これは、(1)、(2)及び(5)式の均衡金利の定義を用いると

$$L_t^d - L_t^s = (\beta_0 - \gamma_0) (r_t - r_t^*) \quad (9)$$

が導かれることから確認されよう。

従来の研究においては、(3)式の金利調整式において $\theta_2 = 0$ としているために、サンプル分割は直接的には均衡金利の知識を必要としないで行うことが可能であった。なぜならば、(3)式より

$$r_t - r_t^* = -\frac{1 - \theta_1}{\theta_1} (r_t - r_{t-1}) + \frac{\theta_2}{\theta_1} (\bar{r}_t - r_{t-1}) + \frac{\varepsilon_t}{\theta_1}, \quad (10)$$

が得られるが、 $\theta_2 = 0$ (及び $\varepsilon_t = 0$ ⁸⁾) とすると、(10)式において左辺の r_t と r_t^* の大小は右辺第1項の符号のみに依存することになり、結局金利上昇期(下降期)が超過需要期(超過供給期)という単純明瞭な関係が導かれるからである。

しかし、我々の場合には $\theta_2 = 0$ は前提としないことから、サンプル分割の際にはあくまでも均衡金利の直接的知識が必要となる。ところが、(5)式で求められる均衡金利は、「均衡市場仮説」が成立しない限り理論上のものであり、観察不能変数である。しかしながら、基本モデルの知識を利用して均衡金利を推定することは可能である。この点は、後述するように、サンプル分割自体が構造パラメータの推定と同時に行われなければならないという問題を生じさせることになる。

(2) 需要関数の推定法

超過供給期では、貸出金利と実現された貸出量の組み合わせは、市場の short side である需要曲線上に位置するが、超過需要期では実現されるのは short side の供給曲線上の点となり、需要曲線上の点は観察されない。しかしながら、超過需要期の需要曲線は第1図にあるように、供給曲線上の点に需要量と供給量のギャップを加えたものとして(あるいは同じことであるが、需要曲線上の点から超過需要量を引いたものが供給量となるように)表わすことができる。そこで、需要関数は超過供給期と超過需要期の場合にサンプルを分割し、それぞれに対応するあたりに修正された需要関数を推定すればよいことになる。

すなわち、実現された貸出量 L_t について、(4)式の short side の仮定より、需要関数は

$$L_t = \begin{cases} L_t^d, & r_t \geq r_t^* \\ L_t^d - (L_t^d - L_t^s), & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (11)$$

という関係を利用して推定可能となる。ところで、(9)式と(10)式を用いると、(11)式のうち超過需要期の方は、結局

$$L_t = \beta_0 r_t + X_t \beta + (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} (r_t - r_{t-1}) - (\beta_0 - \gamma_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} (\bar{r}_t - r_{t-1}) + u_t - \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \varepsilon_t, \quad (12)$$

と書けることになる。

そこで、実際の推定に当たっては、(1)式と(12)式を一緒にした

$$L_t = \beta_0 r_t + X_t \beta + (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} \nabla^d r_t - (\beta_0 - \gamma_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} \nabla^d \bar{r}_t + u_t - \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \nabla^d \varepsilon_t, \quad (13)$$

8) 従来の研究においては、金利調整式の攪乱項は文字通りの disturbance であり捨象されなければならない。 ε_t の存在を許すと、例えば金利上昇期でも超過需要期とならない可能性も生じてしまうからである。

において

$$\nabla^d r_t = \begin{cases} 0 & r_t \geq r_t^* \\ r_t - r_{t-1} & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (14)$$

$$\nabla^d \bar{r}_t = \begin{cases} 0 & r_t \geq r_t^* \\ \bar{r}_t - r_{t-1} & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (15)$$

及び

$$\nabla^d \varepsilon_t = \begin{cases} 0 & r_t \geq r_t^* \\ \varepsilon_t & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (16)$$

と変数を定義すればよいことになる。

つまり、ここでは需要関数の推定において Fair-Jaffee 法のように、実現された貸出量が需要関数上にある超過供給期だけのサンプルを用いるのではなく、(14)–(16)式のように人工的な変数を定義することによって、全サンプル期間のデータを同時に利用することになる訳である。

このような考え方は、伊藤・植田 (1982) のもとなった Bowden 法の基本でもあり、(13)式はその考え方を(3)式の金利調整式に対応して拡張したものになっている。

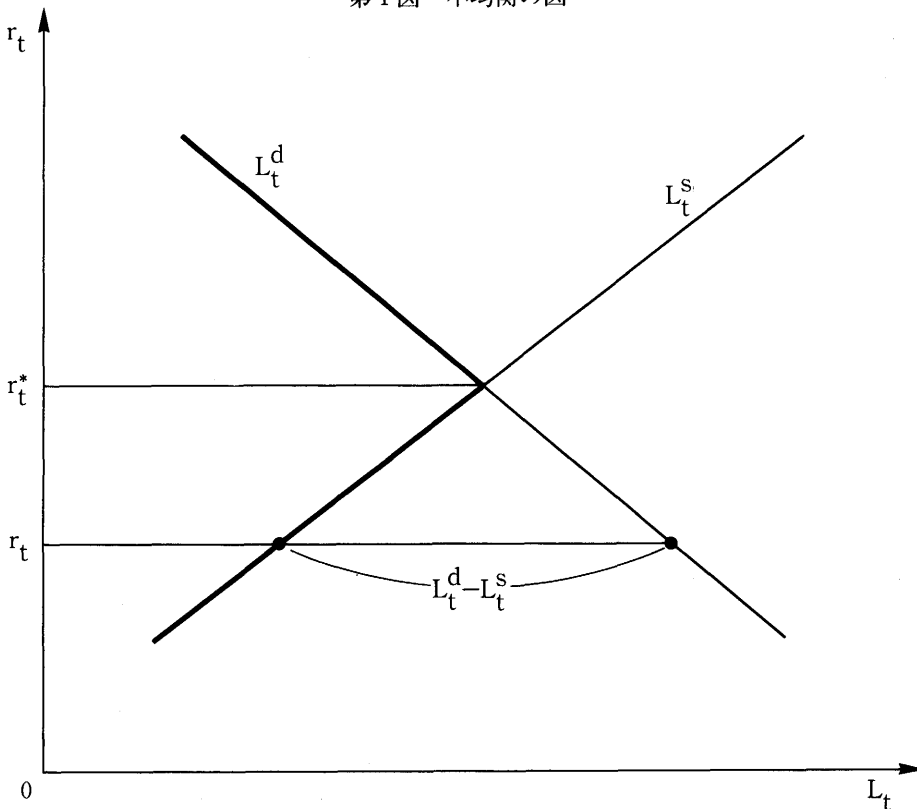
(3) 供給関数の推定法

供給関数の推定については、概念的には需要関数の推定と平行に考えることができる。つまり、超過需要期と超過供給期にサンプルを分割し、それぞれに対応するかたちに修正された供給関数を推定すればよい。具体的には、需要関数の(11)式に対応して

$$L_t = \begin{cases} L_t^s - (L_t^s - L_t^d), & r_t \geq r_t^* \\ L_t^s, & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (17)$$

とし、(2)式及び(9)、(10)式を用いることによって、最終的には

第1図 不均衡の図



$$L_t = \gamma_0 r_t + Z_t \gamma - (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} \nabla^s r_t \\ + (\beta_0 - \gamma_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} \nabla^s \bar{r}_t + v_t \\ + \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \nabla^s \varepsilon_t, \quad (18)$$

において、

$$\nabla^s r_t = \begin{cases} r_t - r_{t-1} & r_t \geq r_t^* \\ 0 & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (19)$$

$$\nabla^s \bar{r}_t = \begin{cases} \bar{r}_t - r_{t-1} & r_t \geq r_t^* \\ 0 & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (20)$$

及び

$$\nabla^s \varepsilon_t = \begin{cases} \varepsilon_t & r_t \geq r_t^* \\ 0 & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (21)$$

とすればよい。

ここで、(14)–(16)式と(19)–(21)式の変数については、それぞれ

$$\nabla^d r_t + \nabla^s r_t = r_t - r_{t-1}, \quad (22)$$

$$\nabla^d \bar{r}_t + \nabla^s \bar{r}_t = \bar{r}_t - r_{t-1}, \quad (23)$$

及び

$$\nabla^d \varepsilon_t + \nabla^s \varepsilon_t = \varepsilon_t, \quad (24)$$

が常に成立することに注意する必要がある。

(4) 同時推定法

以上では、不均衡下における需要関数と供給関数の推定法について説明したがこれらでは貸出市場金利 r_t と均衡金利 r_t^* の大小関係によって、サンプルを分割して考える必要が指摘された。しかしながら、既述のように我々のモデルでは、均衡金利自体を直接推定しなければならず、サンプル分割も構造方程式体系の推定と同時になされなければならない。以下では、こう

した同時推定法について説明することにする。

今までの議論を踏まえて我々の基本モデルを整理するならば、構造方程式体系は次の3つの式にまとめることができる。

$$r_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) r_{t-1} + \frac{\theta_1}{\beta_0 - \gamma_0} (Z_t \gamma - X_t \beta) \\ + \theta_2 \bar{r}_t + \xi_t^r, \quad (25)$$

$$L_t = \beta_0 r_t + X_t \beta + (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} \nabla^d r_t \\ - (\beta_0 - \gamma_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} \nabla^d \bar{r}_t + \xi_t^d, \quad (26)$$

$$L_t = \gamma_0 r_t + Z_t \gamma - (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} \nabla^s r_t \\ + (\beta_0 - \gamma_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} \nabla^s \bar{r}_t + \xi_t^s \quad (27)$$

但し、それぞれの式の攪乱項は

$$\xi_t^r = \frac{\theta_1}{\beta_0 - \gamma_0} (v_t - u_t) + \varepsilon_t, \quad (28)$$

$$\xi_t^d = u_t - \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \nabla^d \varepsilon_t, \quad (29)$$

$$\xi_t^s = v_t + \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \nabla^s \varepsilon_t, \quad (30)$$

である。

(25)式は、(3)式の金利調整式に(5)式の均衡金利の定義式を代入して整理したものであり、これによって(25)式の右辺は観察可能な変数だけで記述されることになる。(26)式と(27)式は、(13)式と(18)式を再記したものである。

構造方程式体系(25)–(27)式は、3本の式から構成されているが、この体系で明らかな内生変数は貸出金利 r_t と貸出実現量 L_t の2つであり、1本の式が redundant のように見える。⁹⁾ しか

9) $\nabla^d r_t$ や $\nabla^s r_t$ も明らかな内生変数であるが、これらを内生変数に数える場合には、(14)式や(19)式も明示的に体系に含めなければならない。

しながら、以上の体系をより深く考察すると、3つ目の内生変数はサンプル分割の基準となる均衡金利 r_t^* であり、均衡金利がどのようなものかによってはじめて(14)–(16)式や(19)–(21)式の変数が決定され、それらが r_t や L_t の決定に影響を与えることになる。均衡金利は(5)式で決められるが、ここでの体系では(25)式のもとになった(3)式より

$$r_t^* = \frac{1}{\theta_1} [r_t - (1 - \theta_1 - \theta_2)r_{t-1} - \theta_2 \bar{r}_t - \varepsilon_t], \quad (31)$$

として求められることになる。

ところが、以上の体系を推定するに当たっては、(25)–(27)式は独立な3本の式ではないことに注意する必要がある。換言すれば、3本のうち任意の1本の式は他の2本の式から導出することが可能である。¹⁰⁾ 従って、3本のうち1本の式は何ら新しい情報を付け加えることはなく、構造方程式体系の推定に際しては、理論的には任意の2本の式を連立させれば十分ということになる。¹¹⁾ もし、敢えて3本の式を連立させてしまうと、(28)–(30)式の攪乱項からなる contemporaneous な分散・共分散行列は自由度不足から非正則 (singular) となってしまう、理論的には推定は不可能となる。

推定に当たっては、任意の2本の式を選んだとして、それらの式の係数となるパラメータの間には非線形制約が課されており、その点を考

慮したかたちでなされなければならない(実は、この係数間制約のために(6)式の a や b も識別可能となる)。しかも、推定されたパラメータをもとに、(5)式ないし(31)式に従って均衡金利を計算し、サンプル分割を実行しなければならない。従って、推定プロセスは係数間の非線形制約及びサンプル分割の整合性——つまり、与えられたサンプル分割の下で推定されたパラメータ値をもとにしたサンプル分割が、元のサンプル分割と矛盾しない——という、2重の意味での制約を満たすかたちでなされなければならない。

(5) 3本連立の場合

実際に(25)–(27)式の体系を推定する場合には、redundant な1本の式が新たな情報をもたらす可能性がない訳ではなく、もしそうならば3本を同時推定することによって効率性 (efficiency) は上昇することになる。このような可能性は、モデルの中に(28)–(30)式以外の攪乱項が存在し、3本の推定式の contemporaneous な分散・共分散行列が正則 (nonsingular) となる場合に生ずる。こうした例を考えるのはそれほど困難ではないが、以下では特に2つの可能性を考察しよう。

まず第1は、やや特殊な設定ではあるが、需要関数と供給関数の推定時にそれらが long side となる場合には超過需要量ないし超過供給量の知識を利用する訳であるが、その利用時に

10) (27)式の辺々から(26)式の辺々を引き、その後に $\theta_1/(\beta_0 - r_0)$ を掛けると(25)式になる。

11) (25)式だけに推定したいパラメータは全て登場している。従って、この式だけで推定するということも考えられるが、残念ながら(25)式だけでは各パラメータを完全に識別することはできず under identified となる。但し、 $\theta_2 = 0$ (あるいは $\theta_2 \neq 0$ でも r_t が既知の場合) ならば、 θ_1 (及び θ_2) の一致推定量を得ることはできる。すると、この知識をもとに(31)式より均衡金利を計算し不均衡の分類をすることができる。伊藤・植田 (1982) では、このようにしてまずサンプル分割を決定し、その後に(26)式と(27)式を連立して需要・供給両関数のパラメータ (及び θ_1) の推定値を求めるというステップを踏んでいる (従って、 θ_1 には2通りの推定値が得られることになる)。しかしながら、こうした推定法では構造方程式体系の係数間制約を完全に考慮しているとはいえず、たとえ推定値の一致性を得ることはできても、ここでの同時推定法に比べると効率性 (efficiency) の面では劣ることになる。

新たな攪乱項が含まれると考えよう。これは一種の測定誤差 (measurement error) の問題であり、具体的には(11)式を

$$L_t = \begin{cases} L_t^d, & r_t \geq r_t^* \\ L_t^d - (L_t^d - L_t^s) + \eta_t, & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (32)$$

また(17)式を

$$L_t = \begin{cases} L_t^s - (L_t^s - L_t^d) + \eta_t, & r_t \geq r_t^* \\ L_t^s, & r_t < r_t^* \end{cases} \quad (33)$$

と修正する。 η_t はモデル内の他の攪乱項とは独立な平均0の white noise であるものとする。

この時、(25)–(27)式の攪乱項について、(28)式はそのままであるが、(29)式と(30)式についてはそれぞれ

$$\xi_t^d = u_t - \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \nabla^d \varepsilon_t + \nabla^d \eta_t, \quad (34)$$

$$\xi_t^s = v_t + \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \nabla^s \varepsilon_t + \nabla^s \eta_t, \quad (35)$$

と書き改められることになる。但し、 $\nabla^d \eta_t$ と $\nabla^s \eta_t$ はそれぞれ ε_t についての(16)式と(21)式とのかたちの上では全く同様に定義されるものである。

さて、以上のもとでは、(28)、(34)及び(35)式の3つの攪乱項についての contemporaneous な分散・共分散行列は正則となることを確かめることができる。これは、新たな攪乱項 η_t は(25)–(27)式の3本の式のうち(26)式と(27)式にだけ関係し、(25)式とは無関係だからである。 η_t 自体は white noise であるが、全体の体系の中では非対象的な攪乱項となるために、当初の目的にかなう訳である。なお、以上の詳しい分析は補論1に譲ることとする。

2番目の可能性は、需要関数ないし供給関数に現れる貸出金利に変数の誤差 (error-in-variable) が関与する場合である。(3)式の金利調整式は表面市場金利がもとになっているが、貸出市場の参加主体が指標とする金利は表面金

利ではなく、いわゆる歩積み・両建てなどによる拘束性預金を考慮した後の実効金利であるものとしよう。もしこの指摘が正しければ、(25)–(27)式のうち(26)式と(27)式の右辺第1項 (そして第1項のみ) の貸出金利には変数の誤差が含まれ、それを反映した攪乱項を ξ_t (他の攪乱項とは独立な white noise と仮定) とすると、(34)式と(35)式は

$$\xi_t^d = u_t - \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \nabla^d \varepsilon_t + \beta_0 \xi_t, \quad (36)$$

$$\xi_t^s = v_t + \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \nabla^s \varepsilon_t + \gamma_0 \xi_t, \quad (37)$$

と書けることになる。すると、補論1と同様な分析によって、(28)、(36)及び(37)式の3つの攪乱項についての contemporaneous な分散・共分散行列は正則となることを示すことができる。この点については補論1でも簡単にふれることになる。

変数の誤差の問題は、この他にも(6)式で推定される「政策金利」に関係したものや、各変数の季節性 (seasonality) から生ずるものもある。また、後述するように貸出量や貸出金利に採用するデータが貸出残高 (ストック) と約定平均金利 (残高による加重平均) であり、これらが貸出市場にとっての真の指標とはならずに変数の誤差が含まれてしまう可能性もある。さらには、モデルの推定時に必然的に発生してしまうものも考えられる。これは、サンプルを超過需要期と超過供給期に分割する基準となる均衡金利の推定値が変数の誤差を含むことから生ずるものである。つまり、均衡金利の推定値は(31)式に基づいて求められるが、この際に(31)式の右辺の最後の項である金利調整式の攪乱項 ε_t は、その実現値にかかわらず0と推定される。この項がマグニチュードとしてそれほど大きくないということは、実は実証分析時に確認されるが、

それでもサンプル分割に誤差が伴うと、(14)–(15)式及び(19)–(20)式の各説明変数にも変数の誤差が入り込むことになる。

但し、以上の変数の誤差は(25)–(27)式のモデルの体系にとっては一律に生ずる問題であり、モデルの推定法に工夫を必要とするだけであり、¹²⁾ これら自体がそのまま3本の式の連立を正当化するものではない。3本連立を正当化する変数の誤差の問題は、需要関数と供給関数に選別的に適用される実効金利の場合だけである。それ以外の場合には、contemporaneous な分散・共分散行列は理論的には依然として非正則となってしまうからである。

4. 実証分析

(1) 需要関数と供給関数の特定化

実証分析を進めるに当たっては、まず需要関数と供給関数を特定化する必要がある。これは、(1)式と(2)式で与えられた両関数の外生的説明変数ベクトルである X_t や Z_t に何を選択するのかの問題でもある。この点については、従来の実証研究で選択された説明変数等を参考とし、特にこの面からの改良は試みなかった。従来の実証研究との対照を強調する為には、当てはまりの良さ (goodness of fit) を追及するあまり、モデルをいたずらに複雑化するのは得策ではないと判断されるからである。こうした問題意識から、我々の選択する外生的説明変数は、需要・供給両関数とも2つ (定数項を含めれば3つ) である。

まず需要関数については、(1)式は

$$L_t^d = \beta_0 r_t + \beta_1 y_t + \beta_2 L_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

と表わせるものとする。但し、新たな変数 y_t は生産活動水準を代表するものである。貸出金利の上昇は貸出需要を減少させるので、 $\beta_0 < 0$ となるのが予想される。しかし、生産活動水準と貸出需要との間の関係は、理論的にははっきりしない。なぜならば、一方では生産活動水準が高まれば企業は生産規模を拡大し在庫投資を増加させたり、加速度原理的に新たな設備投資を計画し、そのために資金需要が高まり貸出需要が増加する ($\beta_1 > 0$) と考えられるが、他方では利潤ないし内部留保の増加とともにネットの貸出需要はかえって減少してしまう ($\beta_1 < 0$) 可能性もあるからである。

右辺の第3項はラグ付き貸出量であり、 t 期においては先決変数である。但し、ここで注意しなければならないのは、被説明変数は必ずしも実現されるとは限らない貸出需要量であるのに対し、先決変数は市場の short side で決定された実現された貸出量となっていることである。このことから、ラグ付き被説明変数を説明変数とする通常の理論的根拠¹³⁾ は、必ずしも(1)式の需要関数にはストレートに適用されるものではない。しかしながら、ここではこの問題に立ち入った考察を加えることはせず、一般に貸出需要には継続性があることをもって $\beta_2 > 0$ を予想するものとする。¹⁴⁾

次に供給関数に移ろう。供給関数(2)も単純化して、

$$L_t^s = \gamma_0 r_t + \gamma_1 D_t + \gamma_2 \delta_t + v_t, \quad (2)$$

と特定化する。但し、 D_t = 預金量であり、公定

12) 変数の誤差の場合には、一致性 (consistency) を得るためには操作変数法を採用する必要がある。

13) 部分調整タイプの議論や、適応的期待変数を考慮する議論が挙げられよう。

14) 前期 ($t-1$) の需要と供給が異なる場合、その不均衡の一部は unfilled transactions として何らかのかたちで当期 (t) の需要や供給に影響を与える可能性が存在する。 $\beta_2 > 0$ は、こうした carry-over 効果の特殊なケースを想定したものと考えることも可能である。

歩合 δ_t とともに外生変数と仮定する。通常の銀行行動の理論によれば、貸出金利については $\gamma_0 > 0$ が得られ、預金量についてもその増大は貸出可能資産を増大させることから $\gamma_1 > 0$ となる。貸出供給の説明変数として公定歩合を考えるのは、以下の2つの理由による。まず第1は、再び標準的な銀行行動の理論によれば、貸出供給は貸出金利の他に機会費用となる利子率（一般的には利子率体系）にも依存し、公定歩合はその代理変数としての役目を果たし、 $\gamma_2 < 0$ が期待されることである。¹⁵⁾ 第2は、既述のように、本論文での目的の1つに金融政策の伝播経路の考察があり、公定歩合の変更が直接貸出供給量にインパクトを与えるか、あるいは(3)式の金利調整式の政策金利にまず影響を与え、その後貸出金利の変化を通して貸出供給量の変動をもたらすのかを判別するためには、是非とも公定歩合を(2)式に含めておく必要があることである。

第2図は、以上の2通りの伝播経路を図示したものである。当初貸出金利が r_{t-1} の水準にあり超過需要期の short side であるA点に経済が位置していたものとする。ここで公定歩合が引き上げられたとしよう。すると、もし $\gamma_2 < 0$ が有意とすると供給曲線は実線から点線へと

西北方向へシフトする。この時(3)式の金利調整式で $\theta_2 = 0$ ならば、経済はA点からB点へと移行することになる。逆に、もし供給関数では公定歩合は有意ではなく、金利調整式で「政策金利仮説」が支持されるならば、貸出金利の r_t への上昇に伴って経済は実線の供給曲線に沿ってA点からC点へと移動する。もちろん、両方の伝播経路が機能する場合には、経済はA点からD点へ向けて移行することになる。

(2) データの説明

実証分析は四半期データを用いた。回帰分析のサンプル期間は、原則として1963年第3四半期から1982年第4四半期までの80四半期であり、利用したデータは以下の通りである。¹⁶⁾

L_t = 全国銀行（含信託勘定）貸出残高合計（期末）、

D_t = 全国銀行預金残高合計（期末）、

y_t = 鉱工業生産指数（1980年=100）、

r_t = 全国銀行貸出約定平均金利（総合）、

δ_t = 公定歩合：日本銀行基準金利（商手割引）。

なお、以上のうち金利関係のデータである r_t と δ_t は年率換算のパーセント値（期中平均）で定義するが、その他については最終的には自

15) 通常の実証研究では、貸出供給の機会費用としてはコール・レートを考える場合が多い。確かに、公定歩合がコール・レートよりも低い状況下では、銀行にとっての日銀借入のコストとしての公定歩合は貸出供給量に直接的なインパクトは与えないと考えられる（鈴木（1974）及び堀内（1980））。しかしながら、公定歩合にはアナウンスメント効果などコスト面とは別のチャンネルから貸出供給に影響を及ぼす可能性もあり（例えば、鈴木（1974））、いずれにしても貸出供給関数の説明変数の1つの候補ではある。ところで、実際上の問題として、貸出供給関数に貸出金利、コール・レート、及び公定歩合を同時に説明変数として含めて回帰分析すると、強い多重共線関係（multi-colinearity）が発生する可能性があり、我々の定式化のもとでも公定歩合とコール・レートを比較すると、相対的にはコール・レートの有意性が損われる傾向がみられた。このこともあって、(2)式にはコール・レートは含めないことにした。

16) サンプル期間はできるだけ長く採用するように心がけたが、結果的に種々の制約からこの期間に落ち着いたのが経緯であって、特に恣意的な意図はない。また、実証分析に当たっては、ここで報告するデータ以外にも利用したデータが存在するが、それらについては以下必要な場合のみ言及することにする。

然対数値をとるために、単位自体は問題とならない。また、これらのデータ自体は全て季節調整前のデータを用いており、季節調整については後述することにする。データは原則として日本銀行のデータ・ベースに収録されたものを利用しているが、 y_t については法人企業統計（大蔵省）による。

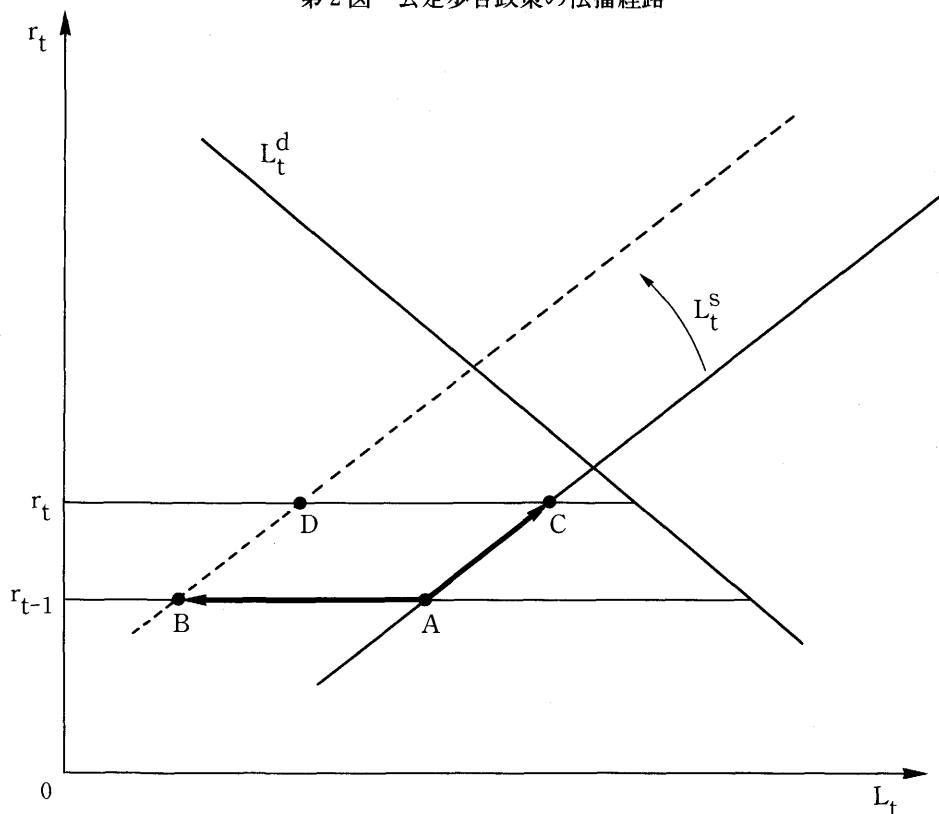
(3) 推定法と収束

既に触れたように、本論文でのパラメーター推定法はサンプル分割と同時になされ、与えられたサンプル分割の下で推定されたパラメーター値をもとにしたサンプル分割が、元のサンプル分割と整合的でなければならない。しかも、推定

する構造方程式体系のパラメーター間には非線形制約も存在する。従って、実際に推定するに当たっては2重の意味での逐次推定プロセスを経る必要があり、その収束の基準を明確にする必要がある。

本論文で採用した推定法は、後者の係数間の非線形制約については、非線形3段階最小2乗法 (NL3LSQ) を用い、前者のサンプル分割の整合性に関しては、プログラムの関係で各 NL3LSQ で必要とするパラメーターの初期値を2回に1度の割合で変化させる方法をとったために、3回続けて同じサンプル分割になった場合に収束したと見なすことにした。¹⁷⁾ 具体的な推定プロセスと収束スピード等に関する詳しい

第2図 公定歩合政策の伝播経路



17) プログラムは日本銀行で利用可能な TSP (version 4.0) であり、NL3LSQ の収束基準は iteration の最大回数を100とした他は全て default values による。

議論は補論2で報告することにするが、結論としては収束は比較的早い時期に達成され、しかもサンプル分割のパターンもほぼ単調に収束することが示される。

(4) 基本モデルの推定結果

以上の準備のもとに、構造方程式体系を推定した結果が第1表にまとめてある。第1表は、(25)–(27)式の推定結果をもととの体系である(1)–(3)式及び(6)式に書き改めたものであり、(1)–(3)式のSER (standard error of regression) はそれぞれ対応する(25)–(27)式の推定式から得られたものである。推定は、推定結果の安全性や任意の2本の式を選択することから生ずる結果の任意性を回避する観点から、3本の式を連立して行った。従って、暗黙の内にはそれを理論的に正当化する状況(前章(5))を念頭に置いていることになる。

計測期間は1963Ⅲから1982Ⅳの全期間を対象としており、需要・供給両関数に含まれる定数

項の推定値は除外されている。また、データの季節性を考慮し、四半期毎の季節調整ダミー変数を含めて推定を試みたが(第2表コラム(a)参照)、推定結果はこれらなしの場合とあまり大差なく、分析の簡潔化のために季節調整は特しないことにした。¹⁸⁾

需要・供給両関数の推定結果を見ると、需要関数の貸出金利及び供給関数の公定歩合の有意性が低いものの、総体的には理論的考察による符号条件は満たされており、両関数の特定化がreasonableなものであることを示唆している。但し、SERでみると、需要関数のそれは0.066と供給関数の対応値である0.041の約1.5倍となっており、需要関数の定式化には改善の余地があるかもしれない。

需要関数については、貸出需要は貸出金利に有意に依存せず、もっぱら生産活動水準やラグ付き貸出実現量に依存することになっているが、いうまでもなくこのことが直ちに貸出市場での不均衡や信用割当の存在を意味しないこと

第1表 基本モデルの推定結果

- (1) $L_t^f = -.005r_t + .143y_t + .908L_{t-1}$ SER = .066(13.32)
(.31) (3.53) (42.2)
- (2) $L_t^f = .067r_t + 1.011D_t - .014\delta_t$ SER = .041(13.32)
(2.99) (93.4) (1.56)
- (3) $r_t - r_{t-1} = .071(r_t^* - r_{t-1}) + .317(f_t - r_{t-1})$ SER = .991(7.62)
(2.68) (12.2)
- (4) $f_t = 3.004 + .742\delta_t$
(9.15) (14.2)

注 1. ()内はt値。また、SERの()内は dependent variable の平均値。

2. 計測期間は1963Ⅲ～1982Ⅳ。

18) 但し、季節調整ダミー変数はNL3LSQの操作変数として用いている。これは操作変数のリストを増やすためでもあるが、同時に変数の誤差の問題にも対処することとなっている。なお、NL3LSQの操作変数としては、季節調整ダミーの他にはモデル内のあらゆる外生的説明変数(先決変数を含む)及び(15)式で定義された人工的外生変数を含めた。

に注意しなければならない。(1)式の β_0 が有意でなく0に等しいとしても、第1図の需要曲線が縦軸と平行になるだけであり、需要量と供給量の相対的大きさ等については何の情報も得られないからである。高度成長期の日本の貸出需要が利子率に非感応的であったことは、従来からも豊富な投資機会やいわゆるオーバー・ボロイングと絡めて議論されてきたところであり、第1表の結果はこうした側面を支持しているともいえよう。

貸出需要の鉱工業生産指数に対する弾力性は0.14とそれほど大きくはないが、有意に正の値をとっており、生産活動水準の増大に対しては、利潤や内部留保の増大による負の効果よりも在庫投資や設備投資の増大に伴う正の効果の方が大きいことを示している。また、今期の貸出需要が(自然対数の意味で)前期の実現された貸出量と高い相関関係にあることは、貸出量を残高ベースで考察していることから当然予想されることでもあるが、貸出需要量そのものの調整スピードも遅く、需要者側からみた場合の市場での不均衡が持続されやすい傾向にあることを示唆しているとも解釈される。この点は貸出市場での信用割当の存在とも裏腹の関係にあり、信用割当がなかなか改善されないことも示唆しているといえよう。

供給関数の推定結果に移ると、まず貸出供給量が貸出金利に有意に正の方向に反応していることがわかる。但し、貸出金利の1パーセント・ポイントの上昇が貸出供給量を0.07パーセント(後述のその他の推定結果と総合的に判断してもおおよそ0.1パーセント)増加させるだけであり、絶対レベルの反応はそれほど大きくない。貸出供給量の預金残高に対する弾力性は1.01と殆ど1に等しく、銀行の資産運用面には特に規模に対する非中立的な効果が存在しないことを示唆している。公定歩合が貸出供給量

に与える効果については、有意性等詳しい考察は後に回すこととし、ここでは1パーセント・ポイントの公定歩合の上昇が、貸出供給量を0.01パーセント減少させるという結果が得られていることを指摘するに止めておく。

(5) 貸出市場と3つの仮説

第1表の金利調整式の推定結果をみてみよう。まず、 θ_1 の推定値は0.07と値自体が非常に小さく $\theta_1=0$ に対する有意性もt検定値が2.68とそれほど高くない。これに対し、 θ_2 の推定値は0.32と厳密な「政策金利仮説」が要求する1の値とは異なるが、同時に有意に0とも異なっている(t検定値=12.2)ことがみてとれる。推定された標準偏差をもとにすると、 $\theta_1=1$ に対するt検定値(両側)は35.1、同じく $\theta_2=1$ に対するt検定値(両側)は26.3と計算され、これらの個別の帰無仮説は共に有意に棄却される。

以上をもとに、2.で分類した貸出市場の性格についての3つの仮説について検討することにする。まず、 H_1 の「均衡市場仮説」は、 $\theta_1=1$ 及び $\theta_2=0$ を同時に要求することから、明らかに第1表の推定結果とは相容れないことがわかり、貸出市場には不均衡が存在することが示される。そこで次に問題となるのは、貸出市場に不均衡をもたらす要因が何かについてであるが、我々の推定結果は θ_1 の推定値は0.07と小さいのに対し θ_2 の推定値は0.32と相対的に大きいことを考慮するならば、 H_2 の「部分調整仮説」を棄却し、緩やかたちの「政策金利仮説」である H_3 を受容するのが適切であると考えられる。

以上の結果は、第1表の推定結果に特有なものではなく、状況を若干変えて推定を試みた第2表の推定結果にも同様に認められ、比較的ロバストであるといえる。第2表には2通りの推

定結果が報告されている。コラム(a)は、既述のように用いたデータに季節調整が施されていないために、この点を補う目的で(25)–(27)式にそれぞれ四半期ごとの季節ダミー変数を説明変数として追加した場合の推定結果である。¹⁹⁾ またコラム(b)は、(31)式に関連して議論したように、超過供給期と超過需要期のサンプル分割の基準となる均衡金利に誤差が伴うために、それを平準化する意味で均衡金利を当期を含めた過去4四半期の単純移動平均で置き換えて推定を試みたものである。これらの推定結果は、基本的には

第1表の場合と同様であり、コラム(a)の場合が $\theta_1=0.10$ 及び $\theta_2=0.29$ と θ_1 と θ_2 の推定値がやや接近するが、コラム(b)ではこの関係も再び逆転し、 $\theta_1=-.03$ 及び $\theta_2=0.42$ と θ_1 が負になってしまうのに対し、 θ_2 は大きく上昇することがみてとれよう。

なお、(7)式として紹介した伊藤・植田(1982)の定式化による推定結果は、金利調整式による推定では $\theta_1=0.18$ (2.73)、需要関数と供給関数の連立による推定では $\theta_1=0.10$ (1.61) となっており (但し、() 内は伊藤・植田の推定

第2表 その他の推定結果

	(a)	(b)
需 要 関 数	β_0	.038 (1.91)
	β_1	.108 (2.91)
	β_2	.926 (45.5)
	SER = .086(13.32)	SER = .090(13.37)
供 給 関 数	γ_0	.103 (3.13)
	γ_1	1.027 (54.7)
	γ_2	-.018 (1.24)
	SER = .064(13.32)	SER = .034(13.37)
金 利 調 整 式	θ_1	.099 (4.67)
	θ_2	.287 (16.1)
	SER = .088(7.62)	SER = .093(7.62)
政 策 金 利	a	2.423 (8.16)
	b	.836 (17.1)

注：1. (a) は季節ダミー変数を説明変数に含む (期間1963Ⅲ～1982Ⅳ)。

2. (b) は均衡金利を当期を含めた過去4四半期の単純移動平均で置き換えて推定したもの(1964Ⅱ～1982Ⅳ)。

3. () 内は t 値。また、SER の () 内は dependent variable の平均値。

19) 季節ダミー変数の推定結果は割愛した。なお、ついでながら(25)–(27)式に係数間制約からは自由に季節ダミー変数を説明変数として加え、付随する攪乱項 (例えば変数の誤差による) も導入するならば、3本連立して推定する第3の根拠が生ずることになる。

結果から計算した $\theta_1 = 0$ の帰無仮説に対する t 検定値)、公定歩合に対する貸出金利の追随率 ((7)式の $\theta_2 f(\delta_j)$ 部分より試算) は約15パーセントとしている。既述のように、伊藤・植田の定式化では我々の金利調整式の θ_2 に対応する情報は得られないが、公定歩合の影響を含めない場合の金利調整式による推定では $\theta_1 = 0.23$ (4.74) であることから、彼等が支持する H_2 : 「部分調整仮説」も多分に対立仮説として H_1 : 「市場均衡仮説」のみを対象としていることが影響していると思われる。

(6) 貸出金利の決定

我々の実証分析の結果は、日本の銀行貸出市場における金利の変動は、貸出市場の需給一致をもたらす均衡金利のそれを反映したものではなく、また不均衡についての「部分調整仮説」も支持されなかったことから、均衡金利へ向かって調整する途中の動きを反映したものでもないことが示された。貸出金利は、第1表の(6)式で求められた「政策金利」に向けて調整されており、両者に乖離が生じた場合には四半期につきそのギャップの約1/3を埋めるかたちでキャッチ・アップしていることになる。

いま、単純化のために第1表の θ_1 と θ_2 の推定値を若干修正し、 $\hat{\theta}_1 = 0$ 及び $\hat{\theta}_2 = 1/3$ としよう。また、攪乱項も捨象する。すると、(3)式の金利調整式は

$$r_t = \frac{2}{3} r_{t-1} + \frac{1}{3} r_t, \quad (38)$$

となり、さらに後ろ向きに逐次代入することによって、

$$r_t = \frac{1}{3} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{2}{3}\right)^j r_{t-j}, \quad (39)$$

と書き表わせる。つまり、 t 期の貸出金利は政策金利の分布ラグ (distributed lag) として決定され、より具体的には当期を含む過去の政策金利全ての幾何級数的加重平均として決定されていることがわかる。(39)式より計算される平均ラグは3四半期であり、貸出市場金利は政策金利に遅れること平均9ヶ月で歩調を合わせて変動していることになる。政策金利 (公定歩合) の変動のアナウンスメント効果等を考慮すると、本来貸出金利の調整ももっと迅速になされるところ期待されるところであり、ここでの結論はややパズリングである。但し、これだけのラグがなぜ生起するかについては、貸出金利のデータの議論と関連して次章で検討することにした。

第3図は、データとして用いた貸出市場金利 (全国銀行貸出約定平均金利)、第1表の推定結果に基づいて計算された均衡金利、及び推定された政策金利を同時にプロットしたものである。市場金利と政策金利の変動の全般的類似性はこの図からも明らかであり、「政策金利仮説」を確認することができる。しかも、第3図をより詳しくみると、政策金利の市場金利に対する先行性も読み取ることが可能である。²⁰⁾

第3図における均衡金利の時系列からは、1960年代の後半の一時期を除くと1970年代初頭まではほぼ一貫して均衡金利の方がかなりのマージンで貸出市場金利を上回っており、貸出市場では超過需要が持続していたことを示唆している。1973年以降は、3つの金利ともそれ以前と比べて上下ともに変動幅を大きくしてお

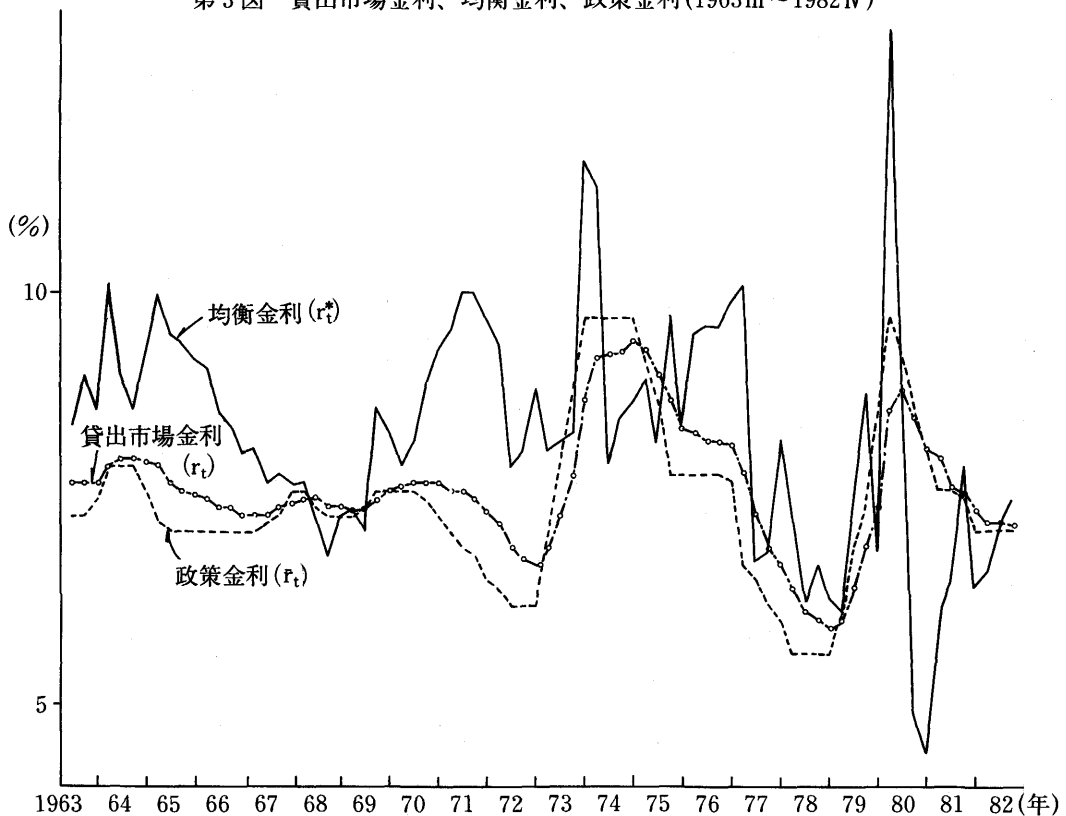
20) このことは、貸出市場金利と政策金利の高低が逆転する場合には、必ず政策金利が先行して変化していることからチェックすることができる。

り、この時期の日本経済のマクロ的動向に呼応している側面も窺われる。但し、こうした中でも、均衡金利の変動は他の2つの金利の変動よりははるかに大きく、この時期にも貸出市場金利は均衡金利に殆ど影響を受けないかたちで変動しているということができる。均衡金利は、需要・供給両関数の攪乱項の影響も反映しており、このような攪乱項がマクロ経済的ショックと相関を持つようなものであるとすれば、この時期の均衡金利の大幅な変動も理解しやすいかもしれない。²¹⁾

(7) 超過需要期と超過供給期

ここで、計測期間中の不均衡の状態をより詳しく考察するために、期間中の超過需要期と超過供給期の具体的なサンプル分割をまとめたのが第3表である。この表には、合計8種類のサンプル分割法が報告されているが、その内後半の5種類は従来の実証研究で採用されたものであり、我々の推定結果との比較対照のために掲げたものである。従来の研究と我々の研究では、モデルの定式化や採用された分析手法、あるいは用いたデータや対象としたサンプル期間が必

第3図 貸出市場金利、均衡金利、政策金利(1963Ⅲ～1982Ⅳ)



21) 1973年前後を境とした、貸出金利をはじめとした金利体系全般の変動パターンの変化については、武田(1985)を参照。なお、この動きを金融自由化・国際化と関連させた文献は多数あるが、ここではとりあえず経済白書(1984)を挙げておく。

第3表 不均衡の分類(1963Ⅰ～1982Ⅳ)

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)
1963				○			○			1973				○		○	○
				○			*									*	
				○													
1964				○						1974							
				○													
				○													
1965				○						1975	○	○	○	○		○	
				○							○	○	○		○	○	
				○							○	○	○		○	*	
1966				○						1976	○	○		○			
				○									○				
				○	○								○				
				○	○		*						○				
1967				○	○					1977				○			
				○	○						○	○		○			
				○	○						○			○			
1968				○	○					1978				○			
	○	○		○	○								○				
	○	○		○	○								○				
1969	○		○	○	○					1979				○			
	○	○	○		○												
1970					○					1980	○	○	○				
					○						○	○		○			
1971				○						1981	○	○	○	○		○	
				○							○	○	○	○		○	
				○	○						○	○	○	○		○	
1972				○	○					1982	○	○	○	○		○	
				○	○						○	○	○	○		○	
				○	○							○	○				

注：1. ○印は超過供給期，無印は超過需要期，*印は需要均衡期((g)でのみ考慮)。

2. (a)第1表の確定結果による(1963Ⅲ～1982Ⅳ)、(b)第2表コラム(a)の推定結果による(1963Ⅲ～1982Ⅳ)、(c)第2表コラム(b)の推定結果による(1964Ⅱ～1982Ⅳ)、(d) $r_t - r_{t-1} \leq 0$ による、(e)浜田他(1977)による(1964Ⅲ～1973Ⅰ)、(f)伊藤・植田(1982)による(1968Ⅱ～1977Ⅰ)、(g)筒井(1982a)による(～1977Ⅰ)、(h)『短観』による(1968Ⅱ～1977Ⅰ)。

ずしも同一でないために、単純に比較するには留保条件が必要である。しかしながら、不均衡の分類は貸出市場を巡る実証研究の最も基本となるところであり、一面では結果自体が重要なインプリケーションを持つことから、諸研究の比較は興味深いものと思われる。

表において○印は超過供給期を表わし、無印は超過需要期、そして（一部でのみ考慮される）需給均衡期は*印で示した。実証研究毎に異なる対象とするサンプル期間については、我々の対象としたサンプル期間を上回る場合には我々のに統一し、それ以外の期間については割愛させていただいた。逆に、我々のサンプル期間に全体が含まれる場合には、その期間のみを示し、特別 update することはしなかった。

コラム(a)は、第1表の推定結果をもたらししたサンプル分割であり、我々の分析の中心となるものである。コラム(b)と(c)は第2表で報告した推定式のヴァリエーションから求められるものであり、それぞれ第2表のコラム(a)と(b)に対応したものとなっている。これら3通りのサンプル分割法は、殆ど同じパターンを示しており、ここでも第1表と第2表の推定結果が比較的口バストであることが確認される。

コラム(d)から(h)は先行する実証研究の成果ないしそれが依拠した基準である。(d)は不均衡分析において最も基本的なサンプル分割法である、金利上昇期（下降期）を超過需要期（超過供給期）としたものである。この根拠については、既に(9)式と(10)式に関連して指摘したところでもある。コラム(e)は、浜田他（1977）の第(ii)

基準によるものであり、(3)式の金利調整式の右辺第2項について $\theta_2=0.5$ 、及び(6)式において $a=5.16$ 、 $b=0.44$ と特定化し、その後この項を左辺に移行し、左辺全体の符号によってサンプル分割したものである。²²⁾ コラム(f)は、伊藤・植田（1982）の非線形3段階最小2乗法によるサンプル分割法であり、伊藤（1985）に報告されているものである。

コラム(g)は、筒井（1982a）によって「より適切な期間分類」とされたものであり、金利調整関数の知識に頼らずに特別の指標をもとに総合判断の末にサンプル分割を決定したものである。最後のコラム(h)は、日本銀行の『企業短期経済観測』（略して『短観』）の資金繰りアンケート調査から、データを若干加工して作成されたものであり、伊藤（1985）に報告されているものを転載したものである。

以上の8種類のサンプル分割法を比較検討してみると、いくつかの特徴を見出すことが可能である。まず第1は、素朴な基準による分類である(d)や(e)では、超過供給期に分類される期間が超過需要期を圧倒的に上回り、特に伝統的な議論²³⁾では超過需要期と目されるべき1960年代が、逆に超過供給期になってしまっていることである。この点は、まさに筒井（1982a）が問題とし、(g)の「より適切な期間分類」を考案することになった所以でもある。第2は、その(g)は1966年を超過供給期としているものの、全体としては超過供給期が大幅に減少し、期間が重複する部分については『短観』の基準である(h)と類似のサンプル分割パターンとなっている

22) aとbの値は、(6)式で $\bar{r}_t$ を観察可能な r_t で置き換えて回帰分析した推定値である。浜田他（1977）自身はサンプル分割は報告しておらず、ここでの結果は釜江（1980）の追試に拠っている。なお、浜田他（1977）の研究は1960Ⅰから1973Ⅰまでの期間を対象としているが、釜江（1980）の報告は1964Ⅲから1973Ⅰまでとなっている。

23) 「人為的低金利政策」や貸出金利の硬直性が議論される場合には、貸出市場には超過需要が存在することが自明なものとして念頭に浮かぶ筈である。鈴木（1974）や岩田・浜田（1980）を参照。なお、この点については信用割当の問題と関連して次章でやや詳しく議論する。

ことである。第3に、(f)では1971年から翌年にかけての2四半期については超過供給期としており、その他の期間についても多少のズレが見受けられるが、重複する期間については全体的には我々のサンプル分割と同様のパターンを示していることが窺われる。これは、(f)は基本的には我々と同様な計量経済学的分析手法を採用していることによるとと思われる。

さて、我々の推定結果によるサンプル分割であるが、1968年から翌年にかけて、1974年から76年の初めにかけて、1977年後半、そして1980年以降の大部分を超過供給期とする他は、全て超過需要期となっている。(ちなみに、(a)では78四半期中超過供給期は19四半期、超過需要期は59四半期である。)従って、第3図の考察の時に触れたように、1960年代の高度成長期に貸出市場は超過需要期にあったとする伝統的な通説に対しては、それを概ね支持する結果となっている。

但し、我々のサンプル分割が別の通説に合致しない面がない訳ではない。それは、1970年代初頭のいわゆる「過剰流動性」期前後が超過需要期になっていることであり、これは(h)の『短観』のデータをはじめ他のサンプル分割とも相容れないというものである。しかしながら、この点については注意が必要であり、確かにマクロ金融的な意味で過剰流動性が存在していたとしても、一般論としてはそれが直ちに貸出市場の超過供給に結びつくとは限らないことである。土地や株式への投資資金を銀行借入で調達するならば貸出市場での需要は増大し、一方銀行側も銀行貸出以外の資産運用にシフトするならば、結果として貸出市場では超過需要となることも十分考えられるからである。

1980年代に入って超過供給期が支配的なのは、金融の自由化・国際化の流れの中で、貸出市場が変貌しつつある面を反映していると思わ

れる。すなわち、貸出市場と他のオープン・マーケットとの間で裁定行動が見られるようになり、間接金融を特徴とする貸出市場の役割も徐々に変わってきていることである。コラム(d)でも確認されるように、この時期には貸出金利自体が低下傾向にあることも示唆的である。この点は、次章で再び考察することにする。

(8) 公定歩合政策の伝播経路と信用割当

第1表の推定結果の考察として、最後に公定歩合操作の伝播経路について検討してみよう。我々のフレーム・ワークの中では、公定歩合の変動が与えるインパクトとしては2つのチャンネルが考えられた。そのうちの1つの伝播経路である貸出供給への直接的インパクトは、第1表の推定結果からは特に支持されない。すなわち、(2)式の貸出供給関数での公定歩合の効果は、理論通りの負の符号を示しながらもt検定値は1.56とそれほど有意ではなく、しかも第2表の推定結果は更に有意性が低いものとなっており、第1の伝播経路はもしあったとしても非常に弱いものとなっている。

これに対して、(3)式の金利調整式に関しては「政策金利仮説」が支持されたことにより、金利調整式を通じた公定歩合の貸出金利への伝播経路は存在することになる。(6)式の推定結果と合わせると、公定歩合の1パーセント・ポイントの上昇は、まず当期の政策金利を0.74パーセント・ポイント上昇させ、従って当期の貸出金利にはその約1/3である0.24パーセント・ポイント影響が及ぶことになる。政策金利と貸出市場金利の間には平均3四半期のラグが認められるが、この時点での貸出金利は約0.58パーセント・ポイント上昇することになる。

以上を第2図に則して解釈するならば、公定歩合の引き上げは経済をA点からC点に移行させるようなものであり、A点からB点に移行さ

せるようなものではないといえる。公定歩合政策の効果については、従来から盛んに論争もなされており、その供給関数への直接的インパクトに対しては批判的な見解が多く、ここでもこの点は確認されたともいえよう。²⁴⁾ところで、公定歩合の上昇がA点からC点に移行させるといことは、公定歩合の引き上げ期（金融引締め期）に結果的には貸出供給量は増加することを意味している。これに対しては、「いささか奇妙な含意をもっている」との批判（堀内（1980））もあるが、逆にこれはワルラス的不均衡の下での信用割当の緩和という側面から解釈するならば、当然の帰結といえる。

貸出市場金利が(39)式に従って決定されており、政策金利（従って公定歩合）が「人為的」に低位に維持されているならば、(1)式と(2)式の需要・供給関数を前提とする限り、必ず信用割当が発生する。これが(4)式の short side ルールの意味するところでもある。日本の貸出市場における信用割当については、Jaffee-Modigliani（1969）による動学的信用割当（dynamic credit rationing）の考え方を、いわゆる「融資循環の二重性」の分析に応用するかたちで貝塚・小野寺（1974）、Rimbara-Santomero（1976）、あるいは岩田・浜田（1980）などによって実証研究がなされ、かなり肯定的な結論が導出されている。

しかしながら、こうした信用割当のメカニズムには近年批判的な見解も多く（例えば、寺西（1974）や堀内（1980））、我々も動学的信用割当論が、もともと不均衡の原因として本論文で

棄却された H_2 の「部分調整仮説」を念頭においていることから、無条件で支持されるべきものとも考えない。むしろ、貸出金利が(39)式によって政策金利の分布ラグとして決定され、必ずしも均衡金利に向けて調整されないことから、²⁵⁾ 不均衡下の信用割当ももっと政策当局（日本銀行）の意図が反映されたかたちでなされていると考えられる。つまり、動学的信用割当論のように（短期的に）硬直的な貸出金利を所与として、市場の short side となった経済主体が独占的数量調整（信用割当）を行い得るのではなく、数量調整自体も日本銀行の量的規制（いわゆる「貸出増加額規制」ないしより広義には「窓口指導」）によって決定されてしまうと考える訳である。

黒田（1979b）が整理するように、「窓口指導」は決してそれだけが単独で施行される政策手段ではなく、公定歩合政策など他の金融政策手段と協調的になされるものである。もしそうならば、我々の実証研究を踏まえるならば、第2図において少なくとも理論的には日本銀行はC点を文字通りポイントとして選択できることになる。これに対して、日本銀行による量的規制を伴わない場合には、貸出金利が r_t の水準であったとしても、必ずしもC点が実現される必要はなく、貸出市場の参加主体間の「協調」的行動次第では、short side のルールを離れてC点の右側（場合によっては左側）の点でも達成可能となる。あるいは、short side のルールは有効だとしても、供給側の意思によって貸出供給関数の構造パラメーターをシフトさせることも可能

24) 銀行行動の理論的分析からの批判としては、鈴木（1974）や堀内（1980）があることは既に言及した。伊藤・植田（1982）の実証研究でも、貸出供給関数内の公定歩合の効果は有意性の低いものとなっている。

25) 但し、政策金利自体が内生的に調整され、均衡金利そのものとなる可能性は理論的には排除されない。この点は次章で検討する。

であろう。

もちろん、以上の議論が正しいとするならば、本来ならば貸出供給関数や貸出需要関数も、こうした量的規制を制約条件とした上で Clower (1965) 流のミクロ的基礎をもったものとして定式化されることが望ましい。あるいは、ワルラス的不均衡状態を擬似均衡状態とし、「暗黙の契約」理論にみられるような経済主体間の協調を考慮したり、公定歩合政策についてもそのシグナル的側面を重視する立場等の方が現実の説明としてはより適切なものかもしれない（例えば、池尾（1985）参照）。しかしながら、本論文の冒頭でも整理しておいたように、こうした問題は本論文の射程外であり、より詳しい分析は他の研究成果に期待することにしたい。

5. 追加的考察

本章では、前章の実証分析を受けて、いくつかの問題点について追加的な考察を行うことにする。

(1) 2本連立の推定結果

(1)–(4)式の基本モデルを推定可能な体系に変形した(25)–(27)式は、3.(5)で展開した特別の修正を加えない場合には、理論的には3本の式を連立して推定することができない。そこで、ここでは(25)–(27)式の中から任意の2本の式を組み合わせた場合の推定結果について考察することにする。第4表はこうした結果をまとめたものであり、コラム(a)は需要関数と供給関数、コラム(b)は供給関数と金利調整式、そしてコラム(c)は需要関数と金利調整式を組み合わせた推定結果である。但し、ここでの推定におけるサンプル分割はそれぞれ個別に求められたものではなく、第1表の推定結果として求められたサンプル分割パターン（すなわち、第3表コラム(a)）を共通に利用している。従って、推定においてサン

プル分割についての逐次推定プロセスは省略したものとなっている。

理論的には、どの2本の式の組み合わせでも非線形3段階最小2乗法によってコンシステントなパラメータ推定値が得られる筈であり、実際第4表の推定結果には3種類の間で相互にそれほど極端な違いは見受けられない（しかも、第1表や第2表の推定結果ともほぼ整合的である）。但しそれでも、各パラメータ推定値を詳しく検討してみると、それぞれの組み合わせに応じて推定結果は微妙な差異を示しており、どの組み合わせを選択するかによって、結果の解釈にも任意性（arbitrariness）が生ずる余地が残る。既述のように、実はこの任意性を回避することこそ、我々の主要な分析を3本連立による推定結果を中心として展開してきた最も主要な理由になっている訳である。

(2) 実効金利の場合

前章の実証分析においては、(3)式の金利調整式に従うのは表面金利であるものとしてきた。我々も一部では、変数の誤差の議論と絡めて、貸出需要関数や貸出供給関数内に現れる貸出金利は、拘束性預金を考慮した実効金利であるとの考えを示したが、この考え方を拡張して貸出市場は本来全て実効金利をもとに考察すべきであるという主張もしばしばなされる。表面金利のもとでは不均衡でも、実効金利のもとでは均衡が達成されているという主張は古くからあり（例えば、小宮（1964））、そのような傾向を支持する実証研究も見受けられる（例えば、伊藤・植田（1982））。

そこで、我々も表面金利に代えて実効金利を用いて(25)–(27)式の体系の推定を試みた。²⁶⁾ しながら、その結果としてはサンプル分割がなかなか収束しなかったことと、需要関数や供給関数のパラメータ推定値が理論符号を満たさな

いケースが目立つ程度で、その他は、基本的には表面金利の場合と同様のインプリケーションが得られた。すなわち、我々の分析においては、実効金利によっても貸出市場のワルラス的不均衡は解消されないことになる。

第4図は、表面金利に基づいた第1表の推定結果によって推計された均衡金利と実効金利を同時にプロットしたものであるが、この図から

も実効金利と均衡金利は全体的には異なる変動パターンを示していることが理解されよう。興味深いのは、1970年頃までは実効金利が一貫して均衡金利を上回っているのに対し、それ以降は逆に概して実効金利の方が均衡金利を下回っていることである。また、1971年から73年にかけて及び1970年代後半には両者がほぼ等しい水準で推移していたことも注目される。²⁷⁾ これら

第4表 2本連立の推定結果

		(a)	(b)	(c)
需 要 関 数	β_0	.011 (1.37)	.032 (.73)	-.015 (.63)
	β_1	.068 (3.59)	-.123 (1.97)	.065 (.92)
	β_2	.958 (99.3)	1.008 (26.9)	.952 (24.7)
供 給 関 数	γ_0	.030 (3.17)	-.035 (1.45)	.098 (2.54)
	γ_1	.993 (245)	.977 (149)	1.023 (69.2)
	γ_2	-.006 (1.27)	.008 (.65)	-.022 (2.02)
金利調整式	θ_1	.102 (1.42)	-.080 (1.03)	.098 (2.71)
	θ_2	.338 (5.01)	.489 (4.95)	.297 (7.17)
政 策 金 利	a	4.210 (5.83)	4.037 (7.66)	2.780 (5.15)
	b	.586 (5.52)	.542 (7.91)	.793 (8.77)
SER	需 要 関 数	.015	—	.066
	供 給 関 数	.025	.044	—
	金利調整式	—	.089	.088

注：1. (a)は需要関数と供給関数の連立。(b)は供給関数と金利調整式の連立。

(c)は需要関数と金利調整式の連立。

2. 計測期間はいずれも1963Ⅲ～1982Ⅳ。サンプル分割は第3表(a)による。

3. ()内はt値。下段の数値は各推定式のSER。

26) ここでの実効金利は、武田(1985)に報告されている推計値である。苦勞して推計されたデータの提供を快諾された武田氏に対しては、心よりお礼を述べたい。なお、推定結果の具体的報告は割愛することにした。

27) 1970年代初頭の過剰流動性期に、実効金利と均衡金利が一致した動きを示しているのは興味深い。前章(7)の不均衡の分類によると、我々の基準ではこの時期は超過需要期になっており、通説と相容れないことを指摘したが、ここでの観察では実効金利によると貸出市場はこの時期ほぼ均衡していたことを示唆しているからである。

の時系列パターンからどれだけの情報が引き出せるかは、多分に推計された実効金利や均衡金利自体の信頼性に依存するのはいうまでもない。

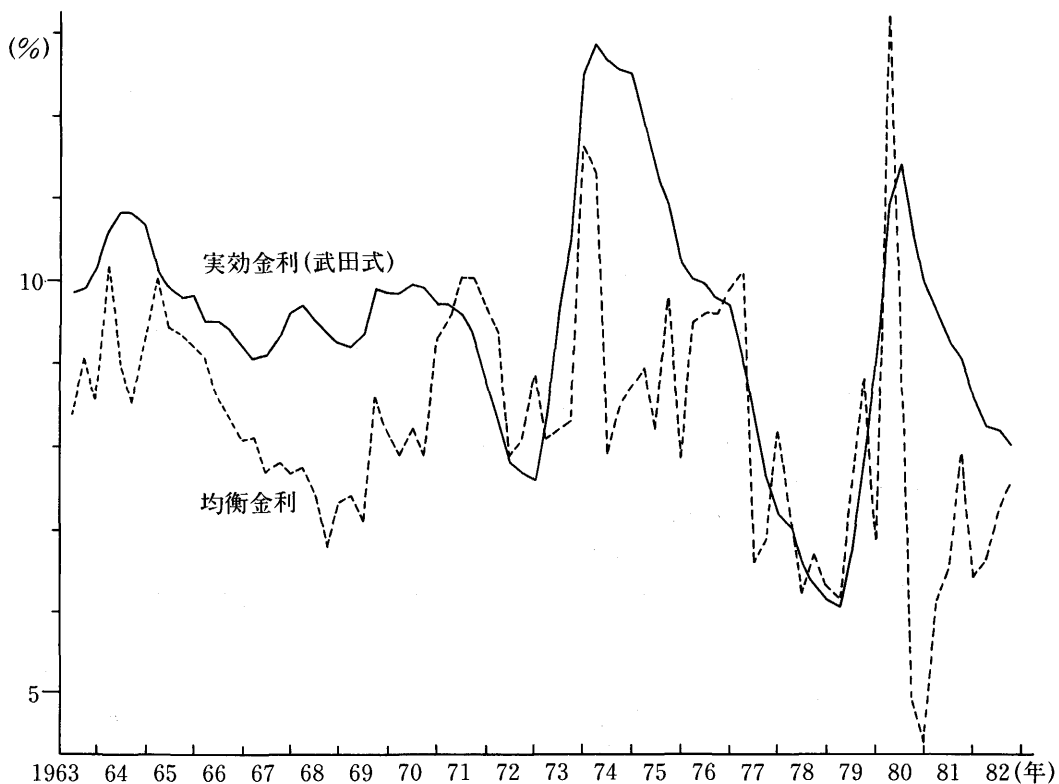
但し、1960年代の両者の関係はあまりにも象徴的であるので、これを説明することができるか考えてみよう。我々の推定結果ではこの時期は超過需要期が主流であった訳であり、表面金利のもとでは経済は第5図のA点に位置していることになる。さて、A点に対応する貸出実現量に対しては、需要者側は r_t だけの金利を支払う用意があることになる。そこで、もし供給者側が一種の独占的価格設定行動にでるならば、実効金利は r_t の水準まで高められることになり、これは図からも明らかなように必ず均衡金利 r^* を上回ることになる。

以上は単なる仮説に過ぎない。しかしながら、このことから一般論としていえることは、たとえ表面金利が均衡金利を下回る超過需要期においても、実効金利まで均衡金利を下回る必然性はないということである。但し、この議論にみられるような供給者側の独占力の行使が（たとえば窓口指導による量的規制の下でも）長期的観点から支持されるとは限らず、むしろ相対取引が中心の銀行貸出市場では“good-customer-relationship”を損う可能性が高いことの方が指摘されよう（例えば、脇田（1981））。

(3) 貸出約定平均金利と新規貸出金利

既に一部で問題提起しておいたように、我々の用いたデータは、貸出金利としては全国銀行貸出約定平均金利（総合）を、そして貸出量と

第4図 実効金利と均衡金利(1963Ⅲ～1982Ⅳ)



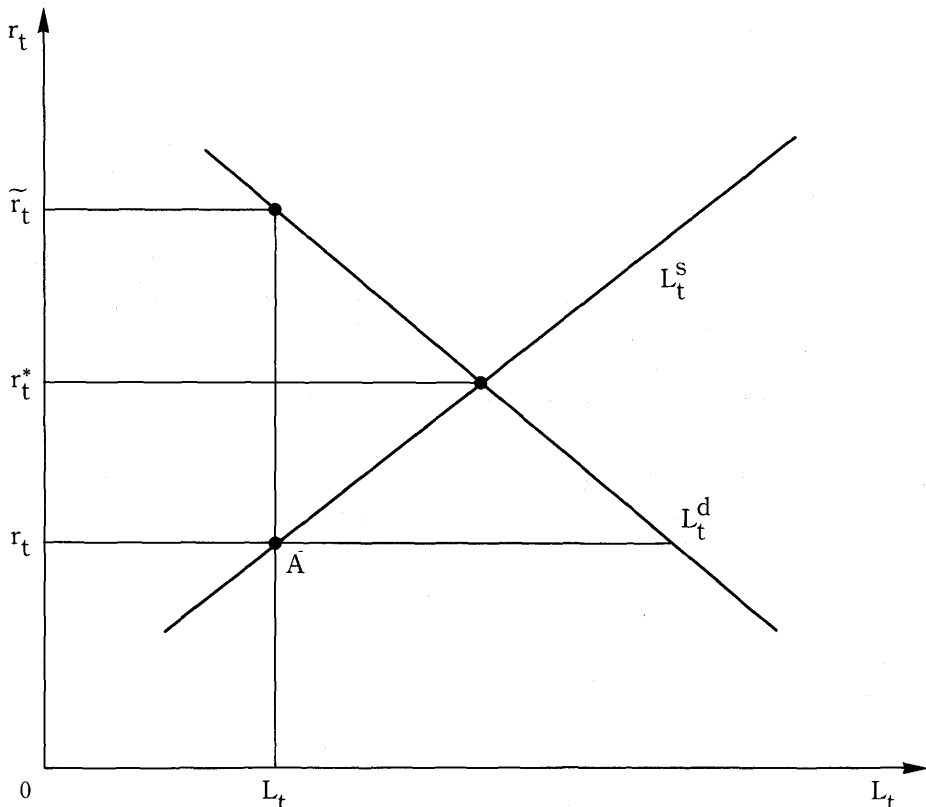
しては全国銀行（含信託勘定）貸出残高合計を採用している。貸出量は明らかにストック・ベースであり、貸出金利もその性質上もともとある程度の硬直性を伴った金利になっている。なぜならば、貸出約定平均金利は過去からの貸出金利を対応する貸出残高によって加重平均したものであり、一種の移動平均的な変動を示すことになるからである。

このことは、当然ながら我々の得た貸出金利決定式が、(39)式のように政策金利の分布ラグとして表現されることに大に関係している。我々のデータ選択は、暗黙の内に貸出金利の変動に対して貸出残高全体が調整されると前提しており、いわば本来完全な変動金利制が採用されている市場を念頭においていることになる。しかしながら、現実の貸出市場はこのようなものではなく、過去の貸出残高には過去の貸出金

利が固定的に適用される場合も多い。もし、既存の貸出については完全な固定金利が課され中途借り換えもままならないとするならば、貸出市場の調整は新規貸出金利が適用される新規貸出量によってのみなされ、それを貸出約定平均金利の動きで follow する場合には、結果的には貸出市場の調整は緩やかなものと観察されやすいからである。

貸出約定平均金利の持つ以上のような欠点を補うという問題意識もあって、新規貸出金利をもとに新たな視点から貸出市場の分析を試みようという研究が近年相次いで報告されている（例えば、筒井（1982b）、清水（1984, 1985）、住友信託銀行調査部（1985）、木下（1985））。但し、新規貸出金利には公表されたデータが存在しないために、これらの研究ではまず新規貸出金利を推計しなければならないという問題が

第5図 実効金利の決定



あり、アプローチ法の違いによって異なる推計値が報告されている。貸出市場の不均衡分析については、筒井（1982b）や清水（1985）が新規貸出金利を用いた計量分析を行っており、従来の実証研究の結果と対比しているのが注目される。

しかしながら、その結果は必ずしも統一的ではない。すなわち、筒井（1982b）は新規貸出金利によっても（新規）貸出市場の需給調整機能は不十分であり、依然としてワルラス的不均衡が存在するとの結論に達したのに対し、清水（1985）は新規貸出金利を従来の貸出約定平均金利に代えて、岩田・浜田（1980）、古川（1979）、及び釜江（1980）の実証研究を追試した結果、従来の結論は大幅に修正されなければならない、とりわけ不均衡仮説よりも市場均衡仮説の方が妥当性が高いとしているからである。我々は、残念ながら新規貸出金利を用いたモデルの推定は試みておらず、その限りでは直接この論争に参加することはできない。しかしながら、以下の目の子算的な計算によると、新規貸出金利を採用した場合の方がかえって「政策金利仮説」がより鮮明に支持されるとの conjecture を抱いている。

清水（1985）によると、1984年9月の段階で全国銀行貸出残高のうち6割弱が期間1年未満の短期貸出、残りの4割強が平均6年から7年と推計される長期貸出という。従って、非常に単純化すると貸出残高全体の平均貸出契約期間は約3年と計算され、²⁸⁾ 1四半期では全体の貸出残高のうち約1/12が新規契約されることになる。この数値を単純に当てはめると、他の事情にして一定ならば、政策金利の1パーセント・

ポイントの上昇は、もしそれが新規貸出金利に直接反映されるとすると、貸出約定平均金利を約0.08パーセント・ポイント上昇させることになる。これは思いの外小さいマグニチュードといえよう。

しかしながら、実際は満期期間別の貸出残高が一樣分布している訳ではなく3ヶ月以下の短期貸出の残高構成比率が相対的に高いこと、及び中途借り換えや変動金利制が適用される貸出の部分も存在すること、あるいは短期貸出の比率がトレンドとして減少しており、我々の計測期間中では平均すると7割を上回っていたこと（日本銀行金融研究所（1986）第2-1表参照）等から、おそらくこの数字はかなり過小評価されており、より綿密な分析の後には我々の推定結果である0.32パーセント・ポイント近くにまで上昇する可能性が高い。するとこの試算は、現実の貸出市場が新規貸出金利によって調整されているという見解と、貸出約定平均金利によって計測された³⁹⁾式が、必ずしも矛盾しないということを示唆していることになる。

換言するならば、我々が貸出約定平均金利を用いて試みた実証分析のインプリケーションは、新規貸出金利によって再計測したとしても、基本的にはおそらく不変と思われる。そして、上の計算値をもとに推定結果を再解釈するならば、むしろ我々は潜在的には H_3' の緩い「政策金利仮説」からより強いかたちの H_3 : 「政策金利仮説」を主張できることになるともいえるのである。新規貸出金利の決定はあくまでも政策金利に依存し、さらに新規貸出金利でみるならば³⁹⁾式の分布ラグ・パターンもラグがより短縮される方向に働く結果が得られると思われるの

28) 1年未満の短期貸出残高の平均を半年、長期貸出残高の平均を6.5年とすると、単純平均貸出契約期間は $0.5 \times 0.6 + 6.5 \times 0.4 = 2.9$ 年となる。

である。

(4) 構造変化について

一般に、かなり長期間にわたる実証研究の場合には、その期間全体を通じてモデルの構造が不変であるか否かは、常に念頭に置かれていなければならない。日本の銀行貸出市場については、特に1960年代の高度成長期、1970年代のマクロ経済的激変期、そして金融の自由化・国際化が進行している1980年代では、それぞれかなり異なった様相を表わしており、我々のモデルの構造変化についても検討しておく必要がある。この点について、竹中（1983）や住友信託銀行調査部（1985）は、 H_2 の「部分調整仮説」を前提とした上（すなわち、(3)式において $\theta_2 = 0$ を仮定）で不均衡分析を行い、均衡金利への調整スピードを表わす θ_1 の推定値が最近時のデータを含めることによって徐々に上昇してきており、貸出市場は（未だ不十分ではあるが）少なくとも方向としては、貸出金利が需給調整機能を果たす H_1 の「均衡市場仮説」が支持される方向に動いてきていると指摘している。

そこで、我々もこの点を確認する意味で、計測期間をいろいろ変えてモデルの推定を試みた。我々の関心は、もっぱら銀行貸出市場に関する3つの帰無仮説の検証にあることから、構造変化のチェックも(3)式の金利調整式のパラメーターである θ_1 と θ_2 の推定値に焦点を絞るかたちで行った。第6図は、3通りの方法で計測期間を変えた場合のこれら2つのパラメーターの推定値を示したものである。パネル(a)の計測期間は、1963Ⅲを始期として固定し、終期を1971Ⅳから1982Ⅳまで4四半期ずつ最近時の方向に延長して行ったものであり、パネル(b)は逆に、1982Ⅳを終期として固定し、始期を1964Ⅰから1975Ⅰまで4四半期ずつ最近時の方向に移行したものである。パネル(c)は計測期間を40四半期

に固定し、1964Ⅰ－1973Ⅳをはじめとして、1973Ⅰ－1982Ⅳまで10通りの推定を試みたものである。なお、これら全ての計測において超過供給期と超過需要期のサンプル分割については、第1表の推定結果によって求められたもの（すなわち、第3表のコラム(a)）で統一した。

第6図から解釈されるのは、より最近時のデータを含めるにつれて θ_2 の値がほぼ単調に上昇するのに対し（パネル(a)、(c)）、 θ_1 についてはいずれのパネルからも特に顕著な傾向は見られずほぼ一貫して0.1前後の値をとっていることである。パネル(b)によると、 θ_2 の値は最近時のデータを含んでいる限りサンプル数が変わってもほぼ一定の値を示し、それが第1表の推定結果でもある約1/3ということになる。

以上の結果は、当初の常識的予想とはやや異なったものであるといえよう。なぜならば、以上のことは例えば1960年代よりも、最近時の方がより「政策金利仮説」が妥当しているということを示すものであり、前提が異なるとはいえインプリケーションとしては竹中（1983）や住友信託銀行調査部（1985）の結論とは全く逆のものとなっているからである。

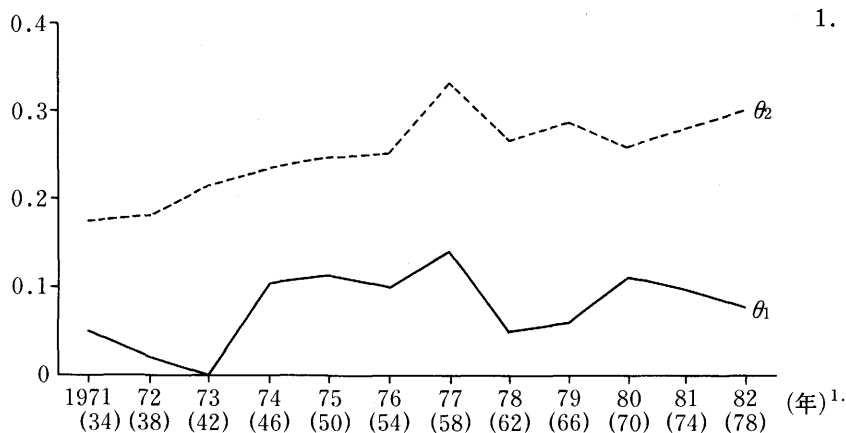
それでは、このことはどのように説明したらよいのであろうか。これを考えるに当たっては、今までオープンのままにしてきた「政策金利」の内容についての考察が必要である。

(5) 「政策金利」について

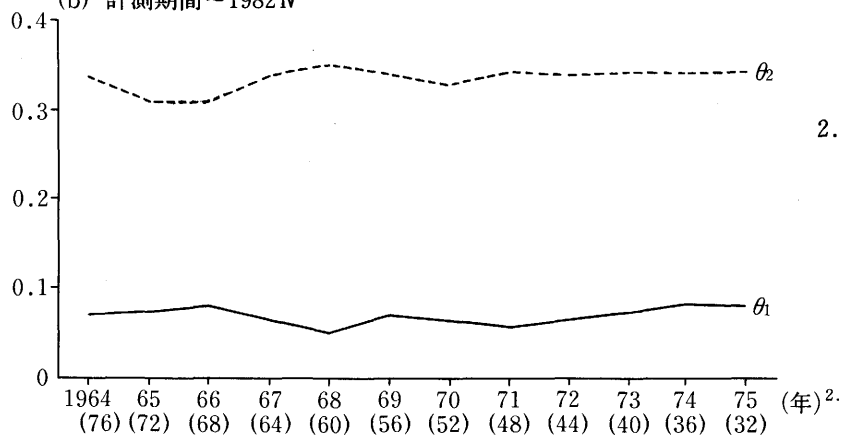
本論文における我々の主要な結論は、貸出市場を特徴付ける上で「政策金利仮説」が最も有力であるというものであるが、その政策金利の性質については、これまで特に考察を加えることをしなかった。「政策金利」は、我々の世界では公定歩合と完全に連動したものであり、その意味では政策的に決定されるものであるが、それがどのようなメカニズムによって貸出金利

第6図 構造変化のパターン

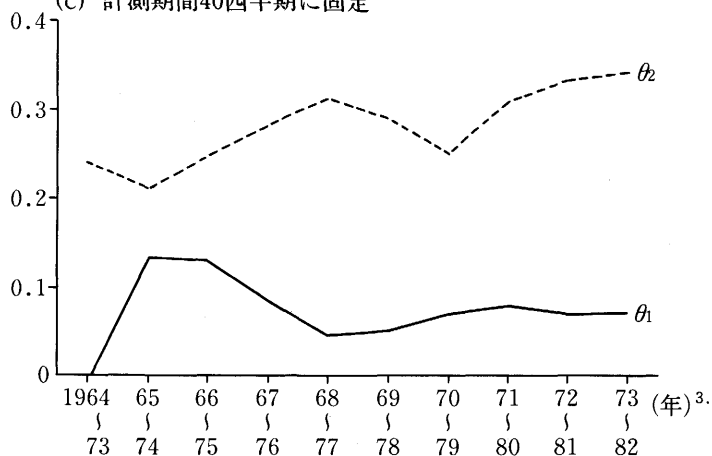
(a) 計測期間1963Ⅲ～



(b) 計測期間～1982Ⅳ



(c) 計測期間40四半期に固定



のガイド・ライン的な指標となるのかについては、我々のモデルにとっては全くオープンのままである。広義の「窓口指導」の一環として、直接日本銀行から指示されるとの解釈も理論的レベルの考察においては可能であろうが、これはもちろん現実的ではない。

常識的には、貸出市場にとっての「政策金利」としてまず最初に念頭に浮かぶのはプライム・レートであろう。プライム・レートは、期間1年未満の短期貸出に適用される標準金利（短期プライム・レート）と返済期限1年以上の長期貸出に適用される最優遇金利（長期プライム・レート）に分けられるが、いずれも貸出金利の下限を規定するものであり、いわゆる「規制金利」に分類されるものである。短期プライム・レートは公定歩合にはほぼ完全に連動して決定され、我々の政策金利のイメージに近いものである。これに対して、長期プライム・レートは長期信用銀行の主要な資金調達手段である利付金融債利回りと連動して決定されており、必ずしも直接公定歩合と連動している訳ではない。²⁹⁾

以上を踏まえて、第1表(6)式として推計された政策金利とプライム・レートとの間の関係を具体的に検討するために、簡単な回帰分析を行ってみることにした。すると、短期プライム・レート (p_t^s) については

$$\hat{r}_t = 2.834 + .741p_t^s, \quad R^2 = .989 \quad (40)$$

(40.9) (69.2)

また、長期プライム・レート (p_t^l) については

$$\hat{r}_t = -4.268 + 1.385p_t^l, \quad R^2 = .802 \quad (41)$$

(5.35) (14.8)

という回帰式（単純最小2乗法）が得られた。但し、括弧内はt値であり、また計測期間はプライム・レート制が浸透しデータが揃って利用可能な1969Ⅰから1982Ⅳまでとした。

短期プライム・レートについての計測結果については、 p_t^s が原則として公定歩合 δ_t に固定利率を上乗せするかたちで連動することから、(6)式と(40)式で p_t^s と δ_t の係数が同じものになるのは当然予想されたことである。むしろ、(40)式の決定係数 (R^2) が1とならないのが不思議なくらいであるが、これは上乗せされる固定利率が計測期間中一定ではなく変動することもあったからである。³⁰⁾次に、(41)式の長期プライム・レートの計測結果をみると、決定係数が示しているように、政策金利との相関は短期プライム・レートの場合と比べるとかなり低いことが確かめられる。

(40)式と(41)式より、政策金利は短期プライム・レートよりも変動幅は狭く (0.74倍)、逆に長期プライム・レートよりは変動幅は広い (1.39倍) ことが分かる。また、2つの式より定数項を消去すると、

$$\hat{r}_t = .445p_t^s + .553p_t^l \quad (42)$$

となり、政策金利は長・短プライム・レートのほぼ加重平均として表わせることになる。(42)式自体は、長・短プライム・レートにかかる加重係数が必ずしも歴史的な長期貸出と短期貸出の残高構成を正確に反映しているとはいえず、多分に偶然の産物との感もある。しかしそれでも、我々の「政策金利」が単に短期貸出に対する短期プライム・レートのみならず、長期貸出に適用される長期プライム・レートを含めた意味で

29) プライム・レート制度についての詳細については、日本銀行金融研究所 (1986) を参照。なお、同書では政策金利は公定歩合そのものとして定義されている。

30) ちなみに、(6)式と(40)式の推定結果からは、上乗せ幅は平均すると0.23パーセントと計算される。

も密接な関係にあることを充分示唆しているといえよう。

但し、以上の考察のみから直ちに、我々の「政策金利」が貸出市場での「規制金利」であるプライム・レートの役割を背景に持ったものであると即断するには、慎重であるべきであろう。プライム・レートを「政策金利」とした場合に、果たして前章で考察した構造変化のパターンが矛盾なく説明できるか、という課題が残っているからである。さらに、プライム・レートが「政策金利」だとした場合に、それが本当に政策的にコントロール可能かという問題もある。

第1の問題について考察するには、本来貸出市場におけるプライム・レート制度について、歴史的観点からの詳しい検討が必要である。しかし、ここでは1つの側面に絞って説明を試みることにする。それにはまず、プライム・レートはいわば貸出における下限金利の規制であって、各銀行が個別の貸出に適用する金利（貸出約定金利）は貸出先の信用度や取引関係の密度等によって異なり、全ての貸出に対してプライム・レートがそのまま適用されるとは限らないことに注意する必要がある。実際高度成長期にはプライム・レートが適用されていたのは、一部の優良企業に限られていた。ところが、1970年代のマクロ経済の激動期を境に経済が低成長期に移行するにつれて、企業の借入依存度が漸次低下傾向を示し、それにつれて需要者側の供給者側に対する交渉力が相対的に高まり、結果としてプライム・レートの適用先が次第に増加してきている。³¹⁾ このことが、プライム・レートを政策金利とした場合に、(3)式の金利調整式

において θ_2 が最近時ほど大きな値をとっていることを整合的に説明すると考える訳である。第3表において、1980年代が超過供給期に分類されていることも、この見解を支持していると思われる。

しかし、このような解釈をとった場合には、必然的に第2の問題点にも関連が及ぶことになる。これは、近年の金融の自由化・国際化の流れの中で、需要者側の資金コスト意識の高まりや資金調達手段の多様化が生じ、また供給者側でも運用利回り意識や運用対象の多様化が生じたところから、貸出市場と短期金融市場や債券市場（いわゆる長・短オープン・マーケット）との間の裁定関係が進み、貸出金利と自由金利との連動性が高まっていることである。いわば、単なるプライム・レートの適用率の高まりという事態を超えて、規制金利としてのプライム・レートの有効性そのものが疑問視されだしている訳である。こうした傾向は、もともと利付金融債利回りと連動して決定されている長期プライム・レートにより顕著に表われているが、期待理論的な裁定が行われる金利の期間構造（term structure）を前提とすると、当然その限界は短期プライム・レートにも同様に現れてくることにならざるを得ない。

もしプライム・レートが「政策金利」として機能しなくなったとして（あるいは、最近議論されるようにプライム・レート制度そのものが廃止されたとして）、貸出金利がオープン・マーケットの自由金利と裁定関係にあるとしたならば、我々のモデルにおける(3)式の金利調整式はどのように解釈されるべきであろうか。「政策

31) 具体的には、例えば短期プライム・レートでみた場合では、昭和50年代前半の緩和期におけるプライム・レート適用率は3～4割であったものが、昭和50年代後半の緩和期には約7割まで上昇しているという（日本銀行金融研究所（1986））。

金利仮説」が全く無意味になってしまうのであろうか。今後新たなデータが追加された場合に、そのような状況が実際に検証される可能性も否定できないことから、最後にこの点について若干のコメントをしておくことにしたい。

1つの解釈は、「政策金利」の r_t が自由金利の動きと密接な相関を呈しており、 H_3 ：「政策金利仮説」はいわば「市場間裁定仮説」と少なくとも表面的には判別不能との結論に至ることである。この時、もし r_t として公定歩合の一次式である(6)式を保留するならば、公定歩合はもはや厳密な意味での外生的政策変数ではなくなり、市場実勢を追従してある程度内生的に調整されている世界が想定されることになる。但し、このような世界においては、逆に貸出金利に影響を及ぼすために直接貸出市場を対象とする必要もない訳であり、例えばオープン・マーケットにおける公開市場操作が間接的に貸出市場にもインパクトを与えることも可能となる。コール・手形市場等での政策的介入も同様の効果をもたらすことになる。従って、このような場合でも「政策金利仮説」自体はかたちを変えて依然として有効である余地は残っている。但し、これを実際に検証するのは容易ではない。我々の基本モデルのように貸出市場だけを分断して考えるのでは不十分であり、本来複数資産市場の不均衡モデルを出発点としての nested model とする必要があるからである。

もう1つの解釈としては、たとえ貸出市場だけに注目したとしても、 r_t 自体が貸出市場の均衡金利となっており、それを達成するために背後では公定歩合が内生的に調整されていると考える立場が挙げられる。この場合、我々の「政策金利仮説」は H_2 ：「部分調整仮説」と実質的には判別不可能となり、もっぱら $\theta_1 + \theta_2 = 1$ の「市場均衡仮説」を帰無仮説として検証することになる。政策金利が均衡金利に一致して

いる可能性は、本論文の実証研究でも理論的には排除されていない。これは、我々の基本モデルにはそれを検証する道具建てが備わっていないためであり、せいぜい第3図のプロットされた政策金利と均衡金利の系列を観察して感覚的な判断を下すしかない（我々自身のそれは否定的なものであった）。この点を解決するためには、政策金利についての調整関数を新たに導入する必要がある。

いま、例えばそれを便宜上

$$r_t = r_{t-1} + \theta_3 (r_t^* - r_{t-1}), \quad 0 \leq \theta_3 \leq 1, \quad (43)$$

とするならば、 $r_t = r_t^*$ の可能性は、(43)式を(3)式に代入した修正された金利調整式

$$r_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) r_{t-1} + (\theta_1 + \theta_2 \theta_3) r_t^* + \theta_2 (1 - \theta_3) r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (44)$$

において、 $\theta_3 = 1$ の帰無仮説を検証すればよいことになる。なおこの帰無仮説は、我々が提起した貸出市場の状態に関する3つの帰無仮説とは形式上独立のものであり（もちろん $\theta_3 = 1$ が真ならば、「部分調整仮説」と「政策金利仮説」は区別できない）、それぞれとの組み合わせによる複合仮説を検証することが次の課題となる。

6. おわりに

本論文では、戦後日本の銀行貸出市場は基本的には不均衡市場であるとの認識の下で、より市場構造を明らかにする方向で従来のこの分野の研究を発展させ、またこれを検証するに当たっては新しい計量経済学的手法を用いて分析してきた。その結果得られた主要な結論は、貸出市場は確かにワルラス的な意味での均衡市場とはいえず、むしろ超過需要や超過供給が常態的に存在する不均衡市場であり、その不均衡の原因も単に均衡へ向かう調整が遅れるためであるというよりも、貸出金利そのものが政策的に

規定されているためであるというものであった。

貸出市場金利が現実にとどのようなメカニズムによって政策的に規定されていたかについては、我々が前提とした理論的フレーム・ワークそのものからはもともと確定的な結論は引き出せない。しかしながら、実証分析の結果を解釈する上で、これには常識的な議論でもある貸出市場のプライム・レート制度の役割が大きいことが示唆された。規制金利としてのプライム・レートが、我々が理論上想定する政策金利に実際近いものであって、貸出市場の金利決定を左右していると思われる。

以上の結論を導くに当たっては、理論・実証両面でできるだけ綿密な分析をこころがけたが、もとより我々の研究自体にも数々の問題点もあり決して完全とはいえない。問題点の一部については、既に本論文でも追加的考察を加えたり研究の発展方向を示しておいたものもあるが、我々の考察から（意図したか否かにかかわらず）全く除外されてしまったものもある。これらが我々の得た主要な結論に与える効果につ

いては、留保条件として肝に銘じておかなければならないのはいうまでもない。

はじめに整理しておいたように、本論文における我々の基本的立場は、(a)貸出市場の市場構造に焦点を当てたものであり、(b)市場参加者の主体均衡や主体間の（金利調整以外の要因による）協調行動の可能性については最小限の言及に止めた。貸出市場がワルラス的な金利調整の観点からは不均衡であるとの確証を得たことから、今後は(b)の立場からの研究のさらなる発展が期待されよう。但し、以上のインプリケーションはあくまでも1980年代初頭までの貸出市場の分析によって導かれたものであり、これが最近時ないし今後の貸出市場にもそのまま当てはまるとは限らないことにも、十分注意しなければならない。本文中でも一部指摘しておいたように、近年の急速な金融自由化・国際化の流れは貸出市場にも多大な影響を及ぼしており、(a)と(b)いずれの立場にとっても過去の説明に固執すると、重大な pitfall に陥る可能性もあるからである。

補論1 分散・共分散行列の正則性

ここでは3.(5)で問題となった(28)、(34)及び(35)式の3つの攪乱項の contemporaneous な分散・共分散行列の正則性について考察することにする。

いま、この行列を Σ_t で表わすと、 Σ_t は対称行列であり、E を期待値のオペレーターとして

$$\Sigma_t = E \left[\begin{pmatrix} \xi_t^r \\ \xi_t^d \\ \xi_t^s \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_t^r & \xi_t^d & \xi_t^s \end{pmatrix} \right] = \begin{bmatrix} \phi^2 (\sigma_v^2 + \sigma_u^2) + \sigma_\epsilon^2 & * & * \\ -\phi \sigma_u^2 - \frac{1}{\phi} \nabla^d \sigma_\epsilon^2 & \sigma_u^2 + \frac{1}{\phi^2} \nabla^d \sigma_\epsilon^2 + \nabla^d \sigma_\eta^2 & * \\ \phi \sigma_v^2 + \frac{1}{\phi} \nabla^s \sigma_\epsilon^2 & 0 & \sigma_v^2 + \frac{1}{\phi^2} \nabla^s \sigma_\epsilon^2 + \nabla^s \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \quad (A-1)$$

と求められる。但し、

$$\phi = \frac{\theta_1}{\beta_0 - \gamma_0} \quad (A-2)$$

であり、 σ_x^2 は攪乱項 x_t の分散を表わすものとする。 $\nabla^d \sigma_\epsilon^2$ (あるいは $\nabla^s \sigma_\epsilon^2$) は超過供給期

には0 (あるいは σ_ε^2) 超過需要期には σ_ε^2 (あるいは0) をとるものとし、従って $\nabla^d \sigma_\varepsilon^2 \nabla^s \sigma_\varepsilon^2 = 0$ である。また $\nabla^d \sigma_\eta^2$ と $\nabla^s \sigma_\eta^2$ も同様の性質を示す変数であり、やはり $\nabla^d \sigma_\eta^2 \nabla^s \sigma_\eta^2 = 0$ である。

さて、行列 Σ_t の式行列は、若干の計算の後

$$|\Sigma_t| = (\nabla^d \sigma_\eta^2 + \nabla^s \sigma_\eta^2) (\phi \sigma_u^2 + \frac{1}{\phi} \nabla^d \sigma_\varepsilon^2) (\phi \sigma_v^2 + \frac{1}{\phi} \nabla^s \sigma_\varepsilon^2), \quad (A-3)$$

と求められる。(A-3)式より、超過供給期 ($r_t \geq r_t^*$) には行列式は

$$|\Sigma_t| = \sigma_\eta^2 \sigma_u^2 (\phi^2 \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2), \quad (A-4)$$

となり、また超過需要期 ($r_t < r_t^*$) には

$$|\Sigma_t| = \sigma_\eta^2 \sigma_v^2 (\phi^2 \sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2), \quad (A-5)$$

となる。これらはいずれも0とはならず、求める結果が確かめられたことになる。

次に、(28)、(36)及び(37)式の3つの攪乱項の場合について簡単に考察しておこう。分析は原則として上と全く同様に進められるが、具体的に修正を要するのは(A-1)式の行列式の右下方 (2×2) 要素が

$$\begin{pmatrix} \sigma_u^2 + \frac{1}{\phi^2} \nabla^d \sigma_\varepsilon^2 + \beta_0^2 \sigma_\xi^2, & * \\ \beta_0 \gamma_0 \sigma_\xi^2, & \sigma_v^2 + \frac{1}{\phi^2} \nabla^s \sigma_\varepsilon^2 + \gamma_0^2 \sigma_\xi^2 \end{pmatrix} \quad (A-6)$$

となることである。この時、新しい分散・共分散行列の行列式は、

$$|\Sigma_t| = (\beta_0 - \tau_0)^2 \sigma_\xi^2 (\phi \sigma_u^2 + \frac{1}{\phi} \nabla^d \sigma_\varepsilon^2) (\phi \sigma_v^2 + \frac{1}{\phi} \nabla^s \sigma_\varepsilon^2) \quad (A-7)$$

となり、 Σ_t が正則であることが確かめられる。

(A-3)式と(A-7)式はまた、(32)式と(33)式によって導入された攪乱項 η_t や貸出金利の変数の誤差である攪乱項 ε_t の重要性を示しており、これらの存在なしでは contemporaneous な分散・共分散行列は非正則になってしまうことを確かめることができる。

補論2 推定法と収束について

本文中でも指摘したように、採用された推定法では、構造方程式体系のパラメーター間の非線形制約については非線形3段階最小2乗法(NL3LSQ)を用い、サンプル分割の整合性に関しては、プログラムの関係で各NL3LSQで必要とするパラメーターの初期値を2回に1度の割合で変化させる方法をとったために、3回続けて同じサンプル分割になった場合に収束したと見なすことにした。最初のサンプル分割及びその下での最初のNL3LSQの初期値は、構造方程式体系の係数間制約を考慮しない通常の2段階最小2乗法の結果によった。³²⁾それ以降のNL3LSQの推定に際しては、直前(あるいは2回前)の推定結果を新しい初期値として用いた。

第A-1表は、以上のプロセスが具体的にどのくらいの数のiterationを必要とするかをみ

32) より詳しくは、最初のサンプル分割及び初期値の推定値は以下の方法によって求めた。すなわち、まず制約なしに通常の2段階最小2乗法により(25)式の金利調整式を推定し、暫定的に $\hat{\theta}_1$ 及び $\hat{\theta}_2$ を求める。次にそれらの値をもとに、均衡金利を(3)式を変形した

$$\hat{r}_t^* = \frac{1}{\hat{\theta}_1} [r_t - (1 - \hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) r_{t-1} - \hat{\theta}_2 \hat{r}_t]$$

として、サンプルを分割する。但し、 $\hat{r}_t$ は当初(6)式において、 $a = E(r_t) - E(\delta_t)$ 、及び $b = 1$ として求めたものであり、 $\varepsilon_t = 0$ も仮定している。需要関数や供給関数のパラメーターの初期値は、以上のサンプル分割に基づいて、(26)式及び(27)式の係数間制約を考慮しないかたちの2段階最小2乗法によって求めた。

るための目安を提供するものとして示したものである。これは、第1表の推定結果を求めるに当たって辿ったサンプル分割の逐次プロセスを記録したものであるが、表によると6回目から8回目までのNL3LSQでサンプル分割は全く同じになっており、従ってサンプル分割は8回目で収束したことを示している。(表では、2回分をまとめて1つのコラムに記載しているが、これは既述の理由により、2回目毎に初期値の変更を行ったことを明示するためである。)

サンプル分割の収束までの iteration の回数は、第A-1表で示した例の他にもおおよそ同程度であり、中には5回程度で収束してしまう場合もあった。この表から読み取れるもう1つの傾向は、サンプル分割のパターンは各NL3LSQを経るにつれて、ほぼ単調に——つまり、著しいサンプル分割パターンの変動がなく——収束していることであり、これも他のケースもほぼ同様であった。

以 上

日本の銀行貸出市場——不均衡分析の新しい視点

第A-1表 サンプル分割の収束

	1	2	3	4		1	2	3	4
1963	○ ○				1973	○ ○ ○			
1964	○ ○	○			1974	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			
1965	○ ○ ○				1975	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			
1966	○ ○ ○				1976	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			
1967	○ ○ ○				1977	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			
1968	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			1978	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			
1969	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			1979	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			
1970	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			1980	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			
1971	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			1981	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			
1972	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			1982	○ ○ ○ ○ ○ ○ ○ ○			

注：第1表の推定結果を得るまでのサンプル分割の収束パターン。

○印が超過供給期(1963Ⅲ～1982Ⅳ)

【参考文献】

- 池尾和人、『日本の金融市場と組織——金融のミクロ経済学』、東洋経済新報社、1985年
- 伊藤隆敏、『不均衡の経済分析——理論と実証』、東洋経済新報社、1985年
- 伊藤隆敏・植田和男、「貸出金利の価格機能について——資金貸出市場における均衡仮説の検証——」、『季刊理論経済学』第33巻第1号、1982年4月
- 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
- 貝塚啓明・小野寺弘夫、「信用割当について」、『経済研究』第25巻第1号、1974年1月
- 釜江廣志、「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巻第1号、1980年1月
- 木下信行、「貸出市場と金融政策」、『ESP』59号、1985年7月
- 黒田巖、「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』第2号、日本銀行特別研究室、1979年4月、(a)
- 、「窓口指導をめぐる分析の再検討」、『季刊現代経済』第37号、1979年冬(b)
- 経済企画庁編、『昭和59年版経済白書』、大蔵省印刷局、1984年
- 小宮隆太郎、「日本における金融政策の有効性」、『経済学論集』第30巻第2号、1964年7月
- 清水啓典、「純新規貸出金利の伸縮性と金融市場分析——既存金利統計の再検討」、『ビジネス・レビュー』第31巻第4号、1984年3月
- 、「貸出市場の均衡と純新規貸出金利」、『一橋論叢』第94巻第4号、1985年10月
- 鈴木淑夫、『現代日本金融論』、東洋経済新報社、1974年
- 住友信託銀行調査部、「『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——」、『調査情報』1155号、1985年5月
- 武田真彦、「貸出金利の決定に関する理論的考察」、『金融研究』第4巻第1号、1985年3月
- 竹中平蔵、「資金フローの変化と金利機能」、『経済セミナー』338号、1983年3月
- 筒井義郎、「わが国銀行貸出市場の不均衡分析」、『季刊理論経済学』第33巻第1号、1982年4月(a)
- 、「新規貸出金利の推定」、『大阪大学経済学』第32巻2・3合併号、1982年12月(b)
- 寺西重郎、「戦後貸出市場の性格について」、『経済研究』第25巻第3号、1974年7月
- 日本銀行金融研究所、『わが国の金融制度』、1986年8月
- 浜田宏一・岩田一政・石山行忠、「日本の貸出市場における不均衡について」、『経済研究』第28巻第3号、1977年7月
- 古川顕、「不均衡分析と日本の貸出市場」、『季刊理論経済学』第36巻第2号、1979年8月
- 堀内昭義、『日本の金融政策——金融メカニズムの実証分析』、東洋経済新報社、1980年
- 蠟山昌一、「日本の金融政策」、『季刊現代経済』57号、1984年春
- 脇田安大、「Good Customer Relationshipと銀行行動」、『金融研究資料』第7号、日本銀行特別研究室、1981年2月
- 、「わが国の貸出市場と契約取引」、『金融研究』第2巻第1号、1983年3月
- Bowden, R. J., "Specification, Estimation and Inference for Models of Markets in Disequilibrium," *International Economic Review* 19, October 1978.
- Clower, R. W., "The Keynesian Counter-Revolution: A Theoretical Appraisal," in F. H. Hahn and F. P. R. Brechling (eds.) *The Theory of Interest Rates*, London: Macmillan, 1965.
- Fair, R. C. and Jaffee, D. M., "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica* 40, May 1972.
- Jaffee, D. M. and Modigliani, F., "A Theory and Test of Credit Rationing," *American Economic Review* 59, December 1969.
- Maddala, G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, 1983.
- Rimbara, Y. and Santamero, A. M., "A Study of Credit Rationing in Japan," *International Economic Review* 17, October 1976.