

Title	コール市場と日本銀行信用の受動性
Sub Title	Call money market and 'defensive' behavior of the Bank of Japan
Author	山田, 健
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1982
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.75, No.5 (1982. 10) ,p.753(93)- 775(115)
JaLC DOI	10.14991/001.19821001-0093
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19821001-0093

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

コール市場と日本銀行信用の受動性*

山 田 健

1. 序

わが国金融政策の効果伝播経路として、コール・手形市場が重要な役割を果たしているというこ
とは、日本銀行当局やその関係者をはじめ多くの人々によって認められている。とりわけ、鈴木
[1966]、[1974]は、コール・手形市場における金利の変動が、銀行行動に影響を与える金融政策
の効果伝播を強調したものであり、注目に値する。

さて、鈴木氏をはじめとして、コール・手形市場を金融政策の波及経路として重視する一連の議
論では、コール・手形レートが需給の動きに対し、自由且つ敏感に変動することが暗黙の了解事項
となっている。ところが、コール・手形市場で金利の決定に「建値制」が採用されていた時期を観
察して見ると、かならずしもコール・手形レートが自由に変動していたとは思えない。

ここからひとつの問題点として、次のようなことが考えられる。たとえば、コール・手形レート
が自由に変動していると仮定するならば、日本銀行当局は政策手段のひとつである日銀信用の供給
を自ら「能動的」に操作して、コール・手形レートの水準に影響を与えることができよう。しかし
ながら、これらの金利がかならずしも自由に変動していなかった状況では、日本銀行当局は寧ろ
「受動的 (defensive ないし accommodative)」に、市中銀行部門へ信用を供与しなければならな
かつたのではないかと考えられる。

* 本稿は、慶應義塾大学商学部田村茂教授、経済学部村井俊雄教授、商学部金子隆助教授、法政大学大村敬一教授
から多くの貴重なコメントをいただいた。厚くお礼を申し上げたい。また、大和証券経済研究所の河野彰夫氏をはじめ、
研究の方々の御好意に感謝したい。

注(1) コール市場と手形市場の違いは、前者がごく短期の資金を、後者が中期(1~4か月)の資金を対象とするという
満期構造の違いがある。しかしながら、両市場の資金が相互に振り替わる関係は日常的なものであるゆえ、機能的な
差はほとんどないと見なされている(後藤[1981] p. 66)。なお、コール・手形市場の全般的な解説については、日本
銀行調査局 [1977]、後藤 *ibid.* を参照されたい。

(2) 日本銀行調査局[1975] p. 6 第2図、参照。

(3) 建値制のときには、手形レートはコール・レートより0.2~0.5%程度だけ高く建値がきめられていた。コール・手
形レートが昭和53年6月以来、段階的にはあるが自由化された後は、手形レートがコール・レートを下回ることが
頻繁である。しかしながら、両市場間における裁定が活発なため、両市場のレートはほぼ同じように推移している。

本論では、果たして日銀信用が「受動的」に供給されてきたかどうかを実証的に明らかにし、併せてその政策的インプリケーションも検討して行くこととした。

以下、まず第2節では分析の緒を与えてくれるいくつかの経験的事実を紹介する。第3節では「受動的」な日銀信用が発生する状況を明確にし、その政策的インプリケーションを示す。そして、日銀信用が「受動的」に供給されていたかどうかについて、実際のデータを用いて分析する。第4節では、そのために必要な銀行行動モデルを示し、第5節でその結果をもとに実証分析を行なう。最後に第6節で今後の展望を行なう。

2. 経験的事実

2.1 建値制のもとでの金利変動

コール・手形レートの水準は長い間「建値」によって決められてきた。ただし、昭和53年6月にコール・手形レートの建値が頻繁に変更されるようになったのを皮切りに、昭和54年10月には建値制による金利の決定は全面的に撤廃されるに至った。⁽⁵⁾

ところで、建値制のもとでは、コール・手形レートはその時々市場における需給を瞬間的に清算するよう変化するものではなかった。取引に用いられたレートは、都市銀行の資金担当者と短資業者が協議の上で決定し、「建値」されたものであった。しかし、わが国の硬直的な諸金利のなかで、コール・手形レートは他の金利にくらべて伸縮性が高く、また市場の需給を比較的良く反映していたという評価が与えられている。⁽⁶⁾ とは言うものの、建値の決定に政策当局が大きな影響力を持っていたことも事実のようである。⁽⁷⁾ たとえば過去において、日本銀行が内面指導を通じて直接建値にその意向を反映させた時期もあった。⁽⁸⁾

表1 コール・レートの変更回数

昭和	41年	42年	43年	44年	45年	46年	47年	48年	49年	50年	51年	52年	53年	54年	55年
回数	0	6	7	10	6	10	15	28	13	16	9	20	56	81	181

注a) コール・レートは無条件物。

b) 昭和53年6月、建値の弾力化。昭和54年3月、建値の自由化。

c) 『日本経済新聞』に掲載されているレートをもとに算出した。

注(4) 日銀信用の供給が「受動的」にならざるをえないという主張は、日本銀行及びその関係者の間ですで見受けられる。たとえば、日本銀行調査局[1962] p. 4, 外山[1980]第2章p. 50を参照されたい。しかし、「受動的」にならざるをえないこと理由については、本論の解釈とはかならずしも一致しない。

(5) この時期に行なわれた短期金融市場の自由化の経緯に関しては、安斎[1979], 安斎[1981]表1, 後藤[1981]に詳しい。また、コール・手形市場の歴史の変遷については、日本銀行調査局[1977] pp. 379-90, 堀内[1980], 第5章, 浅見[1963], 短資協会[1966]を参照されたい。

(6) たとえば、鈴木[1974] pp. 38-45 参照。

コール市場と日本銀行信用の受動性

昭和41年以降についてコール・レートが変更された回数を迎って見よう(表1参照)。建値が頻繁に変更されるようになる以前の昭和41~52年の期間について見ると、コール・レートの変更は年平均約11.7回にすぎない⁽⁹⁾。このように建値制が行なわれていた時期には、コール・手形レートの少なくとも短期的な変動は非常に限られていたことがわかる。次節で詳しく検討するが、このような状況のもとでは、市場に顕われる超過需要や超過供給は金利の変動によって吸収されえない。このため政策当局が、受動的に信用を供与しなければならなかったことが想像される。

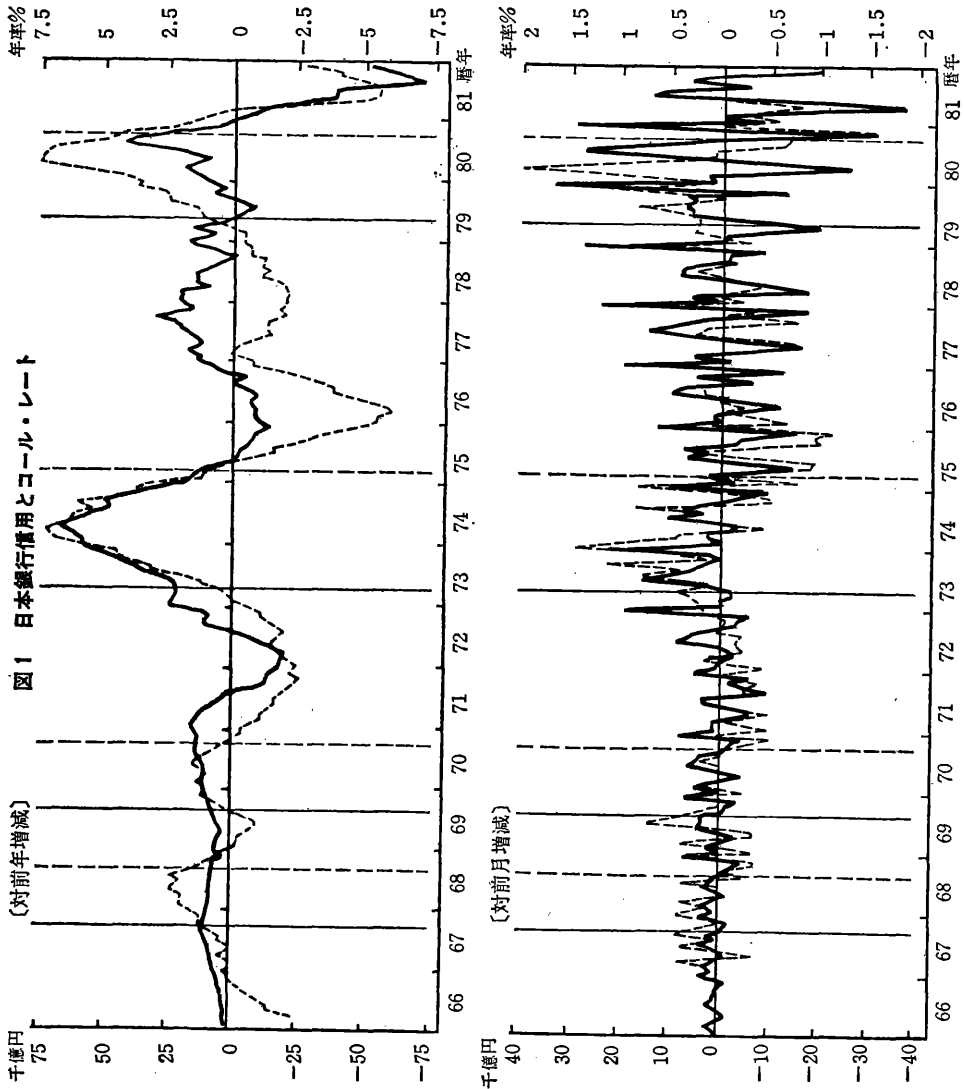
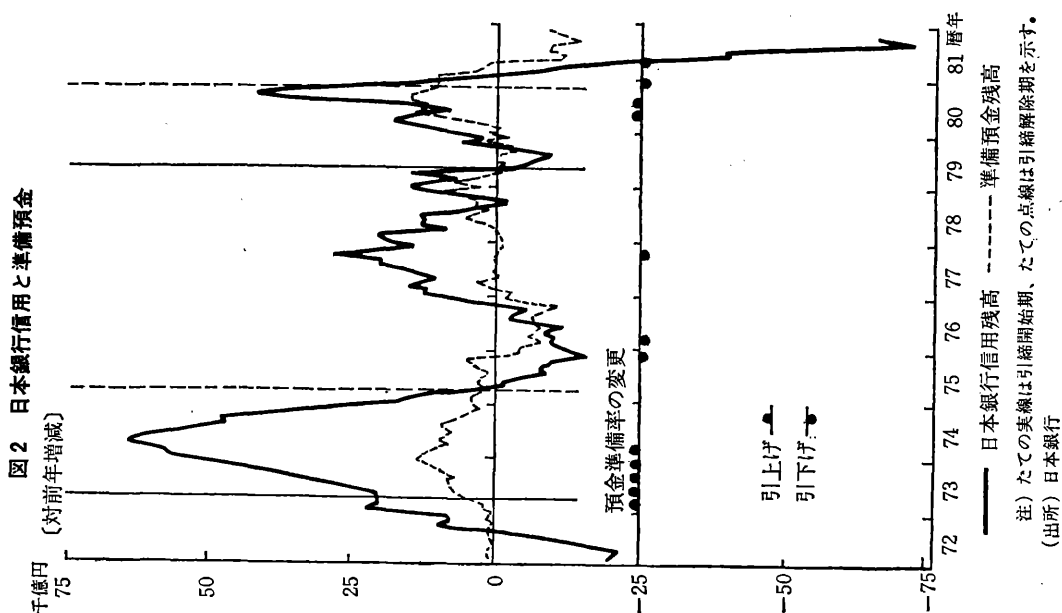


図1 日本銀行信用とコール・レート

注) たての実線は引締開始期、たての点線は引締解除期を示す。
 (出所) 日本銀行

2.2 日本銀行信用の推移

次に、日本銀行信用の時系列の推移を観察してみる。図1に示されているのは、日本銀行信用総額(残高)の対前月増減と対前年増減の動きである。⁽¹⁰⁾対前月増減の動きはかなり激しい季節的な変動を含んでいると思われるため、その趨勢的な変動はつかめない。一方、対前年増減でみると、かなりはっきりとした動きをよみ取ることができる。すなわち、①金融引締期において、日本銀行信用の拡張が行なわれていることが観察される。②また引締期には、コール・レートが上昇する。そのため時期によっては、日銀信用とコール・レートとのあいだにみかけ上の正の相関が観察される。引締期において日銀信用が拡張することについて、日本銀行当局は、「……過去の経済の拡大の結果によるもので、日本銀行は金融をゆるめるために貸出を行なったわけではない。金融がひっ迫したからこそ、日本銀行貸出が増大したのである。」(日本銀行調査局[1962] p. 4)と、「受動的」な立場を示している。



注(7) コール・手形レートに対する日本銀行の影響力に関して、呉文二氏は次のように述べている。「日本銀行は対外的にはコール・レートは市場の実勢によって決まるという面を強調する傾向がある。その方が世間に受け入れ易いと考えているのであろう。別に嘘をいっているわけではないが、市場の実勢は事実上、日本銀行が決めているということを忘れてはならない。」(呉[1979], 日本経済新聞社編[1980] p. 25)

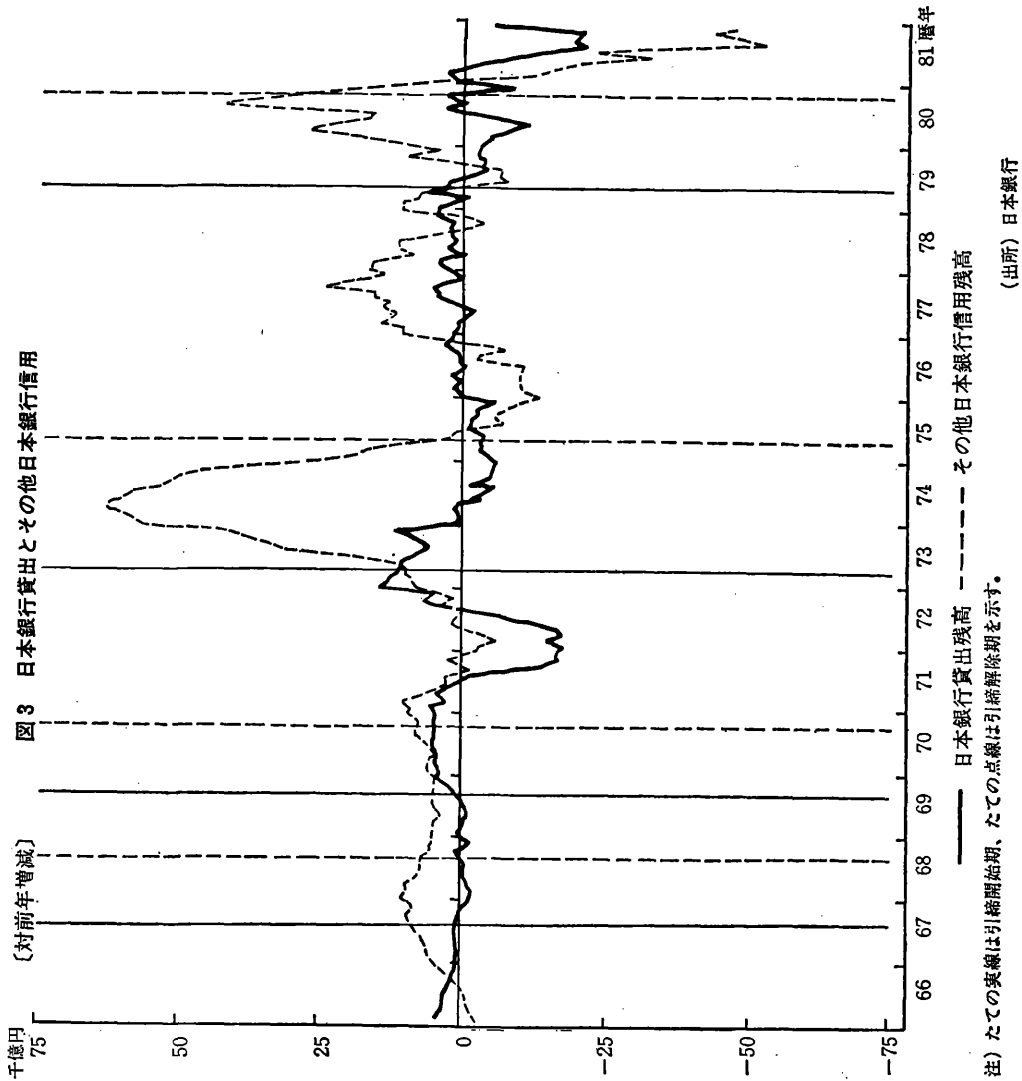
(8) 日銀の内面指導は、昭和23年から昭和30年8月にかけて行なわれ、昭和37年中に一時復活した。

(9) 表1を見ると、昭和41年中にはコール・レートは全く動いていない。昭和48年には建値変更の頻度が他の年に比べて高いが、これは、この時期に強力な金融引締が行なわれた背景がある。

(10) 対前年増減の数値は、月々のフローの値を12か月分加えたものである。図2、図3も同様。

コール市場と日本銀行信用の受動性

さて、図2においては、市中銀行の日本銀行における準備預金と日本銀行信用の推移が比較してある。⁽¹¹⁾この図からは、③引締期に預金準備率が引き上げられて準備預金が積み増されていると見られる期間に日銀信用が増加し、準備率が引き下げられて準備預金を取り崩されている期間では日銀信用が減少していることが観察される。



注 (11) 今回の分析対象期間は、大量の赤字国債が発行された昭和40年代以降であるが、昭和48年まで顕著な預金準備率の引き上げないし引き下げがみられなかったため(昭和40年7月と昭和44年9月の2回のみ)、図2は前半の部分を省略した。

ここで示した準備預金は、厳密には、市中金融機関が指定された各負債項目の一定割合をそれぞれ預金として日本銀行に預けなければならない法定準備とは、計数的には異なる。しかし、その推移はここで示した準備預金のデータによってほぼ把握できる。

以上のように、時系列でデータを観察すると、総額としての日銀信用が受動的に供給されてきたのではないかということが、少なくとも見かけの上ではうかがわれる。

では、日銀信用の内訳けである日銀貸出と、日銀貸出以外の信用の推移を比較して見るとどうであろうか。この場合、図3で描かれているように、日銀貸出がかならずしもそれ以外の信用と同調的な動きを示していなかったことがわかる。これは日銀貸出を相殺する方向で、債券ないし手形売買操作が行なわれていた時期があったことを示している。

3. 日銀信用の受動的供給と政策的インプリケーション

3.1 日銀信用の受動的供給

どのような状況において、日銀信用が受動的に供給されるのかを明らかにするため、簡単な図式を用いる。まず、都市銀行部門に代表されるコール資金需要曲線と、その他金融機関（地銀、信金、相銀等）に代表される供給曲線を想定する。ただし、ここで想定するコール資金市場とは、広く手形売買市場も含んだものである。両市場には満期構造の違いはあるものの、機能的には本質的な差はないと考えられるため同一の市場と見なすことにする（注(1)参照）。

図4 受動的日銀信用の発生する状況

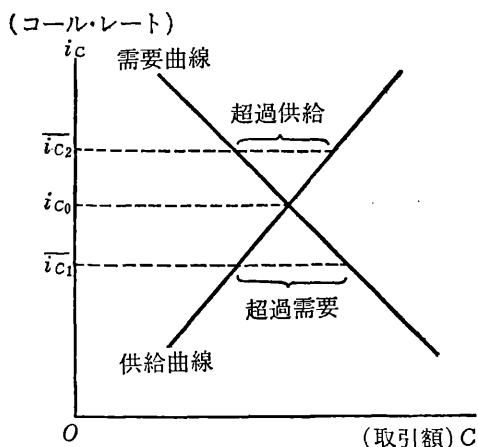


図4は、縦軸にコール（手形）レート i_c 横軸には資金取引額 C をとる。この図では、市中銀行部門に資金の超過需要ないし超過供給が発生しているのがわかる。いま、ワルラス的な調整メカニズムが存在しているとすれば、金利は i_{c0} の水準に達し、市場は清算されるであろう。

さて、以下に示すような状況で、日銀信用は受動的に供給されると考えられる。

- a. 建値制のもとで、建値の変更が市中銀行部門の資金需給の変化に十分即応できない場合、あるいは建値の調整が全く行なわれない場合。とくに、資金不足の存在する時には、日銀信用によってそれが埋められないかぎり、どこかの銀行で支払い不能が生じる危険がある。
- b. 政策当局が i_{c1} , i_{c2} に、何らかの政策的意図をもって金利水準を維持しようとする場合。

注(12) 藤野[1978], 山本[1980], 外山[1980]第3章では、コール・レートに対して非弾力的な部分を含むコール資金の需給曲線が想定されている。コール需給曲線が非弾力的になるのは、コール資金と他の資産・負債との代替が行なわれないときである。したがって図4では貸出・有価証券保有ないし超過準備が常にコール資金と代替的な場合を想定している。

b. のケースで注意しなければならないのは、このケースと建値制の存在との間には何ら因果関係がないことである。つまり、建値制が存在しないときでも日銀信用は受動的に供給される。

以上a., b. の状況では、日本銀行があるコール・レートの水準を与件として市場の均衡を維持するため、従属的に信用を供与することにほかならない。堀内昭義氏によれば、建値制のもとでは、このようにして「建値の実効性」が保証されてきたと主張されている⁽¹³⁾。

さて、日銀信用が供給されるルートには、①日銀貸出、②債券売買操作、③手形売買操作があるが、ここでは総体としての日銀信用が問題であり、その供給ルートの違いは議論の本質に影響しない。なぜならば上記 a., b. の状況では、図4に描かれた超過需要（超過供給）に相当する額だけの信用を、政策当局がその供給ルートの如何にかかわらずちょうど供与（吸収）してやればよいからである。

ここで、日銀信用の供給が行なわれるとき、図4の需要ないし供給曲線がどのようにシフトするかについて触れておく。まず、①日銀貸出は、そのほとんどが都市銀行部門に限られているため、その増加は、他の条件一定のもとで、それだけ都市銀行がコール市場で取入れる資金を減少させる。そのため、図4の需要曲線は左方に平行シフトする。②債券売買操作は、日銀貸出の場合と異なり、都市銀行以外の市中銀行もその対象となっているため、債券買オペによる信用の供与は、図4の需要曲線を左方に、供給曲線を右方に平行移動させよう。売オペの時は、この逆の結果となることは明らかである。③手形売買操作については、買オペの場合には、供給曲線が右方に平行シフトする。また、「売出手形制度」のもとで行なわれる売オペの場合には、需要曲線が右方に平行シフトしよう。

受動的に日銀信用が供給されるとき、図の上ではこのようにコール資金の需要ないし供給曲線がシフトして、与えられた金利水準 \bar{r}_{c1} , \bar{r}_{c2} で生じている超過需要ないし超過供給が埋められる。⁽¹⁴⁾ところが、先にも述べたとおり、その供給ルートの如何にかかわらず、日銀信用全体でこのような超過需要や超過供給が埋められればよいわけであるから、以下の議論では総体としての日銀信用を問題とする。

3.2 政策的インプリケーション

注 (13) 堀内[1980] pp. 206-207参照。

(14) この点について少し補足しておく必要がある。つまり、日銀から同額の信用供与でもルートの違いによって、コール資金の需要曲線、供給曲線のシフト幅が異なることが考えられる。たとえば、日銀貸出が削減されたとき、市中銀行が同額の資金をコール資金で代替するかわりに、企業への貸出を削減する場合を考えてみよう。このとき、コール資金取入額は日銀貸出削減額を完全に相殺するほど増加しない。これを図4で見ると、日銀貸出削減額より少ない額だけしか需要曲線が右方向に平行移動しないことを意味する。しかしながら、鈴木[1974] p. 183, pp. 266-270によれば、このような効果（鈴木氏による「流動性効果」）はあまり大きくないとされている。したがって本論では、このような効果は考慮に入れない。その結果、ハイパワード・マネー（日銀信用）の供給ルートの差異によって政策効果が異なることはないという堀内[1980] pp. 78-99の主張と同様になる。

日銀信用が受動的に供給される状況では、どのような政策的インプリケーションが考えられるのか。この点を明らかにするには、コール市場を通じた金融政策の効果伝播経路に着目しなければならない。

たとえば、鈴木〔1966〕、〔1974〕は、政策当局が市中銀行貸出を政策的に望ましい目標値へと誘導する場合、コール・レートを操作目標として用いることが重要であることを示している。しかしながら現実には、コール・レートが当局によってこのように運営されているとはかならずしも言えない。その一例として、政策当局が、対内均衡、対外均衡、インフレ等金融政策の最終目標に反応してコール・レートを誘導していることが考えられる⁽¹⁵⁾。さらに、昭和40年代に入って長期赤字国債の発行を背景にした国債管理政策との兼ね合いから、政策当局がコール・レートの高水準を意図的に回避したと指摘されることも多い⁽¹⁶⁾。このような状況においては、コール市場を通じて市中銀行貸出を制御する政策波及経路は閉ざされてしまう。また、たとえコール・レートの変動を通じて市中銀行貸出を制御しようとする場合でも、建値制のもとで建値の調整が遅れるようなときには、政策の機動的な運営は妨げられるであろう。

このように、コール市場を通じて市中銀行貸出を制御できない場合、窓口規制(貸出増加額規制)が必要な政策手段となることが考えられる。

4. 銀行行動モデル

第5節では、日銀信用が受動的に供給されてきたかどうかについて検証を行なう。そのために、この節では最初にミクロの銀行行動モデルからコール資金の需給関数を導く。そして、市中銀行部門についてその集計化を行ない、マクロの超過需要関数を求める。そのうえで、市中銀行部門の日本銀行信用に対する需要を明らかにしていくという手順を踏む。

4.1 モデルの特徴

コール・手形市場は、金融機関同士で一時的な短期資金を融通し合う場である。しかし、同時に、都市銀行にとっては有価証券保有や貸出のための資金調達の間であり、地銀、相銀等その他金融機関にとっては有価証券保有や貸出と代替的な資金運用の間であると考えられる。

このように、コール・手形市場資金の機能には一時的な余裕資金を運用したり、資金不足を賄うといった「事後的」調整の側面がある一方で、「事前的」な計画にもとづいて資金の運用や調達を

注(15) 貝塚〔1967〕の行なった政策反応関数の実証分析では、経常収支、物価、有効需要など最終目標を表わす変数によって、コール・レートがもっともよく説明されたことが示されている。

(16) 中島〔1977〕pp. 186-187 p. 213 pp. 243-247, 呉〔1973〕pp. 106-108, 貝塚〔1974〕参照。

行なうといった側面もある。そこで、このようなコール市場資金のふたつの機能を考慮したモデルを構築する。⁽¹⁷⁾とくに、銀行がコール・手形市場を通じて一時的な資金調整を行なうのは、予期せぬ預金の流出や流入に対処するためであると主に考えられるため、預金変動を確率変数としてとらえる。⁽¹⁸⁾

4.2 仮定

[A.1] 預金の大きさは、銀行にとって外生的なものであると想定する。すなわち、企業や家計の資産選択行動によって決定される。その大きさについては、計画期間中にどれだけの預金が流出又は流入するか、銀行は正確には知りえない。そのため、銀行は期間中の預金の純流出額 V に対して主観的確率分布を付与して行動計画をたてる。また、貸出に伴う預金の歩留率はゼロであるとする。

[A.2] 銀行は、その時の預金残高に対して、一定割合 q を日本銀行に預け金として保有しなければならない。それ以外に銀行は預金の変動に伴う準備不足に備えるため、超過準備を保有する。

[A.3] 期間中の預金の流出・流入に伴う準備変動の調整はコール資金市場で行なわれる。このような資金の一時的調整以外に、貸出や有価証券保有のための資金調達、あるいはこれら資産と代替的な資金運用も行なう。また、個別銀行にとって、コール市場で成立している金利は所与であり、その金利で無制限に資金の運用や調達が可能である。ただし、計画期間中にコール資金を取入れる場合は単位当たり m 、資金を運用する場合単位当たり n の取引費用がかかるものとする。つまり、期中において急に資金が必要になったり、余った資金を運用する際、銀行は直取引コールのように短資業者を介さずに直接銀行間で取引を行なうことも考えられる。取引費用 m 、 n は、このような取引にかかるとる金銭的・非金銭的費用を含む。⁽¹⁹⁾

[A.4] 単純化のため、銀行の収益資産のうち有価証券保有と貸出の両者をあわせて考えることにする。収益資産残高 L に関する純収入関数を $P(L)$ とおき、 $P'(L) > 0$ 、 $P''(L) < 0$ を仮定する。銀行がもし収益資産の市場においてプライス・テーカーであるならば、収益資産の金利 i_L の上昇（下落）は、 $P(L)$ 関数を上方（下方）にシフトさせる。 $P(L)$ の形状は収益資産の保有に必要な営業費用の費用関数の形状によっても影響を受けると考えられる。また、収益資産の保有に伴うキャピタル・ゲインやロス、貸倒れ等の不確実性はないものとする。さらに、期首において購入した収益資

注 (17) このような、コール資金のふたつの側面を指摘したものとして、藤野 [1978]、[1981]がある。なお、ここに展開するモデルは、昭和53、4年以降発達の著しい現先取引やCD等の、短期金融市場を考慮に入れていない。したがって、このモデルが現実に応用するのは、せいぜいこの時期前後までである。

(18) 預金変動を確率変数として扱う銀行行動の理論で代表的なものとして、Morrison [1966]、Poole [1968]があげられよう。Baltensperger [1980]は最近の展望を行なっているので参照されたい。また、わが国におけるこのような銀行行動の分析については、金子[1981]に詳しい。

(19) 短資業者を介さずに取引を行なう場合、取引の相手を銀行自らが探す必要がある。その際にかかる費用 (search cost) 等が考えられる。

産 L は、期間中に売却したり追加購入はできない。

[A.5] 日本銀行からの借入が行なわれる場合、その額 B については上限 \bar{B} が与えられている。日本銀行借入とコール資金は、ここでは完全に代替的な資金調達手段と考える。そのため、公定歩合 i_B がコール・レート i_c よりも低い水準にあるかぎり、日本銀行の信用割当てが生じている ($B = \bar{B}$)⁽²⁰⁾ものと想定する。

[A.6] 上に掲げた各金利(i_c, i_B, i_L)及び預金金利 i_D について、期首に成立している値が期間中も一定であるとする。

さて、仮定[A.1]~[A.5]より、期首のバランス・シートは次のように表わされる。

$$L + qD_0 + R_s = C_0 + D_0 + \bar{B} \quad (1)$$

C_0 は期首において計画的に取入れるコール・マネー ($C_0 < 0$ の時はコール・ローン)である。仮定[A.1]に述べたように、期間中に預金の純流出が V だけ生じた場合を考えてみよう。期首に保有していた準備($qD_0 + R_s$)は($qD_0 + R_s - V$)になることが予想される。その時の預金残高は $D_0 - V$ であるが、仮定[A.2]より銀行は $q(D_0 - V)$ の必要準備を保有しなければならない。したがって、もし

$$(qD_0 + R_s - V) < q(D_0 - V) \text{ すなわち } V > R_s / (1 - q) \quad (2)$$

ならば準備不足に陥る。準備不足の大きさは

$$q(D_0 - V) - (qD_0 + R_s - V) = (1 - q)V - R_s$$

であり、コール・マネーの取入れかコール・ローンの取崩しによって、銀行はその不足分を期間中に賄わなければならない。一方、

$$(qD_0 + R_s - V) > q(D_0 - V) \text{ すなわち } V < R_s / (1 - q) \quad (3)$$

の時には、余資が

$$(qD_0 + R_s - V) - q(D_0 - V) = R_s - (1 - q)V$$

だけ生ずることが予想され、資金をコール市場で運用又は返済することが可能となる。

なお、預金の純流出 V は、 $V_L \leq V \leq V_U$ の値をとる確率変数で、主観的確率密度関数は $f(V)$ とする。

4.3 ミクロのコール資金需給関数

以上で示された状況を念頭に、銀行が行動計画をたてるならば、銀行が最大にすべき期待利潤 $E(\pi)$ は次の式で与えられる。

注(20) こうした日銀貸出の「信用割当」の論証は、蠟山[1971]によって示されたものである。

$$\begin{aligned}
 E(\pi) = & P(L) - i_c[L + qD_0 + R_s - D_0 - \bar{B}] - i_b[D_0 - E(V)] - i_b \bar{B} \\
 & - (i_c + m) \int_{\frac{R_s}{(1-q)}}^{V_U} [(1-q)V - R_s] f(V) dV \\
 & + (i_c - n) \int_{V_L}^{\frac{R_s}{(1-q)}} [R_s - (1-q)V] f(V) dV \\
 & - \{P(L + E(R_s)) - P(L) - (i_c - n)E(R_s)\} \quad (4)
 \end{aligned}$$

右辺第一項は収益資産からの純収入、第二項は、期首のバランス・シート(1)式より、 $C_0 \equiv L + qD_0 + R_s - D_0 - \bar{B}$ であるから、期首に計画的に取入れるコール・マネーの費用 ($C_0 < 0$ の時はコール・ローン収入) を示す。第三項は預金の期待残高 $[D_0 - E(V)]$ にかかる期待利子支払い額である。ただし、

$$E(V) = \int_{V_L}^{V_U} V f(V) dV$$

であり、預金の期待純流出額を示す。第四項は、日銀借入の費用であり、相互銀行、信用金庫等日本銀行からの借入がない金融機関についてはこの項は無視してよい。

第五項は、銀行が準備不足に陥ったときの期待調整費用を表わす。準備不足のとき、都市銀行ならばコール資金を取入れ、地銀、相銀等その他金融機関ならば、コール運用資金を取り崩すことで対処する。その際にかかる資金単位当り費用は、取引コスト m を考慮して、 $(i_c + m)$ となる。第六項は、余資が生じたときの期待収益を示す。⁽²¹⁾ 期中の資金調整にかかる取引コスト n を考慮し、資金単位当り収益は $(i_c - n)$ となる。第七項は、超過準備保有の機会費用を表わす。期首に銀行が保有する超過準備 R_s に対し、期末に手元に残る期待額は、

$$E(R_s) = \int_0^{\frac{R_s}{(1-q)}} [R_s - (1-q)V] f(V) dV$$

である。そこで銀行は、期首にこれだけの額を見越して収益資産に運用していれば $P(L + E(R_s)) - P(L)$ の追加的収入が得られる機会を犠牲にしていることになる。⁽²²⁾ しかし一方で、期中に余資が生じる場合、銀行はそれをコール資金に運用することができる。つまり、 $E(R_s)$ については、 $(i_c - n)E(R_s)$ だけの期待収益が確保されている。したがって、ここでは $\{P(L + E(R_s)) - P(L) - (i_c - n)E(R_s)\}$ を、 R_s 保有の機会費用とする。

上式を L, R_s について偏微分してゼロとおいて、期待利潤極大の一階の条件を得る。

注 (21) 預金変動による準備不足の調整コストだけでなく、準備過剰となることの期待収益も考慮すべきことを指摘したのは、金子[1981]である。

(22) 収益資産の運用がもっとも有利な収益機会であることが前提になっている。

$$\frac{\partial E(\pi)}{\partial L} = 2P'(L) - P'(L + E(R_e)) - i_c = 0 \quad (5-1)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(\pi)}{\partial R_e} = & -i_c + (i_c + m) \int_{V_L}^{V_U} \frac{R_e}{(1-q)} f(V) dV + (i_c - n) \int_{V_L}^{\frac{R_e}{(1-q)}} f(V) dV \\ & - \frac{dE(R_e)}{dR_e} \{P'(L + E(R_e)) - (i_c - n)\} = 0 \end{aligned} \quad (5-2)$$

(5-2)式を

$$\int_{\frac{R_e}{(1-q)}}^{V_U} f(V) dV + \int_{V_L}^{\frac{R_e}{(1-q)}} f(V) dV = 1$$

であることを用いて整理すると以下のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(\pi)}{\partial R_e} = & m - (m+n)g[R_e/(1-q)] \\ & - e[R_e/(1-q)]\{P'(L + E(R_e)) - (i_c - n)\} = 0 \end{aligned} \quad (5-2)'$$

ただし、

$$g[R_e/(1-q)] = \int_{V_L}^{R_e/(1-q)} f(V) dV, \quad dE(R_e)/dR_e = e[R_e/(1-q)] = \int_0^{R_e/(1-q)} f(V) dV$$

であり、一階の導関数に関して $e' = g' > 0$ が成立する。

(5-1)式より $\partial^2 E(\pi)/\partial L^2 = P'' < 0$ である。一方(5-2)'式より、 $e' = g'$ を利用して $\partial^2 E(\pi)/\partial R_e^2 = -e' \cdot \{(m+n) + (P' - i_c + n)\}/(1-q) - e[R_e/(1-q)]^2 P''$ となるが、 $P'(L) \cong P'(L + E(R_e))$ と近似すると(5-1)式より $P' = i_c$ であり、 $m, n > 0, e' > 0$ であるため右辺第一項は負となる。第二項は $-e[\cdot]^2 P'' > 0$ であるが、 $0 < e[\cdot] < 1$ よりその絶対値は小さいことが予想される。したがって $\partial^2 E(\pi)/\partial R_e^2 < 0$ となり、二階の条件はすべて満たされているものとする。

さて、(5-1)、(5-2)式を解いて最適な収益資産残高 L^* 、超過準備残高 R_e^* が導かれる。単純化のために $P'(L) \cong P'(L + E(R_e))$ とすると(5-1)式は $P'(L) = i_c$ となる。 i_L を収益資産の利回り $P'(L)$ のシフト・パラメータ ($\partial P'(L)/\partial i_L > 0$) とすると、

$$L^* = L(i_L, i_c) \quad (6)$$

(+)(-)

と解くことができる。各説明変数の下に記された符号は各々の理論的符号条件である。

次に(5-2)'式を全微分すると以下のように整理できる。

$$\begin{aligned} & \left[-\frac{1}{1-q} \{(m+n)g' + (P' - i_c + n)e'\} - e[\cdot]^2 \cdot P'' \right] dR_e + e[R_e/(1-q)] di_c \\ & + \frac{R_e}{1(-q)^2} \left[(m+n)g' + (P' - i_c + n)e' \right] dq - e[R_e/(1-q)] \left(\frac{\partial P'}{\partial i_L} \right) di_L = 0 \end{aligned}$$

$g' = e' > 0$ であることを考慮して

$$A = \left[-\frac{e'}{1-q} \{ (m+n) + (P' - i_c + n) \} - e[\cdot]^2 \cdot P'' \right]$$

とおく。二階の条件 $\partial^2 E(\pi) / \partial R_e^2 < 0$ が成立するのと同様の理由から $A < 0$ であるとすると、

$$\frac{\partial R_e^*}{\partial i_c} = -\frac{1}{A} e[Re/(1-q)] > 0, \quad \frac{\partial R_e^*}{\partial i_L} = \frac{1}{A} e[Re/(1-q)] \cdot \left(\frac{\partial P'}{\partial i_L} \right) < 0$$

$$\frac{\partial R_e^*}{\partial q} = \frac{1}{A} \cdot \frac{R_e \cdot e'}{(1-q)^2} \{ (m+n) + (P' - i_c + n) \} < 0$$

(ただし $e' = g' > 0$ であるため)

となる。したがって、超過準備関数は

$$R_e^* = R_e(i_L, i_c, q) \quad (7)$$

と表わすことができる。⁽²³⁾

これは、岩田・浜田[1980]や江口[1977]が超過準備をコール・レートの減少関数と考えているのとは対照的である。こうした違いが生じたのは、コール資金市場の機能に対する認識が異なっていることに起因する。彼らはコール・レートを機会費用と見なした。これは、われわれの i_L に相当する。

さて、(6)、(7)式で最適な収益資産 (L^*) と超過準備 (R_e^*) が決定されると、「事前的」なコール資金の需要ないし供給関数を導くことができる。すなわち、(1)式のパランス・シートより、

$$C^* = L^*(i_L, i_c) + R_e^*(i_L, i_c, q) - (1-q)D_0 - \bar{B}$$

あるいは、

$$C^* = A^*(i_L, i_c, q) - (1-q)D_0 - \bar{B} \quad (8)$$

となる。ただし、 $A^*(i_L, i_c, q) \equiv L^*(i_L, i_c) + R_e^*(i_L, i_c, q)$ であり、 $C^* > 0$ の時はコール資金の取入れ計画額、 $C^* < 0$ の時はコール資金の計画的な運用額を示す。この「事前的」なコール資金の関数は、預金の変動を主観的に考慮に入れたうえで導出されたものである。

さて、実際に生じる「事後的」なコール資金の需給関数は、予期しない預金変動の結果を調整するための資金需給を含む。収益資産 (L^*) や超過準備保有 (R_e^*) の計画変更が行なわれないうような、ある程度短い期間を想定すると、その時の事後的なコール資金の需給 (\tilde{C}) は、

$$\tilde{C} = A^*(i_L, i_c, q) - (1-q)\tilde{D} - \bar{B} \quad (9)$$

となる。 \tilde{D} は、期末における実際の預金の大きさを示す。実際の預金の純流出を \tilde{V} とすると、 $\tilde{D} \equiv D_0 - \tilde{V}$ となるが、これを(11)式に代入して整理すると

注 (23) 取引費用 m , n は一定としている。もし m , n が変動するものであれば、(7) 式は以下のように表わされる。

$$R_e^* = R_e(i_L, i_c, q, m, n)$$

$$\begin{aligned}\tilde{C} &= A^*(i_L, i_c, q) - (1-q)D_0 - \bar{B} + (1-q)\tilde{V} \\ &= C^* + (1-q)\tilde{V}\end{aligned}\quad (10)$$

となる。右辺第2項は、期間中に生じたコール資金の調整額を示すものである。

4.4 マクロのコール資金需給と日銀信用の需要

以上によって個別銀行の行動が明らかになった。ここで得られた(9)式を各銀行について集計化し、市中銀行部門のコール資金の超過需要関数が求められる。すなわち、

$$\sum \tilde{C} = A^*(i_L, i_c, q) - \sum (1-q)\bar{D} + \sum \bar{B} \quad (11)$$

となる。この超過需要関数の傾きは、収益資産関数と超過準備関数のコール・レートに関する符号条件が相反するため、不確定である。

コール・レートに関して、超過準備関数の符号条件が収益資産に関するそれを陵駕し、右上りの超過需要曲線が実現される場合を想定してみよう。この時ワルラス的な市場調整過程を想定するかぎり、不安定な体系となることは明らかである。ただ、政策当局が、手形市場に常時介入するか、あるいは日銀貸出、債券売買を通じて超過需要曲線をシフトさせることができれば、体系の発散を防ぐことはできるであろう。もし建値制のもとで、金利が需給の動きに反応しないような場合には体系が発散してしまう危険はないと考えられる。しかし、日銀信用が受動的に供給されなければならないことは前節で示したとおりである。

さて、(13)式の右辺の $\sum \bar{B}$ は、市中銀行部門への日銀貸出による信用割当て総額を示す。個別銀行にとって、コール資金と日銀借入は完全に代替的な資金であるとして、 $\sum \bar{B}$ を左辺に移項すると、

$$\sum \tilde{C} + \sum \bar{B} = \sum A^*(i_L, i_c, q) - \sum (1-q)\bar{D} \quad (12)$$

となる。右辺は結局、市中銀行部門全体の日銀信用に対する需要を示している。

5. 実 証

5.1 実証の方法

いま、(12)式で表わされるような日銀信用の需要に対し、日本銀行が受動的に信用を供与するならば、その動きは需要関数を反映したものになる。極端な場合、完全に受動的であれば、需要関数の姿がそのまま日銀信用に反映される。反対に、日銀信用の動きがそれに対する需要とは全く独立に決まっており、かつコール・レートが自由に変動するようであれば、需要関数の外生的なシフトは、すべて金利の変動に反映される。この時、日銀信用の動きは、(12)式の右辺にある i_L, q, \sum

$(1-q)\bar{D}$ 等と全く独立である。

そこで、日銀信用が受動的に供給されているかどうかをたしかめるために、日銀信用を(12)式で示される需要関数の一連のシフト要因、及びコール・レートで回帰する。日銀信用が受動的に供給されているならば、(12)式の右辺で表わされた関係と、日銀信用は独立ではない。さらに各説明変数の符号条件は、理論式((12)式)のそれと一致しなければならない。

実際には、(12)式の右辺を線型近似し、差分をとって、日銀信用(残高増減)への回帰を行なう。具体的には、

$$\Delta CRJ = a_0 + a_1 \Delta i_L + a_2 \Delta i_C + a_3 \Delta [RR - D] + a_4 \Delta W \quad (13)$$

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

とした。 CRJ は日銀信用残高、 i_L は収益資産金利、 i_C はコール・レート、 RR は法定準備額、 D は総預金残高、記号 Δ は差分を表わす。各係数の下の符号は、期待される符号条件である。 $[RR - D]$ は理論式の $-\sum(1-q)\bar{D} (= \sum q\bar{D} - \sum \bar{D})$ に相当する。また、変数 W は理論式には含まれていないが、収益資産保有に見られるトレンドを説明する規模に関する代理変数を示す。

なお、計測はすべて最小自乗法(OLS)を用いて行なった。

5.2 計測期間

分析の対象期間は、長期赤字国債が発行されるようになった昭和40年以降に限定した。さらに金融政策、制度等の変更を目安に、いくつかの部分期間を設けた。

[P.I] 昭和40年～47年5月：建値制が存在していた時期であり、手形売買操作が開始される以前である。また、第一次石油危機直前までの、戦後高度成長期の終わりにあたる時期である。

[P.II] 昭和47年6月～53年6月：手形売買操作が開始されてから、建値の弾力化が行なわれるまでの時期にあたる。

[P.III] 昭和53年7月～56年6月：建値の弾力化、及び建値が廃止された以降の期間にあたる。また、金融政策の面では、53年7月から、中間目標としてマネー・サプライ($M_2 + CD$)の目標値が各四半期毎に発表されるようになった。すなわち、それまで中間目標として重視されていた市中銀行の「貸出増加額」、とくに「都市銀行貸出増加額」の前年同期比からマネー・サプライ($M_2 + CD$)の前年比への転換が、昭和50年代に入り行なわれたとされている。⁽²⁴⁾

さて、先にも述べたが、われわれの理論モデルの現実への適応性は、そのモデルの性格から、ここで示した期間[P.I]、[P.II]についてあてはまるものと考えられる。しかしながら、比較検討のため、期間[P.III]についても計測を行なった。

注(24) わが国における中間目標の転換の経緯については、鈴木[1981] pp. 181-192を参照されたい。

5.3 データ

今回の計測には、月次の季節調整前の原データを用いた。データの出所は、すべて日本銀行統計局、調査統計局『経済統計月報』による。⁽²⁵⁾

まず、計測式(13式)の被説明変数の日銀信用残高増減(ΔCRJ)は、上記統計の「資金需給実績」のデータを用いて作成したものである。日銀信用全体の残高の値は公表されていない。今回の分析期間全体を通して、入手可能な残高の値は日銀貸出と買入手形残高だけである。一方、債券市中買入残高については部分的に公表されている。そこで、ベンチ・マークを設定して月々のフローのデータから残高データを作成せざるをえなかった。すなわち、日銀信用のうち貸出及び買入手形以外⁽²⁶⁾の残高は、便宜上、債券市中買入残高のベンチ・マークから計算した。このようにして得た残高の値を、日銀貸出と買入手形の残高の合計値に加えて、日銀信用全体の残高とした。しかしながら、こうして計算された値は月末残高であるため、前月末の値との平均をとり、便宜上、その月の平均残高とした。 ΔCRJ は、このようにして計算された平均残高の増減をあらわす。

収益資産の金利(i_L)は、市中銀行の収益資産の大半を占める貸出の金利を用いた。具体的には「全国銀行貸出約定平均金利」を用いた。これは、月末における平均金利であるため、当月と前月のデータを平均して、その月の月中平均金利とした。

コール・レート(i_c)は、無条件物月中平均金利を用いた。

総預金残高(D)は「マネタリー・サーベイ」の全国銀行等預金通貨と準通貨(定期性預金)の合計である。ただ、原データは月末の残高を示しているので、前月末残高との平均をとり、平均残高とした。

規模を表わす代理変数(W)として、ここでは「マネタリー・サーベイ」より、全国銀行等の資産負債総額を用いた。これも、月末残高のデータであるため、前月末の値との平均値を計算した。⁽²⁸⁾

わが国の準備預金制度では、「準備金は金融機関の規模、預金や債務の種類に応じて定められており、対象金融機関は、この準備率により所要準備額を、その月の16日から翌月の15日までの1か月間の日本銀行預け金の平均残高で償まなければならないこととなっている(日本銀行調査局[1977] p. 151)。」そこで、ここでは、所要準備額の代理変数を以下のようにして計算した。すなわち、実際にはある月で見れば、月の前半と後半の平均所要準備額の値は別々に計算されるわけであるが、今回の分析に用いる月次データでは、月の前後半の区別はできない。そこで、ここでは月の前半と後

注(25) データは億円単位。ただし金利に関しては、年率%。

(26) 期間[P. I]については、1965年12月末の値(1,670億円)、期間[P. II]、[P. III]については、1977年12月末の値(78,363億円)とした。

(27) 期間によって異なるが、債券売買以外に、外貨手形売買、買戻条件付売却手形、債券短期買入、政府短期証券売買、売出手形等を含む。

(28) このデータは、昭和46年以降しか公表されていないため、期間[P. I]の計測には含まれていない。

コール市場と日本銀行信用の受動性

半に該当する所要準備額をそれぞれ $-R$, R^+ とし、これらの平均値をその月の平均所要準備額(RR)とした。すなわち、 $RR=(-R+R^+)/2$ となる。ただし $-R \equiv q_{DD-1} \cdot DD_{-1} + q_{DT-1} \cdot DT_{-1}$, $R^+ \equiv q_{DD} \cdot DD + q_{DT} \cdot DT$ である。 DD , DT は、当座性預金、その他預金(定期性預金)の平均残高、 q_{DD} , q_{DT} はそれぞれの預金にかかる日割計算された法定準備率を示す。添字の -1 は前月の数値を示す。

このようにして計算された RR は、実際の所要準備(法定準備)と主に次の点で異なる。まず、所要準備が義務付けられる債務のうち、債券発行や外貨・自由円預金等の分が考慮されていない。また個々の銀行の預金規模に応じた準備率でなく、その時々最高の率だけを用いて計算されている。このため、計算された値は実際の額を過大に評価しているものと思われる。

5.4 計測結果

(a) 対前月増減ベースの計測(表2)

表2 日本銀行信用残高(対前月増減ベース)の計測

	計測期間	定数項	$\Delta(RR-D)$	Δic	ΔiL	ΔW	\bar{R}_2	$D.W.$	Se
M.1	[P. I]	1269.0 (3.350)**	0.202 (3.498)**				0.118	1.374	2119.7
M.2		1225.3 (3.488)**	0.175 (3.248)**	3264.4 (3.823)**			0.242	1.479	1964.7
M.3		1297.4 (3.381)**	0.200 (3.442)**		4562.9 (0.563)		0.111	1.388	2128.5
M.4		1197.6 (3.357)**	0.176 (3.246)**	3403.3 (3.794)**	-4155.6 (0.529)		0.263	1.489	1973.4
M.5	[P. II]	2822.7 (3.448)**	0.213 (3.399)**				0.131	1.355	5771.7
M.6		2835.7 (3.779)**	0.229 (3.365)**	6232.9 (4.797)**	-15663.3 (2.301)**		0.337	1.644	5040.0
M.7		-3114.9 (1.794)*	0.341 (4.307)**	2840.3 (2.098)*		0.427 (3.443)**	0.393	1.258	4825.8
M.8		-4745.8 (2.973)**	0.516 (6.219)**		-11208.6 (1.780)*	0.597 (5.430)**	0.382	1.236	4868.0
M.9		-2749.4 (1.645)	0.434 (5.177)**	3865.6 (2.850)**	-16359.9 (2.615)**	0.436 (3.668)**	0.441	1.436	4628.3
M.10	[P. III]	1942.5 (0.953)	0.300 (2.861)**				0.166	1.306	10918.4
M.11		2617.6 (1.228)	0.348 (3.161)**	5242.4 (1.354)	-19302.4 (1.265)		0.168	1.369	10906.4
M.12		-9215.3 (4.114)**	0.637 (7.141)**	-26.888 (0.013)		0.804 (6.338)**	0.607	1.149	7500.0
M.13		-8966.7 (4.161)**	0.665 (7.591)**		-12346.9 (1.613)	0.829 (6.817)**	0.635	1.147	7220.6
M.14		-8470.1 (3.932)**	0.685 (7.822)**	3540.8 (1.394)	-21421.7 (2.149)*	0.812 (6.741)**	0.646	1.270	7119.7

注 a) [P. I]-昭和40年7月~47年5月, [P. II]-47年7月~53年6月, [P. III]-53年7月~56年6月。

b) ()内は*t*値, **は1%水準で有意, *は5%水準で有意。

c) R^+ : 自由度修正済決定係数, Se : 残差の標準偏差, $D.W.$: ダービン・ワトソン比。

まず、被説明変数、説明変数ともに、対前月増減のデータを用いて計測を行なった。いずれの計測期間においても、(15)式において符号条件の確定している $\Delta(RR-D)$ の係数は、符号条件を満たし、高い有意性を示している。なお、コール・レート(Δic)に関しては、期間[P.I]、[P.II]については有意に正の符号が観察されている。これは、超過準備関数の理論的符号条件に合致する。収益資産の金利(ΔiL)に関しては、期間[P.II]について、有意に負の符号を得た。この場合も、同様に、超過準備関数の符号条件を反映したものとなっている。なお、その他の期間[P.I]、[P.II]については、有意な結果はあまり得られなかった。さらに、期間[P.III]だけを見ると、金利の係数に関しては、全般的に有意な結果が得られなかったことがわかる。

この計測では、対前月増減という季節性を含んだ変動の激しいデータを用いているため、決定係数の大きさが全般にあまり高くないのはやむをえない。しかしながら、いくつかの係数に関しては、

表3 日本銀行信用残高(対前年増減ベース)の計測

	計測期間	定数項	$\Delta(RR-D)$	Δic	ΔiL	ΔW	\bar{R}_2	D.W.	Se
A. 1	[P. I]	17301.6 (9.654) **	0.226 (8.195) **				0.469	0.055	6274.3
A. 2		17428.9 (14.684) **	0.209 (11.408) **		21464.6 (9.783) **		0.767	0.130	4155.4
A. 3		20997.3 (13.786) **	0.269 (11.002) **	-2162.2 (3.417) **	29635.6 (9.410) **		0.805	0.189	3881.4
A. 4	[P. II]	7570.1 (0.647)	0.017 (0.225)				-0.021	0.086	11181.9
A. 5		29207.5 (4.173) **	0.168 (3.293) **	5260.4 (9.439) **	-15140.3 (6.190) **		0.684	0.351	6219.3
A. 6		- 9369.5 (0.669)	0.259 (1.912)	3085.4 (3.289) **		0.296 (2.112) *	0.464	0.150	8105.5
A. 7		-39579.6 (5.580) **	1.046 (12.478) **		-21115.0 (9.910) **	0.917 (12.619) **	0.793	0.945	5032.6
A. 8		-15570.2 (2.519) *	0.785 (11.049) **	2761.4 (6.679) **	-20531.9 (13.575) **	0.635 (9.529) **	0.896	1.258	3566.5
A. 9	[P. III]	52873.9 (3.509) **	0.316 (3.191) **				0.203	0.203	14621.8
A.10		85778.1 (3.849) **	0.551 (3.846) **	6697.2 (6.081) **	-16822.9 (3.957) **		0.629	0.686	9973.8
A.11		-62356.4 (2.757) **	0.429 (3.663) **	556.6 (0.668)		0.615 (4.057) **	0.635	0.307	9892.4
A.12		-58551.0 (2.660) *	0.653 (4.412) **		- 3182.1 (1.248)	0.765 (6.364) **	0.647	0.352	9732.1
A.13		9903.0 (0.345)	0.721 (5.453) **	3955.4 (3.237) **	-13112.1 (3.448) **	0.485 (3.552) **	0.726	0.610	8578.0

注 a) [P. I]-昭和41年2月~46年6月, [P. II]-50年4月~54年3月, [P. III]-53年6月~56年6月。

b) ()内はt値, **は1%水準で有意, *は5%水準で有意。

c) \bar{R}^2 : 自由度修正決定係数, Se: 残差の標準偏差, D.W.: ダービン・ワトソン比。

その安定性が観察されたと判断できる。

(b) 対前年増減ベースの計測 (表3)

つぎに、短期的な季節変動を取り除く意味で、対前年増減のデータを、被説明変数、説明変数に用いて計測を行なった。対前年増減のデータを用いた目的は、季節的な変動以外に対しても日銀信用が受動的であったかどうかを観察することにある。もちろん、季節性を取り除く方法として、対前年増減を用いることは十分な方法ではなく、ひとつの簡便法にすぎない。

計測式の定式化は、(a)の場合と同様である。ただ、計測期間については、期間〔P.Ⅱ〕について、昭和48～9年の金融引締め期を除かざるをえなかった。この時期を含めると、説明変数間に、強い共線関係が生じたためである。そこで、ここでは期間〔P.Ⅱ〕を、昭和50年4月から54年3月までの金融緩和期をすべて含んだ期間で計測した。

計測結果はほぼ対前月増減ベースの場合と同様であるが、以下の点で異なる。まず、期間〔P.Ⅰ〕に関して、金利 Δi_c 、 Δi_L の符号がそれぞれ逆転した。これは、超過準備関数ではなくむしろ収益資産関数の理論的符号条件を反映するものである。第二に、期間〔P.Ⅲ〕については、金利の係数に関して、超過準備関数の理論的符号条件を反映する、有意な係数が得られた。第三には、全般的に式の説明力が高まる一方、強い系列相関が認められるようになった。

さて、この計測の結果、日銀信用が受動的に供給されたのは、単に季節的な変動を「中立化」するためだけではなく⁽²⁹⁾ということがうかがわれる。

(c) 現金準備関数の計測

(a)、(b)で得た日銀信用に関する計測結果では、銀行の超過準備関数の理論的符号条件を示すような金利の係数が多く観察された。このことを裏付けるために、超過準備関数の金利感性を確認しておかなければならない。市中銀行部門全体の超過準備を算出することは近似的にも困難であるため、ここでは総準備⁽³⁰⁾(現金+日銀預け金)を用いて計測を行なった。

基本モデルは以下に示すようなものである。

$$\ln RT = c_0 + c_1 \ln RR_t + c_2 \ln D + c_3 \ln i_c + c_4 \ln i_A \quad (14)$$

(+)

注 (29) 貸出増加額規制によって一部の市中銀行貸出がコーナール解にあるとき、(16)式の金利(Δi_c , Δi_L)及び規模の変数(ΔW)にかかる係数の大きさは異なると考えられる。そこで、引締め期で窓口規制が行なわれている時期について、ダミー変数(z ; その時期を1, 他を0とおく)を加えて(16)式を計測した。すなわち、

$$\Delta CRJ = b_0 + (b_1 + \gamma_1 z) \Delta i_L + (b_2 + \gamma_2 z) \Delta i_c + b_3 [RR - D] + (b_4 + \gamma_4 z) \Delta W$$

であるが、好ましい結果は得られなかった。 $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_4$ は各々ダミー変数に係るパラメータである。この式の計測では、ダミー変数で特定化された変数と他の変数との間で、多重共線性(multicollinearity)が生じたと考えられる。

(30) 「マネタリー・サーベイ」の「現金・日銀預け金」を用いた。このデータは、月末の残高であるため、当月と前月の値を平均してその月の平均残高とした。

RT は、市中銀行部門の総準備残高を示す。 RR_t は、先に導出した法定準備額(RR)をその期の平均預金残高(D)で除した平均法定準備率である。 D 、 ic_t は、各々(a)、(b)の計測で用いた預金残高とコール・レートである。 i_A は収益資産金利であるが、ここでは、先に用いた全国銀行貸出約定平均金利(i_L)と利付電々債平均利回り(i_{TL})⁽³¹⁾を交互に用いた。さらに、調整の遅れを想定して、一期ラグの変数($\ln RT_{-1}$)を加えた場合も試してみた。また、計測期間は前と同じ部分期間を設けた。(ただし、期間[P. I]に関してはデータの制約から、昭和42年1月を期首とした。)

計測結果は、表4に示すとおりである。コール・レート($\ln ic$)の係数に関しては、それが独立し

表4 市中銀行総準備関数の計測

	計測期間	定数項	$\ln RR_t$	$\ln D$	$\ln ic$	$\ln(ic/i_L)$	$\ln(ic/i_{TL})$	$\ln RT_{-1}$	\bar{R}^2	D.W.	Se
R.1	[P. I]	-2.252 (2.300)*	0.032 (0.211)	0.847 (12.229)**	0.172 (3.210)**				0.924	1.560	0.063
R.2		-1.861 (1.996)*	0.059 (0.391)	0.844 (12.198)**		0.184 (3.163)**			0.924	1.592	0.063
R.3		-1.451 (1.559)	0.086 (0.554)	0.815 (11.780)**			0.258 (2.514)**		0.920	1.512	0.065
R.4	[P. II]	-2.091 (2.689)**	0.332 (6.566)**	0.830 (15.704)**	0.268 (5.757)**				0.971	1.095	0.053
R.5		-1.865 (2.077)*	0.346 (5.761)**	0.854 (12.545)**		0.355 (4.556)**			0.967	1.081	0.057
R.6		0.097 (0.153)	0.475 (11.762)**	0.706 (14.777)**			0.256 (3.702)**		0.964	1.094	0.059
R.7		-0.795 (1.022)	0.164 (2.714)**	0.447 (4.757)**		0.214 (3.036)**		0.416 (5.460)**	0.977	1.922	0.048
R.8		0.664 (1.225)	0.247 (4.561)**	0.315 (3.791)**			0.105 (1.629)	0.492 (5.396)**	0.974	1.979	0.050
R.9	[P. III]	2.053 (0.713)	0.775 (5.145)**	0.547 (2.681)**	0.086 (1.448)				0.875	1.356	0.056
R.10		0.353 (0.143)	0.867 (6.809)**	0.672 (3.938)**		0.064 (0.945)			0.870	1.293	0.057
R.11		0.926 (0.358)	0.784 (4.664)**	0.637 (3.598)**			0.096 (1.162)		0.872	1.351	0.056
R.12		1.685 (0.659)	0.654 (3.540)**	0.417 (1.781)*		0.080 (1.189)		0.234 (1.555)	0.889	1.680	0.056
R.13		1.761 (0.671)	0.618 (3.009)**	0.437 (1.914)*			0.094 (1.155)	0.204 (1.371)	0.875	1.680	0.056

注 a.) [P. I]昭和42年1月~47年5月, [P. II]47年7月~53年5月, [P. III]53年6月~56年6月。
 b.) ()内はt値, **は1%水準で有意。*は5%水準で有意。
 c.) \bar{R}^2 : 自由度修正済決定係数。Se: 残差の標準偏差。D.W.: ダービン・ワトソン比。

て計測式に加えられる場合、期間[P.I]、[P.II]について、有意に正の値を示している。これは、資金調整の価格としての性格を反映するものと思われる（式R. 1, R. 4）。

収益資産の金利水準とコール・レートの水準には、高い共線関係が存在すると考えられるため、ここでは両者の対数差分 ($\ln(i_{cliL})$, $\ln(i_{cliTL})$) を説明変数として計測を行なった。この場合でも、期間[P.I]、[P.II]について有意に正の符号が観察された（式 R. 2, R. 3, R. 5, R. 6, R. 7）。

これらの結果は、コール・レートが機会費用としての符号条件を反映している岩田・浜田〔1980〕、古川〔1980〕、金子〔1981〕等とは逆の結果を示すものである。ただ、この計測結果から、⁽³²⁾超過準備の金利感応性について、一意的な結論をくだすことは危険である。なぜならば、これはあくまでも市中銀行部門全体でとらえた動きであり、この中に含まれる都市銀行、地方銀行、相互銀行、信用金庫等々の準備保有行動は、かならずしも同質的であるとはかぎらないからである。本論では、市中銀行部門全体に関しての符号条件を確かめることが必要であった。そのため、このような計測を試みた。

今回の計測では、ごく最近の期間[P.III]については、金利に関してほとんど有意な係数が得られなかった。また、期間[P.I]については、法定準備率(RR_t)の係数が有意でない。これは、この期間中に預金準備率の目立った変更がほとんどなかったためと思われる。

6. 今後の展望

本論の計測結果から判断するかぎり、日銀信用全体が受動的に供給されてきたという仮説は簡単には棄却できない。この結果は、ハイパワードマネーの一部が政策的な外生変数ではなく内生変数であることを示唆している。

ところで、われわれの分析はコール資金市場における price-quantity relation に着目したものである。つまり、市中銀行部門の日銀信用に対する需給を、日本銀行当局が価格（金利）の変動ではなく数量面で受動的に調整してきた可能性があることを示した。

しかしながら、市場の price-quantity relation だけに着目した結果、わが国金融政策の別の重要な側面を見逃がしているという批判は免れない。たとえば、日本銀行が個別の市中銀行に対して行なう種々の指導等は、わが国金融政策の歴史で無視できない役割を果たしてきたと考えられている。ところが、このような政策の効果を明らかにするためには、市場メカニズムに依拠したわれわれの分析用具では不十分なことが予想される。わが国金融政策の総合的評価を行なうにあたり、この点は今後に残された検討課題である。

注 (31) 出所『東証統計月報』。

(32) これらの研究は、銀行部門を都市銀行、地方銀行、相互銀行、信用金庫等に部門分割して、計測を行なったものである。

〔参考文献〕

- 安斎隆〔1979〕「短期金融市場自由化の意味と目的」『金融ジャーナル』6月号, 日本経済新聞社編『論集・現代の金融問題, 短期金融市場』日本経済新聞社, 1980年所収, 第4章。
- 安斎隆〔1981〕「短期金融市場をめぐる諸問題」『金融』No. 411, 6月号。
- 浅見審三〔1963〕『コール市場の解説』日経文庫, 日本経済新聞社。
- Baltensperger, Ernst〔1980〕“Alternative approaches to the theory of the banking firm,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 6, No. 1, January.
- 江口英一〔1977〕「コメント：堀内昭義「『窓口指導』の有効性」」『経済研究』第28巻第3号, 7月。
- 藤野正三郎〔1978〕「日銀はマネー・サプライを制御できるか—新しい金融調整方式を提案する—」『エコノミスト』臨時増刊6月10日号。
- 藤野正三郎〔1981〕「銀行行動とマネー・サプライの制御」, 貝塚・兼光編『現代日本の経済政策』日本経済新聞社, 所収第3章。
- 古川順一〔1981〕「窓口規制の有効性—堀内・江口論争をめぐる—」『経済研究』第32巻第1号, 1月。
- 後藤新一〔1981〕「短期金融市場」, 貝塚, 志村, 蠟山編『金融・証券講座第Ⅱ巻—金融・証券市場の制度と構造—』東洋経済新報社, 所収第3章。
- 堀内昭義〔1980〕『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。
- 岩田一政, 浜田宏一〔1980〕『金融政策と銀行行動』東洋経済新報社。
- 貝塚啓明〔1967〕「安定政策の目標と金融政策」, 木下和夫編『経済安定と財政金融政策』日本経済新聞社, 所収。
- 貝塚啓明〔1974〕「低金利政策の歴史的推移とその評価」『週刊東洋経済臨時増刊』近代経済学シリーズNo. 27, 2月8日号。
- 金子隆〔1981〕「金融機関の準備保有行動—コール需給発生メカニズムの解明に向けて—」『三田商学研究』第24巻第5号, 12月。
- 金子隆〔1982〕「短期金融市場の機能と銀行行動」『金融ジャーナル』4月号。
- 呉文二〔1973〕『金融政策—日本銀行の政策運営—』東洋経済新報社。
- 呉文二〔1979〕「短期金融市場はどう変わる—金利自由化への導火線となるか—」『エコノミスト』7月15日号, 日本経済新聞社編『論集・現代の金融問題2 短期金融市場』日本経済新聞社, 1980年所収第1章。
- Morrison, George R.〔1966〕*Liquidity preferences of commercial banks*, University of Chicago Press.
- 中島将隆〔1977〕『日本の国債管理政策』東洋経済新報社。
- 日本銀行調査局〔1962〕「日本銀行信用の性格と新金融調整方式」『調査月報』11月号。
- 日本銀行調査局〔1975〕「日本におけるマネー・サプライの重要性について」『調査月報』7月号。
- 日本銀行調査局〔1977〕『わが国の金融制度』日本信用調査。
- Poole, William〔1966〕“Commercial bank reserve management in a stochastic model: implications for monetary policy,” *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 5, December.
- 蠟山昌一〔1971〕「わが国金融のメカニズム—問題点の提起と整理—」, 島野・浜田編『日本の金融』岩波書店, 所収序章。

コール市場と日本銀行信用の受動性

鈴木淑夫〔1966〕『金融政策の効果——銀行行動の理論と計測——』東洋経済新報社。

鈴木淑夫〔1974〕『現代日本金融論』東洋経済新報社。

鈴木淑夫〔1981〕『日本経済と金融——その転換と適応——』東洋経済新報社。

短資協会編〔1966〕『短資市場七十年史』実業之日本社。

寺西重郎〔1979〕「人為的低金利政策の下での金融政策」『計測室テクニカルペーパー』日本証券経済研究所，No. 49，12月。

外山茂〔1980〕『金融問題21の誤解』東洋経済新報社。

山本和〔1980〕「わが国におけるマネーサプライ・コントロールのメカニズムについて」『金融研究資料』第5号，5月。

(大学院商学研究科博士課程)