

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—

黒田 巖

1. はじめに

本稿は、昭和40年代以降におけるわが国の貸出金利決定のメカニズムについて考察したものである。すなわち、従来一般的認識であった「金利規制を原因とする貸出金利の低位硬直性」説を新たな実証研究を加えつつ再検討し、これに対する疑問を提出するとともに、「期待の均衡」仮説ともいべき仮説を提出する。

分析の結果によれば、これまで広く行われていた、「わが国の貸出金利が政策当局の介入によって均衡点から離れたところに決められていた」という主張には、必ずしも十分な論拠があるとは言い難いように思われる。むしろ需給を素直に映ずるとみられる既発債・現先両市場との間に裁定関係が働いているという意味で、貸出金利も資金の需給均衡点に決まっていたとも云えるのではないと思われる。本稿で用いた理論や手法は従来わが国の金融分析では用いられていなかったものが多く、その意味で新しい。しかし、仮説そのものは、従来からある実務家（ないし金融の専門家）の常識に着眼し、これを理論的に整理、確認したものである。

本稿の主張のうち、とくに次の2点が基本的である。

- ① 米英両国のように open money market が存在する場合、その金利は金融メカニズムにおいて重要な役割を果たしてきた。そ

うだとすれば、わが国の金融メカニズムの分析においても、40年代以降急速に発展した現先・既発債両市場のレートを *a priori* に無視することは許されない。両市場のレートと貸出金利との関係を調べてみると、その間には裁定関係があるとみなしうることに気付く。

- ② 金融メカニズムは政策当局の行動様式（policy rule）とこれに対する人々の「期待」とを考慮に入れた枠組で分析される必要がある。こうした枠組によれば、40年代以降の貸出金利が、上記のように一方で裁定関係で決まり、他方で従来からいわれているように公定歩合と連動するかたちで変動しているといった、一見矛盾した事実を整合的に理解することができる。すなわち、こうした二重の安定した関係は、日本銀行が公定歩合の変更と他の政策手段（オペ等）による資金の需給調整とを整合的に行うという policy rule に則って行動し、これを受けて人々も公定歩合の変更を一般的な資金の需給関係の変化を確認する目途として行動してきた結果、もたらされたと考えうる。

本稿は40年代以降におけるわが国の貸出金利の決定に関する全ての側面を扱おうとしているのではない。たとえば、金利の低位硬直性ということが戦後一貫して指摘されてきたが、その場合現実の論争においては、政府当局が金利を少ししか動かそうとしなかったということ（政策の運営態度に

関するもの」と、現実の金利が資金の需給均衡点にきまっていなかったということ（政策の効果波及メカニズムに関するもの）と、二つの面が含まれていたといえよう。本稿はそのうち後者を分析の対象とし、前者は扱わない。すなわち、政策が与えられた場合の金利決定のメカニズムを分析したものである。

また、本稿は現先・既発債両レートを明示的に分析にとり入れ、従来の分析の枠組に基づく制約を打破しようと試みており、その意味では従来の分析より広い視野に立っている。しかし、本稿の分析はあくまで貸出金利決定の基本的性格を明らかにすることにとどまっており、マクロ的な金融メカニズム全体の中において貸出金利がどのように決定されるのかといった点の十分な検討は、今後に残された課題である（そのためには、たとえば、貸出金利と裁定関係にあると思われる現先、既発債レート自体がどのように決定されるのかについても明らかにする必要がある）。したがって、本稿が「金利規制を原因とする貸出金利の低位硬直性」説を否定しているからといって、わが国の金融メカニズム全体を考える場合に、種々の規制の機能を見逃してよいと主張しているわけではない。

2. 貸出金利の決定を巡る従来の議論の再検討

本章では貸出金利の決定を巡る従来の議論を再検討し、次章における論議の出発点とする。すなわち、次章で貸出金利の決定メカニズムの分析の枠組に open money market 金利を入れることの重要性を明らかにする前に、一度従来の議論の枠内に入り、その中で議論を整理するとともに問

題点を明らかにする。

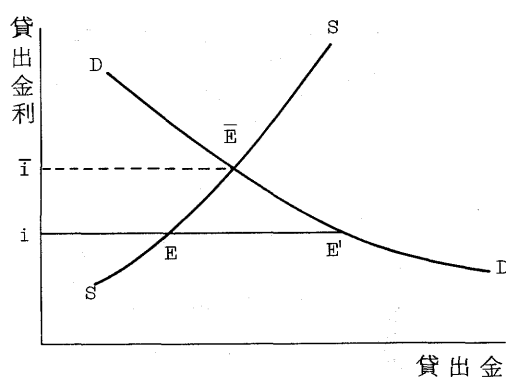
(1) 「金利規制を原因とする貸出金利の低位硬直性」説に対する疑問

わが国の貸出市場における金利機能に関する認識は、正確にはいわば十人十色といった状況にあるともいえようが、学界・エコノミスト等をも含むごく一般的認識は次のようなものであったといえよう。すなわち、貸出金利は規制によって需給均衡点よりも低位に硬直しており、この結果として銀行による信用割当が発生している、といった考え方である（下記引用文中の図を参照）。こうした考え方は戦後一貫して続いているものであるが、40年代の金融を対象としてこの考え方を explicit に主張した例として、「日本銀行計量経済モデル」〔1〕があげられる。すなわち、同モデルはわが国における貸出金利の硬直性と信用割当の存在について次のように考えている。

『モデル作成にあたっての第1の考慮は、市中金利が比較的低水準に押えられ資金市場での超過需要を完全にクリアするほど伸縮的に変動したとはいいがたい、という点に関してである。

いま、銀行貸出金市場に例をとり説明しよう（下図）。銀行の貸出供給曲線をSS、企業の借入れ需要曲線をDD、両曲線の交点Eに対応する金利水準を $\bar{i}$ とする。金利が十分伸縮的に変動するとすれば、市場に超過需要があれば金利が上昇、超過供給があれば金利が低下、というメカニズムを通じて、金利は $\bar{i}$ 水準に落ち着き、需要・供給は均衡することとなろう。ところが、金利が低水準（図の $\bar{i}$ 水準）で据え置かれているとすれば、現実の貸出はE点で決まり、

貸出市場には超過需要（未充足借入れ需要、 EE' ）が残ることとなる。この場合、銀行は、その供給曲線に沿い、現行金利水準に見合った貸出を行うが、企業サイドとしては、現行金利を前提とすると E' 点まで借りたいにもかかわらず、現実の借入れは E 点に押えられ、借入れ需要がカットされることとなる。



DD：借入れ需要曲線
SS：貸出供給曲線
 $\bar{i}$ ：貸出市場の需給を均衡させる金利
 i ：現実の金利

このような「現行金利水準に見合う資金需要」が資金供給額の水準まで削減される事態を、以下、「信用割当」と呼ぶこととしよう。また、その場合の「資金需要削減の程度（図でいえば、 EE' ）」を、ここでは、「信用のアベイラビリティ」と呼ぶこととしよう。

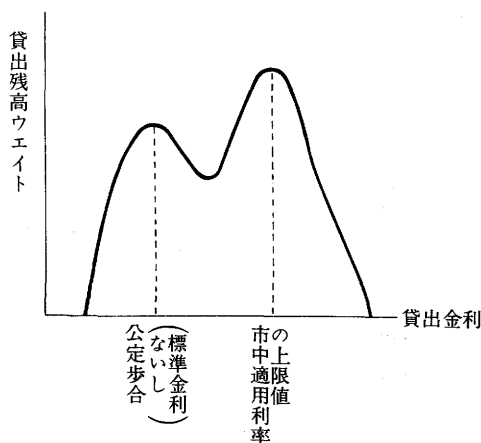
このモデル作成にあたっては、戦後わが国の大部分の時期において、かかる信用割当が存在していたことを考慮したわけである。……』

しかしながら、周知の如くわが国でも少なくとも40年代初頭以降は何回かの資金余剰期を経験してきた。こうした事実、上

記のような一般的な考え方が少なくとも40年代以降については当然再検討されてしかるべきものであったことを示唆している。

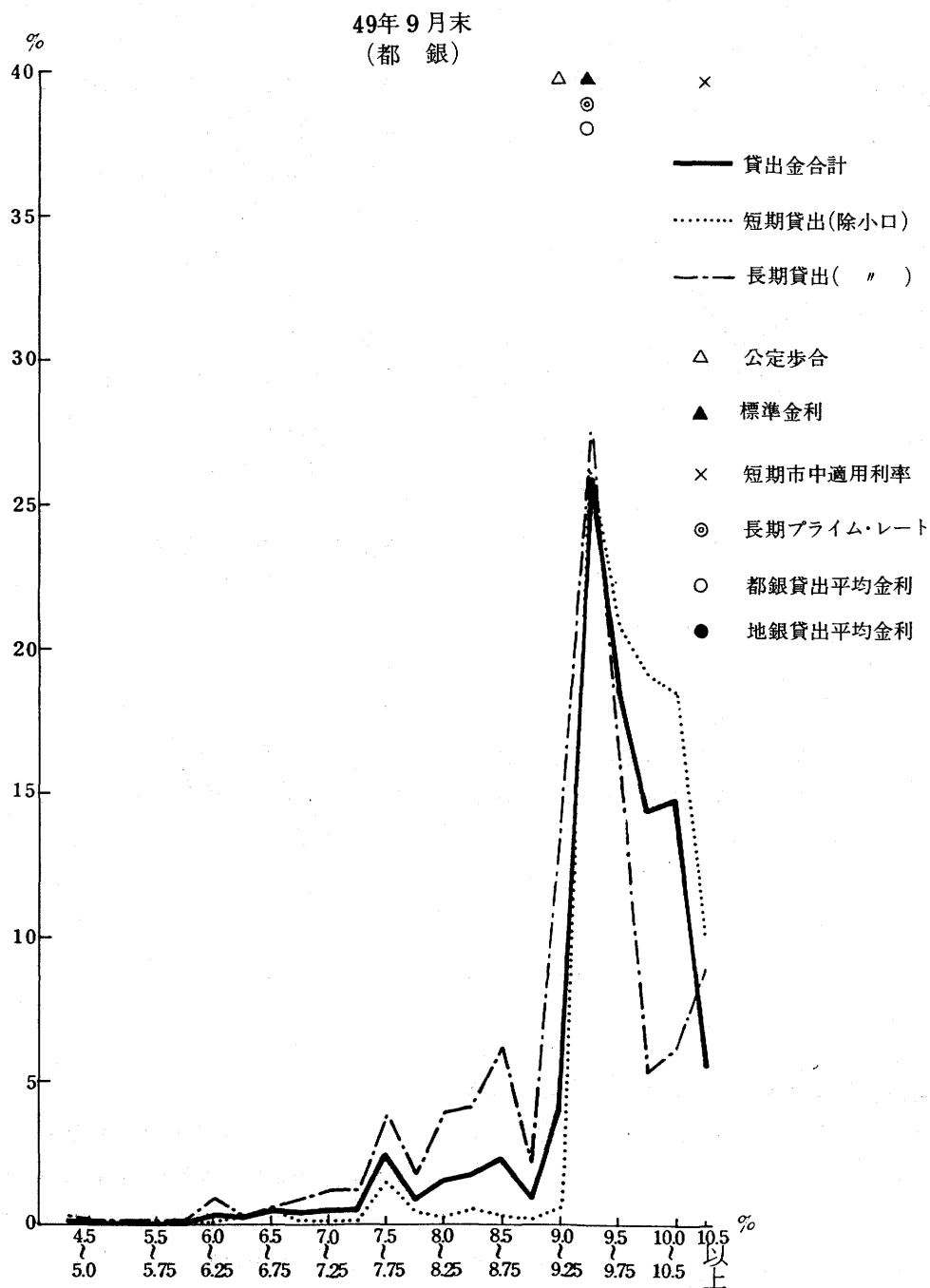
まず、貸出金利の低位硬直性説の「低位」に関する直接的な論拠をみると、通常臨時金利調整法に基づく上限規制や所謂市中適用利率の上限値の存在（旧自主規制金利）があげられてきたように思われる。この点については最近浜田宏一助教授等がexplicitなかたちで主張している[2]。すなわち、貸出残高の適用金利別ウェイトの分布をみると、標準金利のところに山ができており（第1図）、こうした山（とくに右の山）ができるのは規制による金利の「低位」硬直性を意味しているとしている。

（第1図）浜田助教授等の主張する適用金利別貸出残高ウェイトの分布図

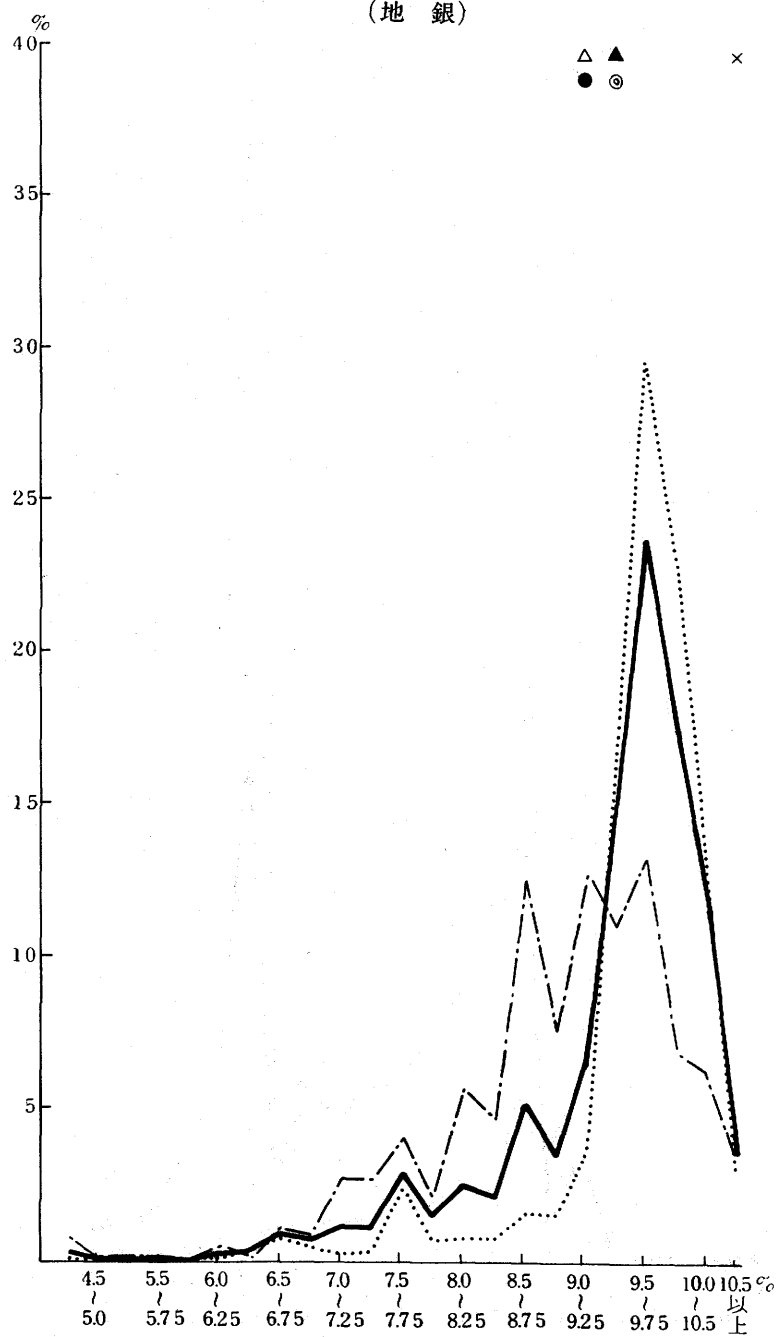


たしかに浜田助教授等の指摘されるような事実、30年代の都銀については認められる。しかし、同助教授等の分析を40年代のデータによって追試験してみると（第2図）、上限値の存在を「低位」硬直性の原因とみることとはできないことが明白となる。すな

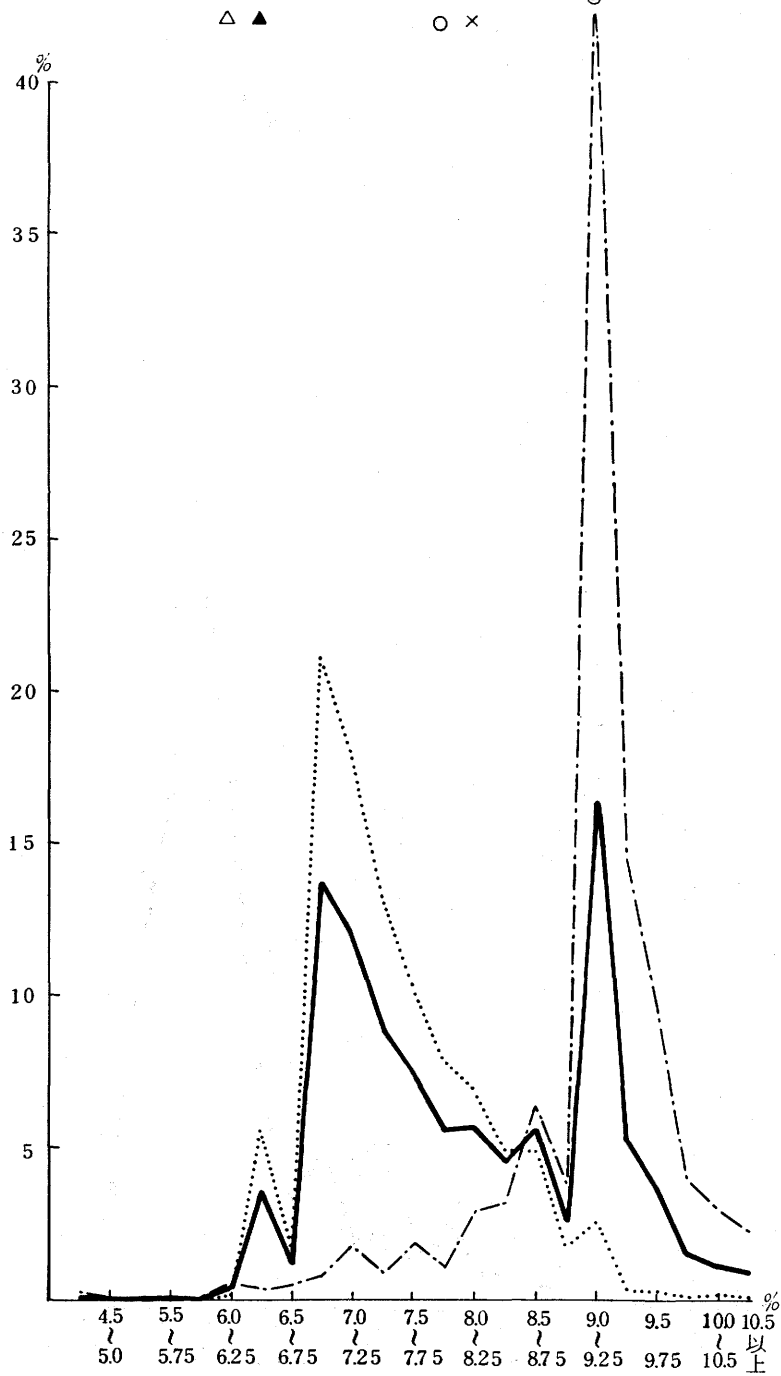
(第2図) 長・短貸出別の適用金利別貸出残高ウエイト



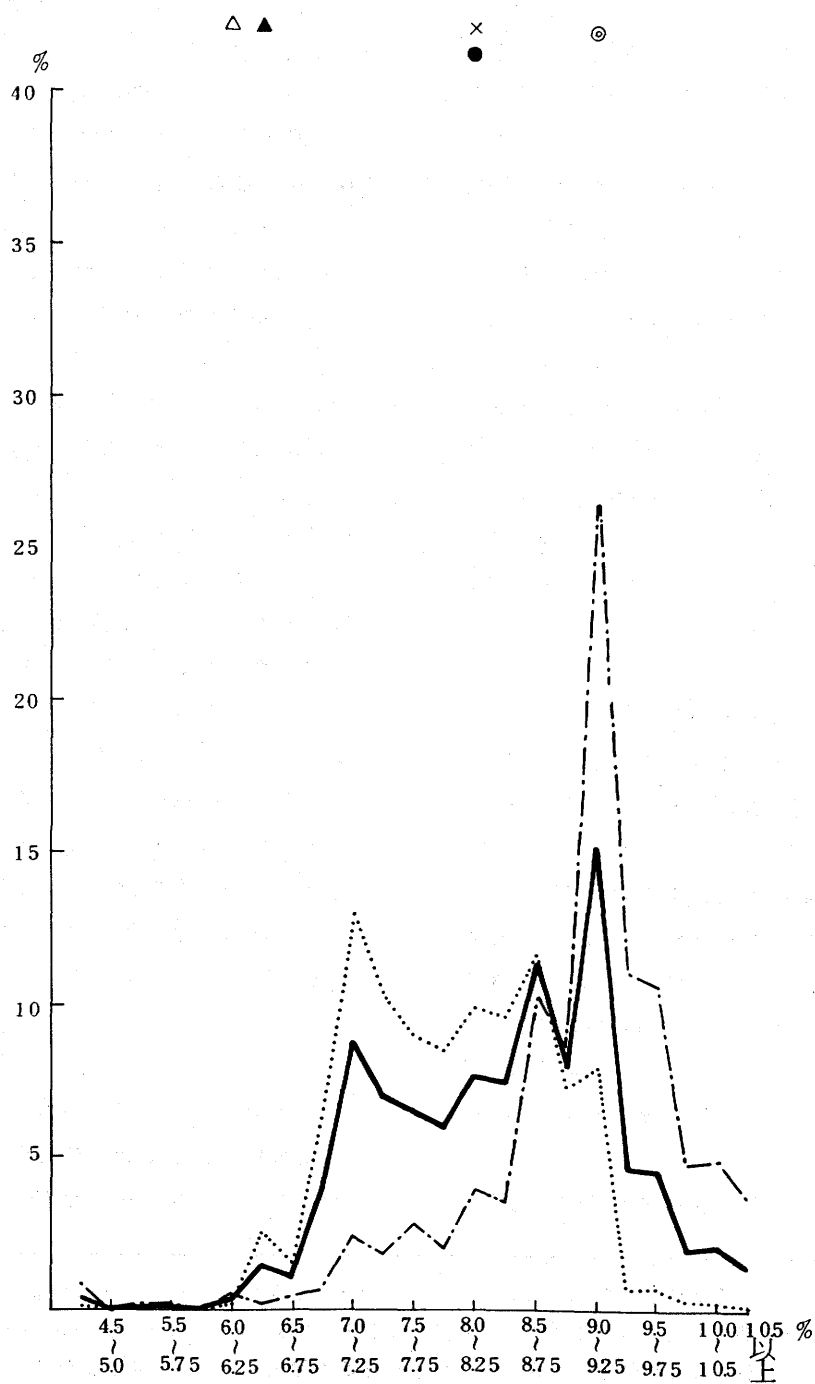
49年9月末
(地 銀)



52年 3 月末
(都 銀)



52年3月末
(地 銀)



わち、同助教授等のいう山は上限値とは一致しておらず、実際には旧自主規制金利の対象となっていない長期貸出金利の分布の山に対応したものである（旧自主規制金利の対象である期間1年未満の短期金利のみをとってみると2つの山は存在しない^(注1)）。

貸出金利の低位硬直性説の「低位」に関する直接的論拠は前述の上限値の存在位のものであるが、「硬直性」つまり金利が需給に応じて伸縮していないとする論拠としては、このほかにもいくつかのものがあげられてきた。以下に4つの例をあげる。そのうちイ、ロ、ハ、はしばしば「低位」であることの傍証としても用いられてきたが、ニ、はむしろ「低位」硬直性を否定し、「上下両方向」への硬直性を主張するために用いられることもある。しかし、これらの主張には程度の差はあれいずれも理論的に納得できない点が残っている。

イ、金利の変動幅と硬直性

わが国の金利の「硬直性」の根拠として金利の変動幅が海外に比べて小さいことがあげられることが多い〔4〕〔5〕〔6〕。しかし、金利の変動幅そのものは多くの要因によって規定されるから、それが小さいことだけで金利の「硬直性」がある、すなわち金利が需給均衡点以外にあると判断することはできない。この点は林原行雄氏によって既に指摘されている〔7〕。すなわち、

『……金利の振幅度合を調べるこ

は、金利が需要曲線と供給曲線の交点にあること、あるいは交点に達する迄の調整速度が速いこととは直接的に結びつかないのではないかということである。

その時々々の需要曲線、供給曲線がどのような形状にあり、どのような動きをしているかについての推定がなければ金利の伸縮性について判断できない。需要曲線、供給曲線の推定は一般に困難であるなら、少なくとも何らかの代理変数（proxy）を用いてその動きを推論することが必要ではないだろうか。……』

ロ、貸出先シェアの変動と硬直性

貸出金利の「硬直性」を間接的に示すものとして貸出先別シェアの変化がしばしば挙げられてきた。その背後には、たとえば金融引締め期における中小企業向け貸出のシェアの低下は金利規制に基づく信用割当によって生ずるとの想定があるように思われる（信用割当については、貝塚啓明教授等〔8〕）。しかし、シェアの変化は需要の変動によるものかも知れず、また仮にそうでないとしても、そもそもシェアの変化から逆に信用割当の存在、ひいては貸出金利の「硬直性」を推論することは「逆は必ずしも真ならず」という意味で説得力に乏しいといえよう。

ハ、貸出金利の公定歩合連動と硬直性

従来から公定歩合で貸出金利を説明した数多くの計測結果が存在する〔1〕〔2〕

（注1）詳しくは〔3〕を参照。ただし、これも表面金利をとった場合のことである点に留意する必要がある。以下本稿では表面金利についてのみ論じており、実効金利についてはexplicitには論じていない。これは実効金利という概念があいまいで測り難いうえ、表面金利に対する金利規制の影響が疑わしいとすれば、実効金利に対する影響はより一層疑わしいと考えられるからである。

〔5〕〔9〕。こうした事実は、貸出金利が公定歩合と制度的に連動した規制金利で、その故に「硬直性」を持っていることの証拠であると考えられてきた。こうした考え方の典型を浜田宏一助教授等の主張にみることができる〔10〕。すなわち

『都市銀行と地方銀行の貸出金利に関する回帰分析の結果は、貸出金利が公定歩合に連動している度合いが強いことを示すので、このような制度的要因で決まってくる金利が、そのまま貸出市場の需給を完全に均等化する可能性は少ないという予想を生まざるを得ないのである。』

しかし、公定歩合と貸出金利が連動しているから、貸出金利が需給を均等化していないと考えることには何ら理論的根拠がない。現実をみても、たとえば米英においても貸出金利は公定歩合に追随して変化している。しかし、これは貸出金利が規制され、硬直的であるからではなく、公定歩合がmoney market金利とほぼ連動し、またmoney market金利と貸出金利との間に裁定関係があることが背景となっている。わが国においても公定歩合と連動する標準金利を適用するか否かは当事者間の交渉に委ねられている。したがって、上記の考え方については理論的にも現実的にももっと突っ込んだ検討が必要かと思われる。

二、コール・レートと貸出金利との関係と硬直性

また、浜田宏一助教授等〔19〕は、貸出金利に左右される貸出の限界収益とコール・レートに左右される貸出の限界コストとの差が金融引締め期に縮小してい

ることを以って、規制に基づく貸出金利の硬直性を推測している。

しかし、こうした考え方もまた、理論的にも現実的にも受入れ難い。何故なら、こうした考え方は超短期のコール取引と中・長期も含んだ貸出との期間の差を無視したものだからである。欧米においてもより短期の金利の変動はより長期の金利の変動に比べて大きく、したがって金融逼迫期には両者の差は縮小（ないし逆転）するのがむしろ普通である。自由な市場でこうした現象が起こることは、金利の期間構造に関する期待理論によって説明されており〔17〕、こうした点からみれば、浜田助教授の指摘する事実はわが国の貸出市場が硬直的でないことの傍証にさえなるといえそうである。この点も林原行雄氏によって既に指摘されている〔7〕。すなわち、

『第二の疑問点は、金利の期間構造（term structure）についてあまり考慮がはらわれていないことである。欧米では金利の期間構造を無視して、金利の変動について議論することは、ほとんど意味のないこととされている。反面、わが国では金利の期間構造についての理論構築に対する貢献は皆無であっただけではなく、金利変動の分析の際に期間構造に考慮をはらうケースが比較的少なかったように思う。前掲の金利の伸縮性についての実証分析でも、金利期間の異なる銀行貸出金利、コール・レート、社債利回り等諸金利の“変動係数”を単純に比較している観があり、期間構造についての考慮が必ずしも十分ではないように思う。』

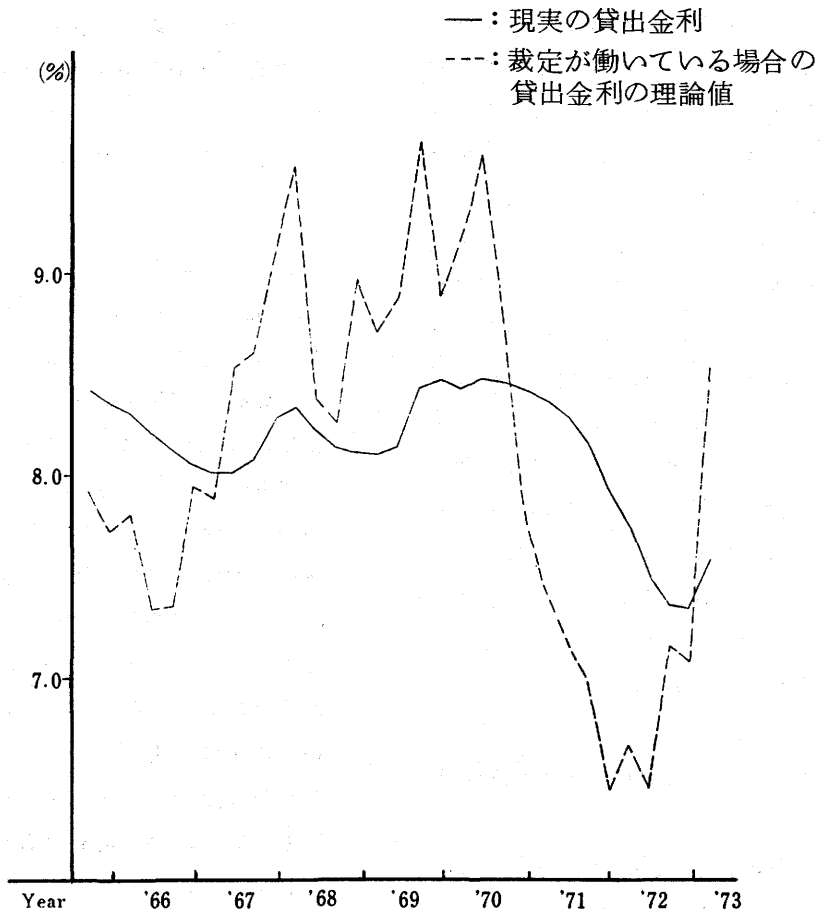
(2) 貸出金利の「上下両方向への硬直性」説
に対する疑問

近年(1)で述べた「金利規制を原因とする貸出金利の低位硬直性」説を否定し、貸出金利の「上下両方向への硬直性」説を主張する例がみられるようになった。

おそらく林原行雄氏の研究〔11〕がその嚆矢といってよいであろう。同氏は金利の期間構造に関する期待理論に基づいてコー

ル・レートの加重平均で貸出金利を説明する期間構造式を推定し、同期間構造式から理論的に導出される「裁定が働いている場合の貸出金利」（第3図点線）と「貸出金利の実際値」（同実線）を対比した。その結果、同氏は「実際値」の方が「理論値」より振幅が小さいことに注目し、貸出金利の「低位硬直性」という一般的認識をexplicitに否定するとともに、貸出金利が上下両方向に「硬直性」を持っていると主張した。

（第3図）林原氏の主張する貸出金利の上下両方向への硬直性



同氏の議論は期間構造を考慮に入れている点、従来のものに比べて理論的にはるかに reasonable であり、その結論も一般的認識のように(1)で述べた事実の推移等と真向から矛盾するようなものではなくなっている。

しかし、同氏の議論にも問題点は残っている。すなわち、同氏が期間構造式の計測に当って貸出先シェアの変動を直ちに信用割当の指標として援用し、^(注2) 裁定が働いている場合の貸出金利の理論値を算定しているのは論理的でないし、また2.で述べるように、期間構造式の説明変数として open market の金利を試みずに、コール・レートのみを用いていきなり結論を出しているのは少なくとも片手落ちである。

上記のように、同氏は期間構造の観点からみてもわが国の貸出金利は「硬直性」を持っているとの結論に到達しているが、上記の問題点を解決したうえで、改めてそうした結論が得られるか否かを検討してみる必要があろう。

最近になって浜田宏一助教授等も貸出金利の「上下両方向への硬直性」を主張した

実証分析を行っている〔10〕。ただし、浜田助教授等は林原氏と異なり、先述のように公定歩合と貸出金利との連動関係から貸出金利の硬直性を推測し、一方コール・レートと貸出金利の間の期間構造の問題を a priori に無視したまま需要・供給両関数を推定し、^(注3) これが良い結果をもたらさないことを理由に、需給均衡の仮説を棄却している。期間構造を無視した点については、貸出のかなりの部分が3ヵ月物であるのでコールとの期間の差は、四半期ベースの実証分析においては、無視しようと考えたとみられないことはない。しかし、仮にこうした考え方があるとしても、わが国の貸出の実態に徴してみると期間構造を a priori に無視することは許されないように思われる。何故なら、確かに貸出約定平均金利を構成する金利のかなりの部分は形式的には3ヵ月前後の短期貸出金利であるが、その多くは世上「短期ころがし」といわれ、実質的には中長期的性格を持っているとされている(メインバンクと系列企業との融資関係がその典型である。また、メインバンクでなくとも協調融資の期毎の融資額の交

(注2) 同氏は現実の貸出金利(R)と裁定が働いている場合の貸出金利 ($R^* = \alpha_0 + \sum \alpha_i r_{t-i}$) との差と信用割当の度合とが線型の関係にあると考えて次式を計測。

$$H_t = \beta_0 + \beta_1 (\alpha_0 + \sum \alpha_i r_{t-i} - R_t)$$

H_t : 貸出先シェア r : コール・レート

R : 貸出金利

(注3) 同助教授等は貸出供給(L^S)関数を計測する際、貸出のコストとして当期のコール・レートのみを考慮している。

$$L^S = a + b \cdot r_L - c \cdot r_c + d \cdot D$$

ただし、 r_L : 貸出約定平均金利

r_c : コール・レート

D : 預金残高

しかし、これは銀行が貸出期間中のコール・レートの変化(期間構造の変化)の可能性を無視して貸出を行っている場合にのみ正しい。

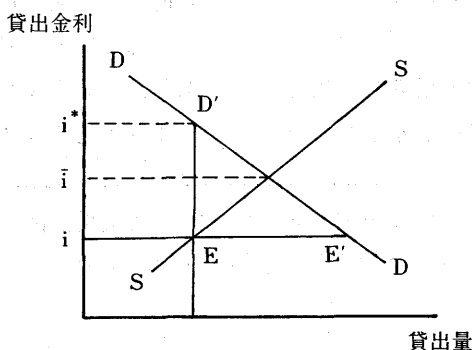
渉は通常純増額について行われており、既応分については当然そのまま「底だまり」となって継続されるものと考えられることが多い)。ところで、形式上短期であっても当事者間に長期的な信頼関係があるときにはその契約は長期契約とみなし得、価格も長期契約的性格を帯びることは、最近 implicit contract の理論[26]において explicit に主張されている。そうだとすると、たとえば貸出約定平均金利は、形式上短期の金利が多く含まれているにもかかわらず、実質的には長期金利の性格が濃厚であると考えられることとなる。したがって、コール・レートと貸出金利との関係を含む関数を定式化する際には、たとえ四半期データによる場合でも林原氏が行った

ように explicit な形で期間構造を定式化し、これを計測してみる必要がある。浜田助教授等の研究はその結論において林原氏を追認する形になっているが、上記の点においてはむしろ林原氏以前に逆戻りする内容となっている。

また、最近の江口・佐和両氏の研究[20]も、実際に実証分析に用いられているモデルでは、「上下両方向への硬直性」を前提として行われたとみてよい。^(注4)

そして、そこでは浜田助教授等の研究において a priori に無視されていた金利の期間構造の問題が、限定された形ながら考慮に入れられているほか、3.で述べる open market の金利の一つである既発債レート^(注5)も考慮に入れられている。

(注4) 両氏は1.(1)で紹介した図において、Eを通る垂線とDD(需要)曲線との交点をD'とすると、D'の縦座標がシャドウ・プライス(i^*)になっているとして、まず i^* を推定し、これを用いてDD関数を計測している。



しかし、その際両氏は i^* を a priori に次式のように定義している。

$$i^* \equiv i - h \times (\text{未充足借入需要})$$

ここで i は現実の貸出金利、 h はパラメーターであるが、この未充足借入需要のプロクシとして企業の資金繰り難易度及び金融機関の貸出態度を示す指標を平均値がゼロとなるようにとっている。したがって i^* は i の上下両サイドに丁度半々に分布することになる。上図から明らかのように、 i^* が i の上方にあるということは i が均衡金利($\bar{i}$)の下方にあり、逆の場合は上方にある。したがって、両氏の実証研究においては、均衡金利($\bar{i}$)が丁度半々の割合で現実の金利(i)の上下に分布していることが、a priori に仮定されていることになる。

しかしながら、不均衡（供給超過）のもとにおける貸手・借手の行動については、浜田助教授等の分析と江口・佐和両氏の分析とは全く異なる、むしろ正反対といってもよい仮定が置かれている。すなわち、浜田助教授等の分析においては dual decision process において通常用いられる voluntary exchange rule の仮定、すなわち、与えられた金利のもとで、需要超過の場合は貸手が、逆に供給超過のもとでは借手が rationing するとの仮定が置かれている。これに対し、江口・佐和両氏の分析においては貸手の提示する金利や貸出額が常に実現すると仮定されているので、貸手は供給超過のもとでも借手に高金利の借入れを強制しうることとなる。^(注6)

金融緩和期には借手の力が強まることは一般に知られており、時には借手が貸手を「逆選別」しているといったことも指摘されてきた。これは浜田助教授等の前提に見合っているようにみえる。一方、同時に金融緩和期には貸手による「押込み融資」が指摘されることもしばしばあった。これは逆に江口・佐和両氏の前提に見合っているようにみえる。

しかしながら、これらはいずれも貸手と借手との間の長期的関係の中における一時

的現象ともみられる。そうであれば、それに見合った分析が必要であろう。いずれにせよ、前提の置き方自体について何等かの説明が必要と思われる。

3. 新たな視点

本章では前章で行った従来の議論の再検討を踏まえ、新たな視点の提出を試みる。ここでは従来の議論の枠組を放棄し、open money market 金利を分析の枠組にとり入れる。

(1) 現先・既発債両市場の分析上の意義——open market 金利

2.で述べた従来の大方の議論に共通することで、実務家（ないし金融の専門家）の目からみてとくに奇異に感じられるのは、40年代前半に急発展した現先・既発債両市場がどこにも姿を現わさないことである。^(注7)^(注8)

現先・既発債両市場は、種々の不完全性はあるにせよ、金融機関のほか機関投資家、企業等も自由に取引に参加できる open money market ^(注9) としての性格を持っている。これはコール・手形市場がインター・バンク市場であるのと対照的である。

(注5) 両氏は貸出のシャドウ金利と電々債市場利回りとの間に次式で表わされるような幾何級数ウェイトの期間構造式が成立していることを a priori に仮定している。

$$i^* = a_0 + a_1(1-\lambda) \sum_{t=0}^{\infty} \lambda^t RS_{t+1} + \varepsilon$$

ただし、RSは電々債市場利回り。

(注6) このほか、両氏は(注4)の式から明らかなように、両氏の主張する「金利規制の影響」がなくなった後は、 $i^* = i$ 、すなわち $h \times (\text{未充足借入需要}) = 0$ になると仮定している。このことは両氏の主張する「金利規制の影響」が除去された後には、企業の資金繰り難易度および金融機関の貸出態度（ないし両者の合計）は一定不変になると考えていることを意味している。両氏はこれらの指標に日本銀行「短期経済観測調査」のサーベイデータを用いているが、「金利規制の影響」が除去されたからといって、一定の回答をする企業のウェイトが景況にかかわらず不変になるとは考えにくい。

ところで、money market が open であるか否かは金融のマクロ的メカニズムを変える。このことはたとえば日銀調査月報〔14〕において次のように論じられている。すなわち、同論文はまず金融政策の効果波及経路を考える場合の枠組として次の4つのパ

ターンをあげている。

money market	市中金利	
	規制なし	規制あり
オープン	A	B
インター・バンク	C	D

〔注7〕 この点に関しても事実の指摘は徐々に行われるようになってきている〔5〕〔12〕〔13〕。しかし、このことが持つ分析上の意味はこれまで少くとも explicit な考察の対象とはなっていなかった。

〔注8〕 企業の資金調達金利としてはこの他に銀行以外の金融機関からの借入金利等も含まれる。そして、このなかには、硬直的といわれたものもあれば、かなり弾力的に変動してきたといわれるものもある。企業の資金調達金利について論ずるためには本来は当然これらも考慮に入れるべきである。本稿でこれらを省略しているのは単に現先・既発債市場をとり上げるのが先決と判断しているからに過ぎない。

〔注9〕 現先・既発債市場の取引状況

(主要15証券会社扱い分、単位 億円)

〔現先市場〕

		51 年 度			52 年 度		
		売 却	買 入	売(Δ)買超	売 却	買 入	売(Δ)買超
銀 行		11,935	12,395	460	24,116	27,063	2,947
うち都 地	銀	3,920	4,127	207	2,555	2,660	105
	銀	1,551	1,517	Δ 34	9,016	9,400	384
農 林 系 統		12,618	12,200	Δ 418	15,131	14,367	Δ 764
相 互 ・ 信 金		8,406	8,024	Δ 382	13,305	13,477	172
生 ・ 損 保		2,938	2,886	Δ 52	6,788	6,960	172
投 資 信 託		29	11	Δ 18	1,569	1,878	309
共 済 組 合		12,714	13,680	966	18,489	19,004	515
事 業 法 人		127,843	131,195	3,352	219,959	222,215	2,256
外 の 他		-	-	-	-	-	-
そ の 他		18,628	18,842	214	48,059	49,013	954
計		195,111	199,233	4,122	347,416	354,477	7,061

〔既発債市場〕

		51 年 度			52 年 度		
		売 却	買 入	売(Δ)買超	売 却	買 入	売(Δ)買超
銀 行		46,438	19,835	Δ26,603	60,132	36,858	Δ23,274
うち都 地	銀	23,943	4,048	Δ19,895	22,435	4,683	Δ17,752
	銀	16,638	7,270	Δ 9,368	20,080	13,914	Δ 6,166
農 林 系 統		16,042	28,054	12,012	40,428	50,675	10,247
相 互 ・ 信 金		15,866	13,317	Δ 2,549	32,194	28,758	Δ 3,436
生 ・ 損 保		4,489	3,122	Δ 1,367	8,036	8,080	44
投 資 信 託		13,255	16,670	3,415	20,611	24,389	3,778
共 済 組 合		2,195	5,858	3,663	6,040	8,667	2,627
事 業 法 人		15,544	24,274	8,730	58,494	56,262	Δ 2,232
外 の 他		46,806	48,503	1,697	88,357	92,967	4,610
計		160,635	159,633	Δ 1,002	314,292	306,656	Δ 7,636

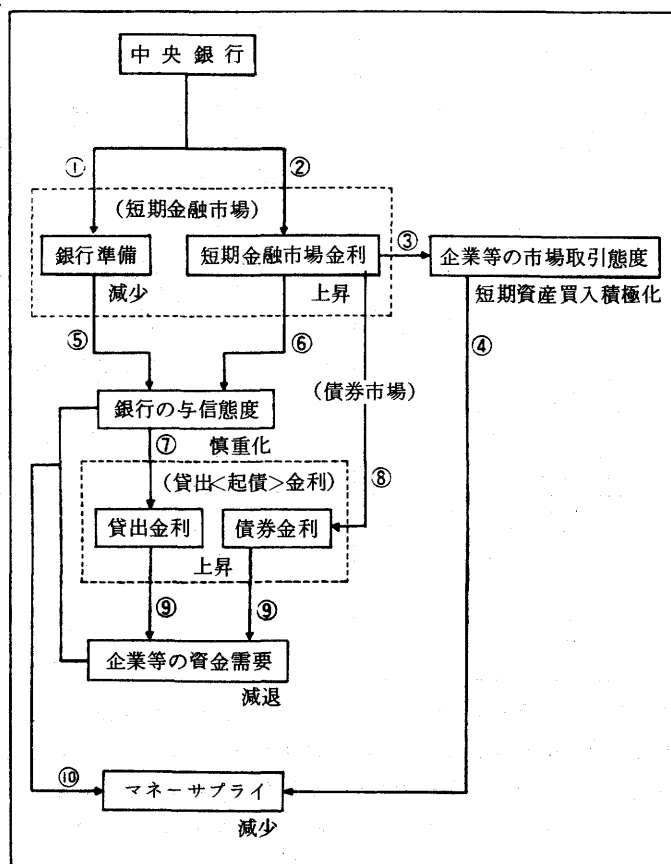
money market がインター・バンク である場合（C、D型）には、金融取引の場がmoney marketと企業等の金融の場とに分断され、money marketの金利は銀行のコスト要因として企業金融に間接的な影響を持つに過ぎない（この点については、money marketがopenである場合（A、B型）にも、その一部にインター・バンク市場があれば、その金利については同じことが成立つ）。一方、money marketがopenである場合（A、B型）にはmoney

market が直接企業等の金融の一環として登場し、企業等はmoney market金利と貸出金利との間で直接裁定を行いうることになる。
(注10)

money marketがopenであるかどうかによって金融のマクロ的メカニズムは変わるものであるから、当然分析のための枠組も変ってこなければならない。従来のが国の金利機能論議はわが国が上記論文の分類にいうD型であることをa prioriに仮定し、その結果インター・バンク市場

(注10) 同論文ではパターンの違いに応じて金融のメカニズムが次図のように変わるとしている。

米・英における金融政策の効果波及経路(売オペの場合)…A型に相当



の金利と貸出金利とに分析を集中してきた。一方、たとえば米国では、同国がA型であることを前提に、open market金利(TBレート等)が分析の中心にすえられてきた。このことはたとえば米国の金融政策立案の参考として実用されてきた米国連銀モデルに典型的にあらわれている。

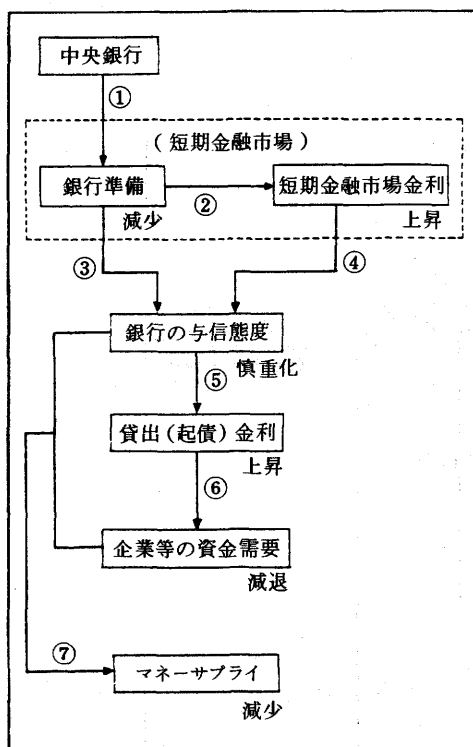
以上のような、open marketのもつ分析上の意義の重要性に徴してみると、40年代以降の日本の金利機能の分析において現先・既発債両市場の発展をa prioriに無視

し続けることは方法論として客観性を欠き、基本的な判断に誤りを生じる惧れがあることが明らかである。少なくとも現先・既発債両市場と他市場との裁定関係等について実証的な分析を行い、A、B型のメカニズムの有無について具体的に検証してみる必要がある。^(注11)

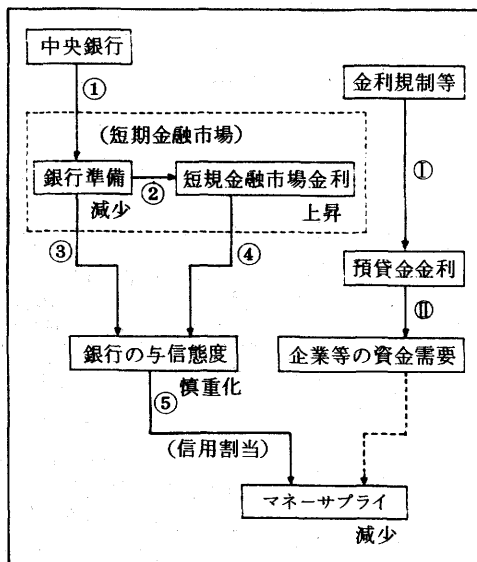
(2) 現先・既発債レートと貸出金利との間の裁定関係

そこで以下では、現先・既発債レートと

西ドイツにおける金融政策の効果波及経路
(準備率引上げの場合)…C型に相当



預貸金利自由化以前の西ドイツおよび現在のフランスにおける金融政策の効果波及経路
(準備率引上げの場合)…D型に相当



(注11) わが国がD型であるとの観念を定着させる原因となったのは鈴木淑夫氏の著作〔4〕である。ただし、そこでの同氏の主張の趣旨は金利の低位硬直性を強調することではなく、むしろ30年代のわが国の金融を全て金利の「低位硬直性」で割り切ろうとする論議に対して、30年代のわが国がD型であることを主張することにより、当時の「金融専門家の常識」を理論化し、安易な低位硬直性論議を批判しようとする点にあったと思われる。

さらに同氏は、もし国債がopen marketで売買されるようになれば、わが国の金融メカニズム

貸出金利との間にどのような裁定関係があるのかを検討する。^(注12) その結果を総合して

みると、わが国においても open money market^(注13) 金利と貸出金利との間に裁定関係が存在するとの仮説はかなりの妥当性を持っていることがわかる。

イ、期間構造式の推定による裁定関係の検証

以下では、貸出金利が open market 金利である現先・既発債レートからの裁定を通ずる波及関係によって決まっていると

ムが純粋な D 型から離れ、A、B 型のメカニズムを持つに至ることを明示している〔15〕（下表参照）。同氏の分析は「国債」を「現先・既発債」と読みかえてもほとんどそのまま成立する（ただし、現先・既発債の非金融部門の保有者は「家計」ではなく「企業」である）。

したがって、同氏の主張の趣旨を今日において生かすためには、従来の論議のように同氏の枠組を墨守しながらその中であれこれ修正を加えるのではなく、40 年代以降の「金融専門家の常識」に対応しうる枠組は何かについて正面から考えるべきではないかと思われる。

鈴木淑夫氏の図式

日本経済の単純化されたマネーフロー勘定（ストック表）

〈その1 国債発行以前〉

	日本銀行	政府	都市銀行	その他銀行	企業	家計	合計
現金 (high-powered money)	-M		+M ₁	+M ₂		+M _h	0
預金			-D ₁	-D ₂	+D _b	+D _h	0
日銀貸出	+C		-C ₁				0
コール・ローン			-C ₁	+C ₁			0
貸し出し			+L ₁	+L ₂	-L _b		0
実物資産		+K _g			+K _b		K _g +K _b
合計	0	K _g =S _g	0	0	D _b +K _b -L _b =S _b	M _h +D _h =S _h	K _g +K _b =S _g +S _b +S _h

注1) プラスは資産、マイナスは負債を表わす。

2) 現金は M、預金は D、日銀貸出（買戻し条件付き債券買入れを含む）は C、コール・ローン（金融機関貸付金を含む）は C₁、貸出（事業債消化を含む）は L、実物資産は K、貯蓄残高は S、でそれぞれ表わされている。いずれも名目値。

3) 添え字については、g は政府部門、1 は都市銀行、2 はその他銀行（信用創造機能を有する金融機関。したがって、相互、信金、信組、農中系統機関を含む）。b は企業部門、h は家計、のそれぞれの保有資産、負債、貯蓄を表わす。

〈その2 国債発行を含む〉

	日本銀行	政府	都市銀行	その他銀行	企業	家計	合計
現金 (high-powered money)	-M		+M ₁	+M ₂		+M _h	0
預金			-D ₁	-D ₂	+D _b	+D _h	0
日銀貸し出し	+C		-C ₁				0
コール・ローン			-C ₁	+C ₁			0
貸し出し			+L ₁	+L ₂	-L _b		0
国債	+B	-B _g	+B ₁	+B ₂		+B _h	0
実物資産		+K _g			+K _b		K _g +K _b
合計	0	K _g -B _g =S _g	0	0	D _b +K _b -L _b =S _b	M _h +D _h +B _h =S _h	K _g +K _b =S _g +S _b +S _h

注) 符号は〈その1〉と同じ。ただし、新たに加わった国債は B で表わす。

みなしうるか否かをチェックする手段として、まずこれら金利相互間の期間構造式を推定してみた。推定の結果、下記の^(注14)如く reasonable な推定式が得られた。

期間構造式の定式化は基本的には Modigliani, F. and Shiller, R. [17] に基づく(これは連銀モデルで用いられているものと同じ)。すなわち、

$$R_t = a + \sum_{i=0}^n w_i r_{t-i}$$

(ただし、 R は長期金利、 r は短期金利、 n は有限値、 w_i はラグ・パラメーター) または、上式に流動性プレミアムの変動要因を示す proxy として最近の短期金利の標準偏差を付加した

$$R_t = a + \sum_{i=0}^n w_i r_{t-i} + b S_t$$

$$\left(\text{ただし、} S_t = \left[8 \sum_{i=1}^8 r_{t-i}^2 - \left(\sum_{i=1}^8 r_{t-i} \right)^2 \right] / 64 \right)$$

を用いて計測した。

具体的には次の4式に対し、Shiller^(注15) lag を適用する。

$$R B = f(R G) \cdots \cdots E 1.$$

$$R D = f(R B) \cdots \cdots E 2.$$

$$R L = f(R D, S) \cdots \cdots E 3.$$

$$R L = f(R G, S) \cdots \cdots E 4.$$

ただし、 $R G$; 現先レート(6か月物)
 $R B$; 金融債利回り(残存2.5年)、 $R D$; 電々債利回り(最長期物)、 $R L$; 貸出約定金利(全銀ベース)

計測期間は現先・既発債市場がほぼ形を整えたと思われる時期(43年3期)から最近の不況の初期(51年4期)までを選んだ。

計測結果の概要および分布ラグ・パターンは、第1表および第4図のとおり。

ロ、波及関係からみた裁定関係の性格

イ、では期間構造式を推定することによって、現先・既発債レートと貸出金利との間に裁定関係があるとみなしうることを述べた。以下ではその裁定関係の性格をより詳しくみるために、これら金利相互間の波及関係を調べてみることにする。

(注12) このことはもちろんインター・バンク金利と他の金利との間の裁定関係を無視してよいといったことを主張するものではない。たとえば open market の金利とインター・バンク金利の間には当然種々の関係があると考えられる。こうした点を明らかにすることによって open market の金利自体がどのようにして決まるのかといった問題にもヒントを得ることができよう。こうした点の検討は今後の課題である。

(注13) ここでいう裁定関係とは、金利が主として裁定関係によって決まっていることを指しており、全ての人々が全ての市場に自由に参入している状況を指しているわけではない。

(注14) ただし、総じて推定式のダービン・ワトソン比(D. W.)は低い。この点は(注1)で断ったように実効金利をとらずに便宜的に表面金利を用いたことが影響しているかもしれない。いずれにせよこの点の検討は今後の課題である。

(注15) 金利の期間構造式を計測するには、分布ラグを用いる必要があるが、分布ラグ・パターンの推定方法については、これまで、①分布ラグ・パターンについてあらかじめ一定次数の多項式とラグ期間を与えて、その係数パラメータを推定する方法(S. Almon [27] 参照)あるいは、②分布ラグ・パターンが、ある一定の割合で幾何級数的に減少すると仮定し、その比率を推定する方

(第1表) 金利の期間構造式

計測期間: 68/III-76/IV

推計式	推計方法	ラグ 期間	変 数 (単位%)		パ ラ メ ー タ				$\bar{R}^2$	$\bar{S}$	D.W.
			長 期 金 利	短 期 金 利	定 数 項	短 期 金 利		短期金利 標準偏差			
						当 期	ラグ期計				
E1	Shiller lag k = 12	4	RB	RG	3.9786 (13.91)	0.2979 (6.36)	0.2389	—	0.9257	0.4263	0.8357
E2	" k = 16	11	RD	RB	1.1419 (1.59)	1.0021 (16.34)	-0.1003	—	0.9518	0.2706	1.0470
E3	" k = 18	7	RL	RD	1.7129 (4.54)	0.1439 (2.98)	0.4801	0.7880 (9.34)	0.9505	0.1762	0.6965
E4	" k = 14	8	RL	RG	5.0658 (27.34)	0.0795 (4.97)	0.2105	0.1421 (4.27)	0.9660	0.1461	0.7655

(注) かっこ内はt値

波及関係の検証にあたってはSims' test を用いた。これはたとえばT. Sargent [16] がラグをともなう金利相互間の波及関係についてC. W. J. Granger [21] やC. Sims [22]のcausality

に関するテストを用いて検証しているの(注16) になつたものである。

Sims' testの実施にあたっては、これに先立ちデータに所要のフィルターを施したうえ[24]、相互に regression を

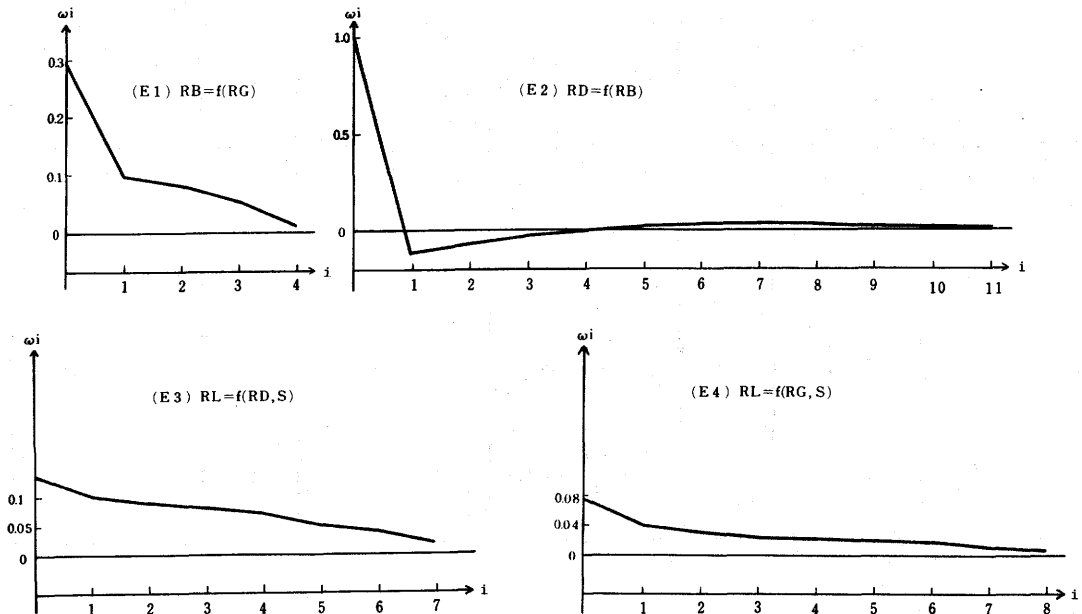
法(L. M. Koyck [28] 参照)等が一般的なものとして、しばしば利用されてきた。これらの手法には各々その得失はあるが、総じて感じられることは、それらが採用している仮定そのものがきわめて制約的であり、どうしても恣意性や非現実性を免れないという点である。また、仮定が過度に制約的であることの技術的帰結として、これらの推定方法による推定結果は総じて不安定であり、たとえばデータ期間を1期変えただけで全く異なる形のラグ・パターンが計測されるといったことがしばしば生ずる。

これに対して最近、R. J. Shillerは「ラグ・パターンに極端なざざざが少なく、ラグ・ウェイトは比較的なめらかに変化する」という仮説を設定し、この仮説をa prioriな情報として使用して分布ラグ・パターンを推定する方法(Bayesian estimation procedure の一種)を開発した(R. J. Shiller [29] 参照)。この新しい手法(いわゆるShiller lag)は、これまでの分布ラグの推定方法に比べ、ラグ・パターンやラグ期間に対する恣意性が入りにくく、より現実性の高いものとされている(なお、Shiller lagについては[23]参照)。

(注16) Sims' test の考え方については[22]参照。

その基礎にあるのはC. W. J. GrangerのCausalityに関する理論[21]である。わが国への適用の例としては[23]参照。

(第4図) 期間構造式の分布ラグ・パターン (I)



行い、回帰式全体の統計的有意性を F -test によって検証する(第2表参照)。その結果統計的有意性が高いと判定された諸金利間の関係の中から次のものについて、実際に Sims' test を実施した。

- ① $RG-RB$ ② $RB-RD$
③ $RD-RL$

チェックのために、④ $RG-RL$

その結果を整理(第3表)すると次のとおりであるが、金利相互間に unidirectional causality が認められる。

- ① 現先レート(RG)と金融債利回り(RB)

有意水準 5% において、金融債利回りの将来値の現先レートの現在値に対する説明力は有意だが、逆に現先レートの将来値の金融債利回りの現在値に対する説明力は有意性に乏しい(この間、現先レートの現在・過去値の金融債利回りの現

在値に対する説明力は有意)。

したがって、現先レート→金融債利回りという一方方向の波及関係が認められる。

- ② 金融債利回り(RB)と電々債利回り(RD)

有意水準 10% において、①と同様、金融債利回り→電々債利回りという一方方向の波及関係がみいだされる。

- ③ 電々債利回り(RD)と貸出約定金利(RL)

有意水準 5% において、電々債利回り→貸出約定金利という一方方向の波及関係が検出される。

- ④ 現先レート(RG)と貸出約定金利(RL)

③と同様、有意水準 5% で、現先レート→貸出約定金利という一方方向の波及関係が認められる。

(第2表) 推定結果の有意性 (F - test)

		説 明 変 数							
		R G		R B		R D		R L	
		with future	without future	with future	without future	with future	without future	with future	without future
被 説 明 変 数	R G	n.a.	n.a.	① 10.537*	6.155*	5.292*	4.571*	④ 5.260*	2.192
	R B	① 2.896*	6.019*	n.a.	n.a.	② 15.389*	20.722*	⑤ 3.465*	2,764*
	R D	1.666	3.275*	② 9.586*	13.980*	n.a.	n.a.	③ 2.921*	2.090
	R L	④ 6.142*	9.673*	⑤ 7.142*	5.234*	③ 5.442*	6.808*	n.a.	n.a.

(有意水準) :

F (9 , 20) [with future lag のケース] : F 0.05=2.393

推定期間 : 68/Ⅲ - 75/Ⅳ

F (5 , 24) [withot future lag のケース] : F 0.05=2.621

* : 5%水準で有意

上記の結果は、観測期間中においては、
現先・既発債レートと貸出約定平均金利
との間の裁定は、現先・既発債レートの
変動に貸出約定平均金利がラグをともし
ないながら、追随するというかたちで行わ
れてきたことを意味している。
(注17)

ただし、上記の実証分析でとりあげた
金利のうち貸出約定平均金利には短期貸
出金利だけでなく、長期貸出（期間1年
以上）金利が含まれている。そして、長
期金利には当期（四半期）に行われた貸
出（新規貸出）の金利だけでなく、過去
に行われた貸出（既往貸出）の金利が含

まれている。したがって、貸出約定平均
金利の変動が open money market 金利
（現先・既発債金利）に比べてラグを持
つとの結果が出たのは、既往の長期貸出
の金利が改訂されずに残っていることか
らも生じうる。もっとも、4つの金利の
間に各々 unidirectional causality が
みられ、その最後に貸出約定平均金利が
位置していること等からみて、貸出約定
平均金利の変動の遅れが単に統計技術上
の理由にのみ基づくものとはみなし難い。

なお、こうした疑問に対する一つのチ
ェックとして、R Lを形式長期の貸出金

(注17) その理由については今後の課題である。なお、上記の結果は、イ、の期間構造式の推定におい
て、貸出金利（ないし比較的長期的性格を持つ金利）を被説明変数としたことの統計的妥当性を
も示している。

(第3表) 金利相互間の波及関係

— Sims' test による検証 —

	将来値の F 値	(参考) 過去・現在値の F 値
① RG - RB		
RG on RB	7.578**	6.155**
RB on RG	0.109	6.019**
② RB - RD		
RB on RD	2.453*	20.722**
RD on RB	1.791	13.980**
③ RD - RL		
RD on RL	3.062**	2.090
RL on RD	2.130	6.808**
④ RG - RL		
RG on RL	6.558**	2.192*
RL on RG	1.241	9.673**
自 由 度	F (4, 20)	F (5, 24)
5 % 有意水準	2.866	2.621
10 % "	2.249	2.103

テスト期間：68/Ⅲ-75/Ⅳ

* : 5%水準で有意

* : 10% "

利 (RLS) と形式短期の貸出金利 (RLL) とに分け、両者の間に Sims' test を適用してみた (第4表)。その結果、有意水準 5% において、両者の間に有意な波及関係は認められなかった。推定結果をみると、過去・現在値のうちくに現在値の説明力が極めて高いことから判断して、両者はほとんど同時に変動し

てきたといえよう。また、RLL および RLS 各々と電々債利回り (RD)、現先レート (RG) との間の波及関係をも調べてみた。その結果、RLL だけでなく、RLS についても分割まえの貸出約定金利と同様、有意水準 5% で、現先・既発債レート→貸出約定金利という一方方向の波及関係が認められた。したがっ

(第4表) 現先・既発債レートと長・短貸出約定金利間の波及関係

—Sims' test による検証—

	将来値の F 値	(参考) 過去・現在 値の F 値
RLS - RLL		
RLS on RLL	0.949	42.590**
RLL on RLS	0.826	35.680**
RD - RLS		
RD on RLS	4.340**	1.347
RLS on RD	0.686	7.933**
RD - RLL		
RD on RLL	4.434**	1.064
RLL on RD	0.344	6.147**
RG - RLS		
RG on RLS	14.775**	0.638
RLS on RG	0.683	6.371**
RG - RLL		
RG on RLL	9.627**	0.527
RLL on RG	0.492	4.903**
自 由 度	F (4, 20)	F (5, 24)
5 % 有意水準	2.866	2.621
10 % "	2.249	2.103

テスト期間：68/Ⅲ-75/Ⅳ

**：5%水準で有意

*：10% "

て、貸出約定平均金利が長期金利を含むことによって、その性格を大きく変えているとは思われない。

ハ、通貨需要関数によるチェック

上記のような金利相互間の裁定関係をより広い視野からチェックするための一手段として、現先レートと貸出金利を各

々説明変数とする二つの通貨需要関数を計測してみた。その結果は第5表の通りである。

これから次のようなことがいえよう。第1に、現先金利を説明変数とする通貨需要関数はかなり良好な結果を得ており、このことは(1)で示唆したように、現先金利が欧米の open money market 金利に

(注18)

第5表 2つの通貨需要関数の計測結果

(計測期間; 69 / III - 76 / IV)

① 説明変数に現先金利 (RG) を含む式

$$\ln M2 / = .2399 \ln GNP / - .0529 \ln RG + .7960 \ln M2 / -1$$

(5.67) (9.03) (20.90)

(注19)

$$\bar{R}^2 = .998 \quad S = .008 \quad D.W. = 2.12 \quad \rho = .278$$

長期弾力性; 所得弾力性 = 1.176、利子弾力性 = -.259

② 説明変数に貸出金利 (RL) を含む式

$$\ln M2 / = .5845 \ln GNP / - .1440 \ln RL + .5035 \ln M2 / -1$$

(4.87) (2.50) (4.77)

$$\bar{R}^2 = .996 \quad S = .011 \quad D.W. = 1.95 \quad \rho = .855$$

長期弾力性; 所得弾力性 = 1.177、利子弾力性 = -.290

ただし、M2/ は M2 残高 (季調後) を GNP デフレーターで実質化。

GNP/ は実質 GNP。両者は単位10億円。RL、RGは単位%。

$\bar{R}^2$ は自由度修正後重相関係数、S は標準偏差、D.W. はダービン・ワトソン比。

ある程度相当する動きをしており、短期的な資金の需給状態をよく反映していることを示している。第2に、貸出金利を説明変数とする通貨需要関数も、説明変数のパラメータはかなり reasonable な結果となっている。これは現先金利を説明変数とする通貨需要関数の良好な結果と、Ⅰ、の期間構造式とから当然予想される結果であり、両式の妥当性を傍証するものといえる。ただし、 ρ は .855 ときわめ

て高い。これもまたロ、の波及関係から当然予想される結果であり、ロ、を傍証するものといえる。

貸出金利で通貨需要の変動を説明しようとすることは、いわば時間的に後から変化するもので先に変化するものを説明しようすることに等しく、これが ρ がきわめて高く、説明変数の説明力が弱いという結果と対応しているのである ((注19) 参照)。

(注18) 通貨需要関数の定式化には種々あるが、first approach として試みに S. Goldfeld のサーベイ [29] の冒頭に現れる最も classic な定式に基づいて計測したところ、説明変数に現先金利を用いればかなり良好な結果を得ることが判明したので、これを掲載した。

(注19) 推定に当っては Cockrane-Orcutt 法を用いた。これは説明変数による推定値とデータとの間に一次の系列相関があるものと仮定したうえで、パラメーターを推定* するもので、 ρ は一期前

(3) 観測された事実の整合的解釈とその
implication — policy rule の役割—

(2)で明らかなように、貸出金利は現先・既発債レートからの裁定に基づく波及関係によって決まっているとみなしうる。しかし、同時に従来からいわれているように、貸出金利が公定歩合にラグをともないながら追隨するかたちで変動していることもまた事実である。こうした2つの観測された事実は一見相互に相容れないようにみえるかも知れない。しかし、実務家（ないし金融専門家）にとってこれは逆にむしろ当然のことのように感じられるであろう。従来わが国の金融政策の運営に当っては、公定歩合の変更と他の政策手段（オペ等）による資金の需給調整とを整合的に行うという方式がとられてきたからである。

このような方式は継続的に繰り返されてきたもの（policy rule）であって、そこには次のようなメカニズムが働いてきたと考えられる。たとえば、公定歩合の引下げが行われると、人々は金融が一般的に（ないし基調的に）緩和するのだと思い、「公定歩合も下がったことだし」といった言い方で早晚貸出金利の引き下げに合意するといった過程が繰り返されてきた（従来公定歩合の「アナウンスメント効果」といわれているものもこうしたことと関連が深い）。こうしたことが繰り返されてきた背景には、人々が公定歩

合の変更を一般的な資金需給関係の変化を確認するための目途として行動すれば、誤りを犯さないと思っているという事実がある（もし、人々が公定歩合が下がっても、それを金融の状況の目途とすることは誤りではないかと疑ったとすると、「公定歩合が下がったのだから」といって貸出金利の引下げに合意が成立するかどうかわからなくなる）。わが国で人々が公定歩合の変更を一般的な需給関係の確認のための目途として行動して誤りないと思っているのは、政策当局が公定歩合操作と同時に金融の需給を変えるような政策を合わせてとり、人々の行動が結果として正しくなるようにしてきたからである。もし、公定歩合を下げると同時に資金の需給を逼迫化するような逆方向の政策がとられたとすると、その経験にこりた人々は以後公定歩合の変更という情報に依存することをやめるであろう。

policy rule とこれに対する（意識的なないし無意識的な）人々の期待によって経済のメカニズムが規定されることを重視する考え方は実務家（ないし金融専門家）に特有のものではなく、経済理論においても近年きわめて盛んである。たとえば rational expectation の理論〔18〕においては、政策の効果は人々が policy rule を読み、これを織り込んで先行きに対する期待や現状認識を形成しているか否かによって変わることが主張される。わが国においては政策

の誤差が今期の被説明変数の値にどのように持ち越されるかを示す（ゼロに近ければ小さく、±1に近ければ大きい）。 ρ が大きいことは被説明変数の変動が説明変数によって説明しきれていないことを意味している。

* $Y = a + bX + u$ にかえて、

$Y = a + bX + \rho u_{t-1} + u$ とし、 ρ に逐次値を与えて、 a 、 b を推定し、フィットのよいものを選択。

当局が上記のような policy rule にしたがうことにより、公定歩合を目途とすることに対する期待が realize され、その結果そうした policy rule に対する期待も確立した状態、すなわち「期待の均衡」が成立している^(注20)と考えることができる。

以上述べてきたように、policy rule とこれに対する人々の期待を重視する立場にたつと、貸出金利が、現先・既発債金利からの裁定に基づく波及関係で決まり（需給の均衡点に金利が決まり）ながら、同時に公定歩合とかなり連動していることを矛盾なく、整合的に理解することができる。したがって、日本の貸出金利の特徴として直ちに規制による硬直性を論ずるといった議論（貸出金利の「低位」硬直説はもちろん、上下両方向への「硬直性」説も含めて）は、上記の「期待の均衡」仮説を破る理論的仮説ないし事実が提出されない限り、首肯し

^(注21)^(注22)

難い。また仮にそうした仮説ないし事実が提出されたとしても、今後の論議は少なくとも上記の policy rule とそれに対する人々の期待を explicit に考慮したものでなければならないことは明白である。

なお、このことは単に貸出金利の硬直性を巡る議論ばかりでなく、およそ政策に関連あることがら全てを考える場合に重大な意味をもつ。たとえば、わが国では複合的な手段による政策全体の効果を測定ないし予測するにはまず個々の政策手段の効果を測定ないし予測し、これを合算すればよい、といった考え方が支配的であった。しかし、policy rule とこれに対する人々の期待の効果を考慮に入れば、policy の組み合わせの変化は全体としての政策効果を変えてしまうのであり、上記のような積み木細工的発想ではわが国の金融経済を分析することはできないといえよう。^(注23)

(注20) 通常 rational expectation の議論において policy rule というときには、上記のような政策手段の組み合わせ方を指しているわけではない。しかし、議論の本質に変わりはない。また、「期待の均衡」という言葉は R. Shiller [18] の用語に基づく。すなわち、彼は人々が policy rule を十分に習得し、人々の期待が realize するようになった状態のことを “rational expectations equilibrium” と呼んでいる。

(注21) 貸出金利には金利規制の影響は認め難いということは、もちろんわが国の金利が全体として自由だということを意味しない。むしろ、貸出金利がそれ自体に対する規制（たとえば上限規制）によって硬直的なのではないとすると、他の金利（たとえば預金金利等）に対する規制が貸出金利に及ぼす影響について検討することが必要であろう。

(注22) また、われわれはこうしたマクロ的仮説を主張するからといって、いわゆる「信用割当」に関する研究を軽視してよいとは考えていない。むしろ従来わが国における「信用割当」に関する議論は、金利規制との関連に限定されてきたきらいがあり、もっと正面から規制がない場合も含めた「信用割当」の分析（例えば貸出市場の特性との関連）を行う必要がある（これについては [30] 参照）。ただし、いまのところこうした点についてのミクロ的基礎をふまえたマクロ理論は存在しないとあってよいであろう。この点は今後の課題である。

(注23) 従来こうした点を考慮に入れぬまま、各種の政策手段を外生変数とする大型計量モデルのシミュレーションによって個々の金融政策手段やその各種組み合わせの効果を測定するといったことが、とかく理論的な方法であるとされる場合が多かった。しかし、policy およびその組み合わせの変化と

4. おわりに

本稿においては、わが国における貸出金利の決定を巡る従来の事実認識や分析の枠組に対して全面的に批判を加え、これとは異なる新しい視点を提出してきた。しかし、このことはもちろん本稿が何らかの definitive な枠組を提出しているといったことを意味しない。むしろ、本稿の具体的な分析は、全体のイメージ作りに役立つと思われる、基本的な事実のチェックに集中して

いるともいえ、その意味で、本稿における具体的な分析は当然 tentative なものであり、今後とも各方面からの批判、反論をいただきたい。

なお、すでに指摘したように policy rule が変化すれば当然金融のメカニズムは大きく影響を受けるわけであり、本稿における事実関係の分析は policy rule が変^(注24)わらない場合に限って有効である点にも留意する必要がある。

以 上

(53年6月)

【参 照 文 献】

- 〔1〕 「日本銀行計量経済モデル」、日銀「調査月報」昭和47年9月号所収
- 〔2〕 浜田宏一・石山行忠・岩田一政「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——」、経済企画庁経済研究所「経済分析」'76年3月号所収
- 〔3〕 南波駿太郎「わが国における貸出金利の構造——浜田論文の批判的再検討」、日本銀行特別研究室デイスカッション・ペーパー、昭和53年2月28日
- 〔4〕 鈴木淑夫「金融政策の効果」昭和41年
- 〔5〕 「わが国における金利弾力化の歩み」、日銀「調査月報」昭和52年7月号所収
- 〔6〕 経済企画庁「昭和49年度年次経済報告」
- 〔7〕 林原行雄「金利の伸縮性について」、経済企画庁「ESP」'78年3月号所収
- 〔8〕 貝塚啓明・小野寺弘夫「信用割当について」、「経済研究」'74年1月号所収
- 〔9〕 「わが国における諸金利の変動について」、日銀「調査月報」昭和48年5月号所収
- 〔10〕 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」'77年7月号所収
- 〔11〕 Rimbara, Y., and Santamero, A., "A Study of Credit Rationing in Japan", in International Economic Review, '76/10

これに対する人々の反応を十分に組み込んでいないモデルに依存して政策判断を行うとすれば、政策の効果を読み違う危険がある。

(注24) 最近、預金金利や国債金利の硬直化に関連して policy rule の変化を主張する向きもみられるが〔31〕、そうだとすればわが国の金融のメカニズムも大きな影響を受けざるを得ない。

- [12] 鈴木淑夫「現代日本金融論」昭和49年
- [13] 日本銀行調査局「わが国の金融制度」昭和51年12月
- [14] 「欧米諸国におけるマネーサプライのコントロールと金利機能」、日銀「調査月報」昭和51年4月号所収
- [15] 鈴木淑夫「国債発行と金融政策の効果」、日経新聞・日経センター双書13、館龍一郎・小宮隆太郎・鈴木淑夫編「国債管理と金融政策」所収、昭和43年
- [16] Sargent, T., "Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates", in *Journal of Money, Credit and Banking*, '72/2
- [17] Modigliani, F. and Shiller, R., "Inflation, Rational Expections and the Term Structure of Interest Rates" in *Economica*, '73/2
- [18] Shiller, R., "Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models", in *Journal of Monetary Economics*, '78/4
- [19] 浜田宏一・岩田一政・石山行忠「金融政策と銀行行動」、経済企画庁経済研究所「経済分析」'75年7月号所収
- [20] 江口英一・佐和良作「わが国における通貨需要関数の計測」本研究資料第1号(54/1)所収
- [21] C. W. J. Granger, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", in *Econometrica* '69/7
- [22] C. A. Sims, "Money, Income and Causality", in *American Economic Review* '72/9
- [23] 折谷吉治「マネーサプライおよび財政支出と名目GNPの関係について——日本経済におけるマネタリスト仮説の検証」本研究資料第1号(54/1)所収
- [24] Nerlove, M., "Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures", in *Econometrica* '73/7
- [25] Chow, G. C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, '60/7
- [26] Azariadis, C., "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria", in *Journal of Political Economy*, '75/12
- [27] Almon, S., "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures", *Econometrica*, '65/1
- [28] Koyck, L. W., *Distributed Lags and Investment Analysis*, 1954
- [29] Shiller, R., "A Distributed Lag Estimator derived from Smoothness Priors", *Econometrica*, '73/6
- [30] 黒田 巖「金融制度分析の理論的枠組——asymmetric informationの理論と金融制度」本研究資料所収
- [31] 中島将隆「いわゆる“金利体系”について」、大阪証券経済研究所、証券レポート954、昭和53年