

經濟論叢

第160卷 第4号

-
- ケインズとポンド残高(1)……………岩本武和 1
- 中国中央集権的計画經濟体制の形成と
第一次五カ年計画(1)……………李軍鋒 21
- 日本の短期金利決定メカニズム……………中川竜一 41
- 技術パラダイムと技術軌道……………大驛潤 62
- ホワイトカラー型労働組合主義の性格づけ……………松尾孝一 86
-

平成9年10月

京都大學經濟學會

日本の短期金利決定メカニズム*

—理論と実証—

中 川 竜 一

I はじめに

短期金融市場は民間経済主体が短期資金を貸借する場であると同時に、日本銀行が日々の金融調節を実践する場でもある。そのため、短期金利は金融政策の「鏡」であり、直近の政策スタンスを最もよく表す指標と考えられている。

しかし、短期金利決定メカニズムに関するこれまでの研究を振り返ると、学界と日本銀行関係者との間には、依然として大きな理論的対立が存在する。それには次のような理由が考えられる。まず学界では、金融調節があまりにも純理論的な想定の下で理解され、ハイパワードマネー (HPM) のコントロールによる政策運営が強調され過ぎる感があったこと、その結果、HPM コントロールの弊害 (金利の乱高下など) は軽視される傾向があったことである。また、日本銀行関係者については、「準備預金の積み進捗率」という特別な指標の重要性を主張するものの、その効果を金融調節の実務的側面から直感的に説明する傾向が強かったことである。さらに別の理由として、日本銀行の金融調節に関する「日次」のデータがつい最近まで公表されていなかったことも挙げられる。

そこで本稿では、これらの点を補うべく、次の二点を中心的に考察する。まず第一に、日本銀行関係者の見解を可能な限り取り入れて定式化をおこな

* 拙稿の執筆に際し、京都大学大学院、古川顕教授から多くのコメントと激励を受けました。記して感謝します。いうまでもなく、本稿の見解に関する責任は筆者個人に帰するものです。

い、「積み進捗率」という指標が短期金利に波及するメカニズムを明らかにする。第二に、1990年代前半の短期金融市場調節に関する「日次」データを利用して、定式化の妥当性に関して実証分析をおこなう。

その際、「積み進捗率」という日次レベルの指標に注目して分析を進めるため、日次レベルの金融調節を考察の対象とし、それに見合った条件を設定する。

まずⅡでは、日本における金融調節方式と準備預金制度の現状を解説する。そして、金融調節に関する日本銀行関係者の説明と学界の反論を簡単に振り返り、問題の所在を明らかにする。Ⅲでは、日本銀行の金融調節を解説し、「積み進捗率」による定式化をおこなう。Ⅳでは、短期金融市場における民間金融機関の資金調達行動を定式化し、Ⅲをふまえて短期金利決定メカニズムを明らかにする。Ⅴでは、1990年代前半の金融調節に関する日次データを用いて実証分析をおこなう。最後に、Ⅵで全体を総括する。

Ⅱ 準備預金制度と「積み進捗率」

現在、日本銀行は、民間金融機関の資金調達に対して機動的に信用供与・吸収をおこなっているが、その有効性は、昭和32年の「準備預金制度に関する法律」、すなわち準備預金制度の存在に依存している。

日本の準備預金制度は、各民間金融機関に対して、月間の平均預金残高に法定準備率をかけて算出された額（通常、「所要準備額」もしくは「積み所要額」と呼ばれている）を、当月16日から翌月15日までに、日本銀行当座預金に無利子で預け入れることを義務づけたものである¹⁾。期間内における所要準備額の積み立て方は、各金融機関の裁量に任されている。本稿で焦点となる「準備預金の積み進捗率」とは、このように金融機関が準備預金を積み立てる速さを表したものである。ただし、1ヶ月間で当座預金残高の累積額が「所要準備額」

1) このような積み立て方式は、「所要準備額」算定の対象となる期間（1日～30日）と実際に積み立てる期間（16日～翌月15日）が半月ずれていることから、「同時積み・後積み混合方式」と呼ばれている。

に達するようにしなければならず、もし準備が不足した場合には、不足額に対してペナルティが課されることになる。

つまり、準備預金制度によって、日々の営業活動とは別に、民間金融機関には毎日、資金を調達する必要があるが、日本銀行が安定した金融調節を行う余地が生まれるのである。

では、日本銀行の金融調節およびコールレート決定メカニズムに関する先行研究を振り返ってみよう²⁾。日本銀行関係者が「積み進捗率」を用いて金融調節を説明することは既に述べた。先駆的な研究には、山本〔1980〕、安田〔1981〕、鈴木・黒田・白川〔1988〕、神崎〔1988〕があり、一般的に次のような説明をおこなっている。

日本銀行が自発的に短期金利をあるレベルに誘導しようとする場合、信用を意識的に供与・吸収し、民間金融機関の準備預金の増減を作り出す。このとき「積み進捗率」も低下するが、それは将来の政策スタンスを短期金融市場に示す「シグナル」として機能する。すなわち、「積み進捗率」の上昇ペースが速まる（遅れる）と、金融機関は将来の金融環境を楽観的（悲観的）に予想し、予想コールレートを低下（上昇）させる。その結果、時点間の裁定によって、現在のコールレートも低下（上昇）するのである。このような金融調節は、通常、「積極的調節」と呼ばれている。その一方で、日本銀行は、積み立て期間全体の資金需要には受動的に信用を供与しており、金融機関が必ず所要準備額を調達できることを事実上保証している。これは「受動的調節」と呼ばれ、日本銀行の金融調節の大きな特徴である。

しかし、「積極的調節」と「受動的調節」を同時に解説しようとする「日銀理論」は、常に学界の批判の対象となってきた。なぜなら、「日本銀行がある時点で準備預金の積みに必要な資金の供給を抑制しても、最終的には必要な資金を供給する以上、今日の準備資金供給減は明日以降の準備資金供給増を意味

2) 日本銀行の金融調節に関する学界と日本銀行関係者の論争については、黒田〔1996〕を参照。

する。そうである限り、銀行は安心して準備預金の積み増しを延期できるので、コール・手形レートは変化しない(岩田 [1993, 124ページ], そのほか堀内 [1980] を参照)と考えられるからである。例えば、日本銀行が信用吸収という「積極的調節」をおこなない、民間金融機関の準備預金の積み立て行動を抑制したとしよう。その結果、確かに「積み進捗率」の上昇は抑制される。しかし、それは積み立て期間を通じた日本銀行信用の減少を意味しない。なぜなら、日本銀行は、すべての金融機関が積立期間の最終日(翌月15日)に「所要準備額」を確保できるよう、「受動的調節」によって信用を供与しなければならない。そのため、「積み進捗率」の操作によって短期金利をコントロールすることは不可能、と考えられるのである。

すなわち、「日銀理論」が抱える問題には第一に、「受動調節」という制約の中で「積極的調節」がいかにして行われるかについて理論的な説明が不足していること、第二に、実際の金融調節の効果に関して「日次」レベルの実証分析が圧倒的に不足していたことが挙げられる³⁾。しかし、最近の説明、例えば岩村 [1991], 翁 [1987] [1991] [1993] は、民間金融機関の予想コールレートの分布や危険回避的な準備積立行動を仮定して、積み進捗率の効果について動学的な定式化を行っており、「日銀理論」の核心をかなり詳細に記述している⁴⁾。

本稿もこれと軌を一にするものであるが、次節以降では、別の角度からコール市場の動学的な定式化を試みる。そして、民間金融機関全体の準備需要関数もしくは「積み進捗率需要関数」なるものを導出し、「日銀理論」が唱える短期金利決定メカニズムの妥当性について実証分析をおこなう。

3) 伝統的な説明としては、日銀貸出に伴う「貸出抑制制度」(呉, 1973, 82ページ)や「返済圧力」(西川, 1977, 243ページ)、日々の金融調節における「資金繰り指導」(鈴木, 1974, 80ページ)、所要準備積立に伴う「着地失敗のリスク」(鈴木・黒田・白川, 1988, 52ページ)など、いわゆる implicit costと呼ばれるものが多かった。しかし、この点を具体的にモデルに導入したものは非常に少なかった。

4) 田中 [1992], 打田 [1995] は、短期金融市場のデータを用いて「日次」レベルの実証分析を試みており、準備需要と金利との間に負の関係があることを確認している。

III 準備供給の定式化

本節と次節では、日本銀行による準備供給と民間金融機関の準備需要を定式化する。そして、これまでの日本銀行関係者の見解を参考にして、短期金融市場（とりわけコール市場）における部分均衡分析を行う。

まず積み立て期間が n 日で構成され、その中の t 日目 ($1 \leq t \leq n$) について考えよう。日本銀行勘定を図1のように定義すると、バランスシート制約として以下の恒等式が成立する。

図1 日本銀行

日本銀行貸出	BL_t	準備預金	R_t
手形・債券	BS_t	日本銀行券	C_t
		政府預金	G_t

$$BL_t + BS_t = R_t + C_t + G_t$$

$$R_t = (-C_t) + (-G_t) + (BS_t + BL_t) \quad (1)$$

BL_t は日本銀行貸出、 BS_t はオペレーションによって買い入れた手形・債券、 R_t は民間金融機関から預かった準備預金、 C_t は日本銀行券の発行残高、 G_t は政府預金である。添え字の t は日次を表している。これらのデータは『経済統計年報』（日本銀行）で「資金需給実績」統計として公表されており、(1)式は「日銀理論」の基本方程式と考えられている。

当然であるが、これは会計上の恒等式にすぎず各勘定間の因果関係を表したものではない。しかし、日本銀行は、「日次」レベルでは R_t を外生的にコントロールすることができると考えている。その理由は次のようなものである。まず(1)式より、 R_t は C_t および G_t と関係している。 C_t と G_t は合わせて「資金過不足」と呼ばれており、民間経済主体の現金需要および政府の財政行動など、日本銀行および民間金融機関が短期的にコントロールすることのできない勘定と考えられている。したがって、 C_t および G_t は、 R_t に対して外生的な変数と考えられる。また、 R_t は BL_t および BS_t と関係している。 BL_t

$+BS_t$ は、日本銀行による信用供与・吸収を表しているが、当然、日本銀行が自らコントロールすることのできる勘定である。したがって、 C_t 、 G_t の外生的変動に対して $BL_t + BS_t$ を自在に変化させることによって、日本銀行は民間金融機関の準備預金残高 R_t を外生的にコントロールすることができるのである。

もちろん前節で述べたように、日本銀行は、月次レベルでは「受動的調節」を要求されるので、 R_t のコントロールは、日本銀行の完全なオプションとはいえない。しかし、積み立て期間の最終日（翌月15日）を除けば、日本銀行が BL_t 、 BS_t をそれぞれ積極的にコントロールすることは可能であり⁵⁾、日本銀行は、 R_t を意図した水準にコントロールすることができるのである⁶⁾。

このようにして決定される t 日目の供給額を R_t^s とすると、1ヶ月全体での日本銀行の準備供給は

$$\sum_{i=1}^n R_i^s = q\bar{D} \quad (2)$$

となる。 q は法定準備率、 \bar{D} は1ヶ月の民間金融機関全体の平均預金残高である。したがって、 $q\bar{D}$ は所要準備額を表している。(2)式は、前節で述べた「受動的調節」を表しており、1カ月間の準備供給額が所要準備額に等しいことを意味している。

このとき「積み進捗率」はどのように定式化されるだろうか。もし民間金融機関が準備預金を平均的に積み立てるなら、1日あたり $q\bar{D}/n$ ずつ積み上げていけばよい。この積み立て方を標準的なものと考えれば、 t 日目の「標準的」進捗率は

- 5) 1995年7月以降、短期金利の低め誘導によって無担保日物コールレートは公定歩合を下回ったので、日本銀行貸出 BL_t の拡大については日本銀行のオプションではなくなった。しかし、 BS_t が R_t に対して外生的である限り、日本銀行が日銀信用 ($BL_t + BS_t$) をコントロールすることは依然として可能である。
- 6) ここで注意したいのは、日本銀行は HPM の一部である R_t のみを外生的にコントロールすることができるのであって、民間経済主体の現金需要 C_t を含めた HPM 全体を同様にコントロールすることができないということである。

$$\frac{(q\bar{D}/n)t}{q\bar{D}} = \frac{t}{n} \quad (3)$$

となる⁷⁾。しかし、実際の進捗率は日本銀行によってコントロールされている。そこで「現実の」進捗率を RP_i^t とすると

$$RP_i^t = \frac{\sum_{i=1}^t R_i^t}{q\bar{D}} \quad (4)$$

となる。(3)、(4)式より双方の進捗率の差、すなわち「積み進捗率乖離幅」を P_i^t とすると

$$P_i^t = RP_i^t - t/n; \quad P_0 = P_n = 0 \quad (5)$$

と定義される。この乖離幅 P_i^t は、「日銀の立場から見れば、……積みの調整を行う際の一つの重要な目安」になっている(神崎 [1988, 32ページ]。さらに鈴木・黒田・白川 [1988, 45-46ページ] も参照)。というのは、乖離幅は、コール市場の引き締め具合に関する情報を民間金融機関に与え、後に見るように金融機関の準備需要に大きな影響を及ぼすからである。したがって、(5)式はコール市場の準備供給関数であり、日本銀行が望む t 日目の積み進捗率乖離幅を表している。

最後に、民間金融機関全体の準備需要を R_i^d とすると、以下のコール市場の需給均衡が成立する。

$$R_i^d = R_i^s \quad (6)$$

IV 準備需要の定式化と短期金利決定メカニズム

次に、民間金融機関の準備預金積み立て行動にコスト最小化を仮定し、準備需要 R_i^d がどのように決定されるかについて考察する。そこで危険中立的な金融機関が m 行存在し、平均的な金融機関として第 k 銀行 ($1 \leq k \leq m$) のバランスシートを図2のように仮定しよう。 $R_{k,t}$ は日本銀行当座預金、 $L_{k,t}$ は民間

7) 実際には積み進捗率はパーセントで表示されるため式の両辺に100をかけるべきだが、ここでは煩雑さを避けるため省略している。以下も同様。

図2 第k銀行

準備預金	$R_{k,t}$	日本銀行借入	$BL_{k,t}$
貸出	$L_{k,t}$	コールマネー	$CM_{k,t}$
		預金	$D_{k,t}$

非金融部門への貸出, $BL_{k,t}$ は日銀借入, $CM_{k,t}$ はコールマネー, $D_{k,t}$ は民間非金融部門から預かった預金である。

このようにバランスシートを定義すると, 準備預金をファイナンスする手段は他の4つの勘定が考えられるかも知れない。しかし, 日次レベルでは, 個別金融機関が準備調達に利用できるのは $CM_{k,t}$ に限定される。なぜなら, $L_{k,t}$ は短期的に硬直的なものであり, $D_{k,t}$ は金融機関にとって外生的, また前述したように, $BL_{k,t}$ は日本銀行の裁量によって決定されるからである⁸⁾。実際, コール市場は, 主に金融機関が準備預金を調達するための市場として機能している。そこで, その点をふまえた上で準備需要関数の定式化を始めよう。

第k銀行の当積み立て期間の対象月の平均預金残高を \bar{D}_k とすると

$$\sum_{k=1}^m \bar{D}_k = \bar{D}, \quad (7)$$

また第k銀行のt日目の準備需要を $R_{k,t}^*$ とすると

$$\sum_{t=1}^n R_{k,t}^* = q \bar{D}_k \quad (8)$$

となる。(8)式は, 民間金融機関が積み最終日に超過準備を保有しないことを表している。なぜなら, 受動的調節と無利子の日本銀行当座預金の存在によって, 民間金融機関は, 最終日に超過準備を保有するインセンティブをもたない

8) 翁 [1993, 53ページ] によれば, 民間金融機関の貸出行動は半期, 四半期といった業務計画に沿って進められ, 1ヶ月の積み立て期間において大きく変化しない。また, 植田 [1988], 小塩・岸本 [1996, 132-134ページ] も同様に述べている。ところで, 短期金融市場の中でも, オープン市場は民間非金融部門から金融部門へハイパワードマネーをシフトさせる可能性をもっている。そのとき, 日本銀行は前節のような準備供給に対するオプションをもつことができない。しかし, 民間非金融部門の現金需要は短期的にはかなり硬直的であり, 以上の可能性は非常に少ないと考えられる。

からである。さらに、 t 日目における金融機関全体の準備需要は日本銀行の準備供給に一致するので、(6)式より以下のように表される。

$$\sum_{k=1}^m R_{k,t}^d = R_t^s \quad (9)$$

次に、コール市場から資金を調達するときの状況について少し考えてみよう。現在のコール市場には以前のような規制色がなくなり、かなり競争的な市場として機能している。しかし、先行研究を見る限り、コールマネーの限界費用は一日の調達額に応じて逓増すると予想される。というのは、次のような理由が考えられるからである。

1. 一日に多額の準備を調達しようとするとき、高いレートをオファーしなければならない (山本和 [1980, 10ページ], 神崎 [1988, 32ページ], 小塩・岸本 [1996, 155ページ])。
2. 短時間に多くの貸し手を見つけなければならないため事務処理費用が余計にかかる。
3. 不規則な積み立て行動は、その銀行の経営状態に対する市場の信頼を低下させ、結果として日本銀行による監視強化につながる (鈴木・黒田・白川 [1988, 52ページ])⁹⁾。

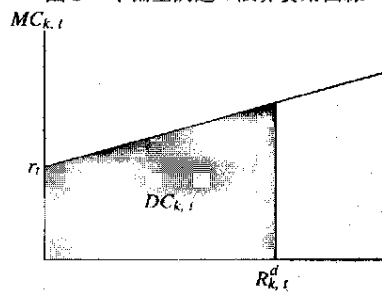
そこで、第 k 銀行がコールマネーを 1 単位調達するときの限界費用を MC とし、簡単に以下のように定義する。

$$MC = r_t + \beta_k R_{k,t}^d; \quad \beta_k > 0 \quad (10)$$

r_t は t 日目のコールレート、 β_k は逓増部分を表すパラメーターである。このとき、コール市場からの調達額が増加するにつれて限界費用は図 3 のように増加し、 $R_{k,t}^d$ を調達したときの第 k 銀行の調達コストは斜線部の面積で表される。したがって t 日目の調達費用を $DC_{k,t}$ とすると

9) これは、金融機関が不規則な準備調達を行うと日本銀行借入に対する依存度が高まり、日本銀行の指導を受けやすくなることも考えられる。Goodfriend [1983] は連邦準備銀行貸出について逓増的な限界費用を仮定し、フェデラルファンド・レートのメカニズムを解明している。また、Waller [1990], Dutkowsky [1993] は実証分析によってこれを支持している。

図3 準備金調達の際の限界費用曲線



$$DC_{k,t} = \int_0^{R_{k,t}^d} MC_{k,t} dR^d \quad (11)$$

と表される。

ここで第 k 銀行が $t+1$ 日目以降 n 日目（最終日）までのコールレートを

$$r_{k,t+1}^e, r_{k,t+2}^e, \dots, r_{k,n-1}^e, r_{k,n}^e$$

と予想したとしよう。そのとき、それぞれの日における予想積み立て費用も、

(11)式と同じように予想することが考えられる。したがって、 t 日目から積み最終日までに第 k 銀行が負担する予想積み立て総費用を $TC_{k,t}$ とすると

$$TC_{k,t} = \sum_{i=t}^n DC_{k,i}$$

(10), (11)式を代入して

$$TC_{k,t} = \sum_{i=t}^n \int_0^{R_{k,i}^d} (r_{k,i}^e + \beta_k R^d) dR^d; \quad r_{k,t}^e = r_t \quad (12)$$

となる。その結果、第 k 銀行は、 t 日目において当日および将来のコールレートを勘案し、 $TC_{k,t}$ を最小化しようとする行動することになる。

ただし、第 k 銀行には、所要準備額のうち依然として積み立てていない部分を残りの $n-t$ 日間で積み立てるという義務が存在する。そこで t 日目で残っている所要準備額を「残り所要準備額」と呼び、 $(q\bar{D}_k)_t$ と表すと、準備預金の積み立て行動に関して以下のような制約式が存在する。

$$\sum_{i=t}^n R_{k,i}^d = (q\bar{D}_k)_t \quad (13)$$

最後に、(12), (13)式より、ラグランジアンを $Z_{k,t}$ とすると、乗数 $\lambda_{k,t}$ を用

いて

$$Z_{k,t} = \sum_{i=t}^n \int_0^{R_{k,i}^d} (r_{k,i}^d + \beta_k R^d) dR^d - \lambda_{k,t} \left\{ \sum_{i=t}^n R_{k,i}^d - (q\bar{D}_k)_t \right\} \quad (14)$$

と表される。

では、(14)式から $R_{k,i}^d$, $\lambda_{k,t}$ に関する一階の条件を求め、最適な準備預金積み立て行動を求めよう。

$$\frac{\partial Z_{k,t}}{\partial R_{k,i}^d} = r_{k,i}^d + \beta_k R_{k,i}^d - \lambda_{k,t} = 0$$

$$r_{k,i}^d + \beta_k R_{k,i}^d = \lambda_{k,t}; \quad i = t, t+1, \dots, n \quad (15)$$

$$\frac{\partial Z_{k,t}}{\partial \lambda_{k,t}} = (q\bar{D}_k)_t - \sum_{i=t}^n R_{k,i}^d = 0 \quad (16)$$

となる。(15), (16)より $R_{k,i}^d$ を求めると

$$R_{k,i}^d = \frac{\sum_{i=t}^n r_{k,i}^d - (n-t+1)r_{k,i}^d + (q\bar{D}_k)_t}{\beta_k(n-t+1)}; \quad i = t, t+1, \dots, n. \quad (17)$$

(17)式は、 t 日目から最終日までの最適準備需要を表している。そこで $i = t$ ($r_{k,i}^d = r_t$) とすると、 t 日目の最適準備需要 $R_{k,t}^d$ が求められる。

$$R_{k,t}^d = -\frac{n-t}{\beta_k(n-t+1)}(r_t - \bar{r}_{k,t+1}^d) + \frac{(q\bar{D}_k)_t}{n-t+1}; \quad \bar{r}_{k,t+1}^d = \frac{\sum_{i=t+1}^n r_{k,i}^d}{n-t} \quad (18)$$

ところで、 m 行から構成される民間金融機関全体の t 日目における準備需要も同様の過程によって決定されると仮定すると、(7), (8), (9)式より、(18)式を民間金融機関全体に適用して

$$R_t^d = -\frac{n-t}{\beta(n-t+1)}(r_t - \bar{r}_{t+1}^d) + \frac{(q\bar{D})_t}{n-t+1}; \quad \bar{r}_{t+1}^d = \frac{\sum_{i=t+1}^n r_i^d}{n-t} \quad (19)$$

となり、本節の目的である民間金融機関全体の準備需要関数が求められる。た

だし、 \bar{r}_{t+1} は $t+1$ 日目から積み最終日までの予想コールレートの平均を表している。

最後の作業として、(19)式を「積み進捗率乖離幅」の需要 P_t^d に書き直そう。 P_t^d は、金融機関が希望する積み立ての速さを意味している。

$t-1$ 日目までの積み進捗率を P_{t-1} とすると、(4)、(5)式から $(q\bar{D})_t$ は以下のように変換できる。

$$(q\bar{D})_t = q\bar{D} - \sum_{i=1}^{t-1} R_i = q\bar{D} \left(1 - P_{t-1} - \frac{t-1}{n} \right) \quad (20)$$

さらに(4)、(5)式を用いて準備需要 R_t^d を書き直すと

$$\begin{aligned} R_t^d &= q\bar{D} \left\{ \left(\frac{\sum_{i=1}^{t-1} R_i^d + R_t^d}{q\bar{D}} \right) - \left(\frac{\sum_{i=1}^{t-1} R_i^s}{q\bar{D}} \right) \right\} \\ &= q\bar{D} (R_t^d - R_{t-1}^s) \\ &= q\bar{D} (P_t^d - P_{t-1}^s + 1/n). \end{aligned} \quad (21)$$

最後に、(20)、(21)式を(19)式に代入して整理すると、結局 P_t^d は次のように表される。

$$P_t^d = -\frac{n-t}{\beta q\bar{D}(n-t+1)} (r_t - \bar{r}_{t+1}) + \frac{n-t}{n-t+1} P_{t-1}^s \quad (22)$$

結論として、(19)および(22)式から、民間金融機関の準備需要もしくは「積み進捗率乖離幅」需要は次のような要因によって決定されることが明らかとなった。

1. 準備需要 R_t^d および進捗率乖離幅需要 P_t^d は、現在のコールレート r_t そのものに対してではなく、現在のコールレートと将来の平均予想コールレートの差 $r_t - \bar{r}_{t+1}$ に対して負の関係をもつ。
2. 積み最終日が近づく ($t \rightarrow n$) につれて、 R_t^d および P_t^d と $r_t - \bar{r}_{t+1}$ の関係は低下し、民間金融機関の準備需要は次第に金利非弾力的となる。

このような結論が得られる理由は、コールマネー調達に限界費用について(10)式を仮定したからである。なぜなら、このような仮定の下では、金融機関

にとって準備預金を平均的に積み立てることがコスト最小化の条件となり、日本銀行は、たとえ積み立て期間の準備供給額が所与であっても、そのベースを攪乱することによってコールレートをコントロールすることができるようになるからである¹⁰⁾。

そこで次節では、1990年代前半の日本の短期金融市場に関する「日次」データを利用し、前節および本節で求めた「積み進捗率」の需要・供給関数から実際に短期金利変動の説明が可能であるかどうかについて実証分析をおこなう。

V 実証分析

日本では短期金利の代表的な指標はコールレートであり、日本銀行はコールレートを政策変数にとり、[積み進捗率]の操作によってコントロールしている。しかし、コールレートと「積み進捗率」の関係についての実証分析はこれまでほとんどおこなわれてこなかった。その理由は非常に単純で、「積み進捗率」を算出するために必要な準備預金残高の「日次」データが公表されなかったからに他ならない。日本銀行関係者の先行研究には、この非公開のデータを用いて「積み進捗率」に関する実証分析をおこなったものもある（例えば、神崎 [1988]、鈴木・黒田・白川 [1988]、黒田 [1988] など）。しかし総じて言えることは、「積み進捗率」が民間銀行の予想コールレートに影響を及ぼす過程について具体的な定式化を行わず、あくまでも単純な回帰分析によって相互関係を程度にとどまっていたことである。このように、準備預金残高の日次データが得られず、実証的な研究が不可能だったことが、「積み進捗率」について学界から理解を得られなかったことの大きな原因であろう。

そこで本節では、1990年代前半の日本の金融市場の「日次」データを用いて実証分析をおこなう。すなわち、前節で求められた準備供給関数(5)式および

10) 翁 [1987]、岩村 [1994] はこのようなコールマネーの限界費用の逓増性を仮定せず、むしろ効用関数の側面から本稿の結論に近いものを導出している。すなわち、民間金融機関は危険回避的に行動し、日本銀行が信用供与を抑えることによってコールマネーの調達額が大きく変動した場合、リスク・プレミアムが発生すると仮定している。

準備需要関数(22)式によって、「積み進捗率」がコールレートの変動を説明できるかどうかを確認する。そして、日本銀行の金融調節の有効性と本稿の短期金利決定メカニズムの妥当性について検証したいと思う。

実証上の問題は、各変数のデータをどのように手に入れるかということであるが、これは以下のような方法もしくは注意の下でおこなった。

1. 『日本経済新聞』および『日経金融新聞』では、1990年8月1日から準備預金残高の日次データが掲載されるようになった¹¹⁾。これを日本銀行『経済統計年報』に掲載されている毎月の所要準備額と照合し、各積み立て期間内の「積み進捗率」を算出する。積み立て期間は1990年8月16日から1996年7月15日(2161日、71期間)を対象とする。
2. コールレート r_t については、無担保翌日物コールレートを利用する。ただ、民間金融機関の平均予想コールレート r_{t+1}^e は観察不可能なので、何らかの代理変数をおく。そこで市場関係者が合理的期待形成を行っているものと仮定して、日々のレートから「事後的な」平均予想コールレートを計算し、 r_{t+1}^e の代理変数とする。
3. 土・日曜日および祝祭日は市場が閉まっており、コールレート、準備預金残高のデータは存在しない。しかし、休日の準備預金残高は直前営業日に日本銀行当座預金に預けられた額に等しく、たとえ休日であっても「積み進捗率」は上昇している。従って、休日のコールレートおよび準備預金残高は直前営業日に成立したものに等しいと仮定する。
4. 積み立て期間最終日(各月15日)のコールレートは日本銀行の完全なオペションによって決定されており、前節の(5)、(22)式のような何らかの決定メカニズムは存在しない¹²⁾。したがって、最終日のデータは標本から

11) 打田 [1995] はこのデータに注目し、日本で初めて日次レベルの準備需要関数の推定を行ったものである。本稿における各データの取り扱いも、打田に拠るところ大である。また田中 [1992] は、準備預金残高の日次データが満足に公開されていなかったにもかかわらず、『経済統計年報』に掲載されている準備預金の「月末残高」を用いることによって、日次レベルの準備需要関数の導出を試みている。

12) 翁 [1993, 49-50ページ]、植田・植草 [1988, 165ページ] を参照。

除外する (72日除外)。

5. 毎年の決算日 (各年3月末日, 9月末日) は常に資金需要が急増し, コールレートが急上昇するという事態が生じる。各金融機関が合理的な行動を行う限り, 時点間の金利裁定によってこのような事態は解消されるはずであるが, なぜそうなるのかについては明らかではない。そこで以下の分析では, 決算月を含んだ標本 A (2090日) と除いた標本 B (1736日, 354日除外) の両方について分析を進める。

以上の点に留意して分析を進めよう。

まずⅢにおいて, 準備預金は日本銀行によって外生的に供給されていることを述べた。そこで, (22)式において $P_t^d = P_t^s$ と仮定し, 次のように変換した。

$$r_t = \bar{r}_{t+1} - \beta PA_t; \quad PA_t = q \bar{D} \left(\frac{n-t+1}{n-t} P_t^s - P_{t-1}^s \right). \quad (23)$$

では, まず予備作業として (23) 式の3変数 r_t , \bar{r}_{t+1} , PA_t について単位根検定を行い, 定常性を確認しておこう。その理由は, 各変数の定常性が満足されなければ, (23) 式を推定して何らかの有意性が確認されても, それは「見せかけの相関」を表しているに過ぎないからである。単位根検定には様々な方法が考案されているが, 本節では, まずもっとも代表的な検定である augmented Dickey and Fuller [1979] (ADF) 検定, そして ADF 検定よりも検出力が高い Phillips and Perron [1988] (PP) 検定の二つの方法で行うことにした。まず ADF 検定では, 説明変数に定数項とトレンド項を加え, 階差のラグ数については AIC (Akaike's Information Criterion) に基づいて決定した。また PP 検定でも, 同様に定数項とトレンド項を加えた。しかし PP 検定の場合, ADF 検定とは異なり階差のラグ数を決定する明確な基準が存在しないため, ADF 検定で決定されたラグ数を採用した。

表1はその結果を表したものである。一般に予想されるのは r_t および \bar{r}_{t+1} が「単位根あり」, PA_t が「単位根なし」であるが, 標本 A, B そして ADF, PP 検定すべてにおいて予想通りの結果が得られている。「単位根あり」とい

表1 単位根検定
標本期間：1990年8月16日～1996年7月15日

統計量	標本A			標本B		
	τ_t	$\bar{\tau}_{t+1}^e$	PA	τ_t	$\bar{\tau}_{t+1}^e$	PA
τ_{ct}	-1.2997	-1.2748	-4.5756**	-1.3947	-1.2726	-5.6870**
Z_{ct}	-9.8710	-3.2064	-794.6406**	-5.2047	-4.2096	-483.0207**

注1 **、*は有意水準1%および5%で帰無仮説を棄却できることを示す。

注2 τ_{ct} は定数項・トレンド項ありのADF検定におけるT値タイプの検定統計量、 Z_{ct} は同じ条件におけるPP検定の検定統計量である。

注3 ADF検定における階差のラグはAICに基づいて決定し、PP検定は同じラグを採用した。

注4 ADF検定、PP検定に関する臨界値はMackinnon(1991)を参照。

う帰無仮説に対して τ_t および $\bar{\tau}_{t+1}^e$ は棄却されず、 PA_t は有意水準1%で棄却され「単位根なし」という結果となっている。ただ、この結果が事実ならば、 τ_t と PA_t は異なる確率過程に従い、相互の因果関係を考えることはできない。そして、(23)式は「見せかけの相関」を表していることになる。

そこで次の予備作業として、 τ_t と $\bar{\tau}_{t+1}^e$ について共和分検定を行い、共通の確率過程に従うかどうかを確認した。検定方法としては最も代表的な augmented Engle and Granger [1987] 検定を採用した。ADF検定の時と同様に定数項とトレンド項を説明変数に加え、階差のラグ数はAICに基づいて決定した。

その結果は表2の通りである。検定に万全を期すため τ_t 、 $\bar{\tau}_{t+1}^e$ それぞれを従

表2 共和分検定 (augmented Engle and Granger)
標本期間：1990年8月16日～1996年7月15日

従属変数	標本A	標本B
n	-10.2237**	-8.2557**
$n+1$	-10.2224**	-8.2660**

注1 **、*は有意水準1%および5%で帰無仮説を棄却できることを示す。

注2 各検定統計量は定数項を含む。

注3 検定における階差のラグはAICに基づいて決定。

注4 検定に関する臨界値はMackinnon(1991)を参照。

属変数とした場合の共和分検定を行ったが、期間 A、Bともに「共和分なし」という帰無仮説は1%の有意水準で棄却された。すなわち、現在のコールレート r_t と平均予想コールレート \bar{r}_{t+1} は共和分関係にある。このとき、 r_t と \bar{r}_{t+1} による共和分回帰の残差は定常なので、同じく定常である PA_t を説明変数として導入しても問題は生じない。すなわち、(23)式を通常の回帰分析によって推定することに問題は生じない。

では予備検定を終わり、実際に(23)式の推定を行ってみよう。説明変数で問題となるのは、 \bar{r}_{t+1} が期待変数であるため、誤差項との相関によって推定値にバイアスが生ずることである。そこで操作変数法を用いて推定する。操作変数としては PA_t の他に、なるべく外生的な変数が望ましいので公定歩合を採用した。また、右辺には定数項および決算日のダミー変数(標本Aのみ)を導入し、誤差項には一階の系列相関を想定してコ克蘭・オーカット法によって除却した。

操作変数法の問題点は、推定値が一致性を満たすものの不偏性は満たされないことである。その結果、係数推定値を標準誤差で割った統計量は、通常、 t 分布を用いて検定することができない。しかし、標本数が2000程度であれば、

表3 (21)の推定(操作変数法)

標本期間: 1990年8月16日~1996年7月15日

	定数項	決算日ダミー	\hat{r}_t	PA_t	\bar{R}^2	D. W.	ρ
標本 A	-.01052 (-.7309)	.5546 (17.5627)	1.0100 (313.389)	-1.0579*10 ⁻⁸ (-.8850)	.9986	2.2737	.7427 (50.6949)
標本 B	-.00917 (-.4762)		1.0103 (231.742)	-2.0767*10 ⁻⁸ (-2.0295)	.9994	2.0722	.8743 (75.0749)

注1 推定には操作変数法を用い、 r_t に対する操作変数として他の説明変数に加えて公定歩合を採用した。

注2 誤差項は1次の系列相関を考え、コ克蘭・オーカット法によって除去した。

注3 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、D. W.はダービン・ワトソン値、 ρ は誤差項の1次ラグの係数である。

注4 \bar{R}^2 、D. W.以外の数値は係数推定値を表し括弧内は t 値タイプの検定統計量を表す。

統計量は帰無仮説において漸近的に標準正規分布に従うので、以下ではそのように判断して検定を行った(山本拓[1995])。

表3は標本A, Bについて推定したものである。それぞれの値は変数の係数推定値であり、括弧内の数値は上で述べた検定統計量を表している。また、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、D.W.はダービン・ワトソン値、 ρ は誤差項の1期ラグの係数を表している。標本A, Bにおいて PA_t の係数を見ると、双方とも符号条件を満たし、おおむね近い値を示している。ただ \bar{R}^2 およびD.W.で判断すると、標本Aは適合度の点で多少劣っており、 PA_t のt値タイプの統計量も標準正規分布の左片側確率で20%水準とそれほど有意な結果が得られていない。また、決算期ダミーが1%水準有意であることから判断すると、推定値は決算月の影響をかなり受けていると考えられる。他方、標本Bでは、 PA_t の統計量は左片側確率で5%水準有意となっており、「積み進捗率」がコールレートに対して有意に働いていることを示している。

この結果を総合的に判断すると、前節で定式化したモデルは、実証的に見て大むね妥当していると考えられる。「積み進捗率」の効果を集約した変数 PA_t は、現在と将来の金利差に対して負の影響を与えており、「積み進捗率」を通じた金融調節は有効に機能しているといえよう。

VI おわりに

日本銀行関係者の見解に沿って定式化を行った結果、「積み進捗率」は短期金利の動きをかなりの程度説明できることが明らかとなった。ただし、それは短期金利それ自体ではなく、当日の短期金利と民間金融機関による将来の平均予想金利との「差」に影響しているのである。

本稿の定式化の基礎となっていたのは、コール市場における準備調達限界費用が調達額に応じて増加すると仮定したことである。コール市場が完全競争市場に非常に近い性格をもっていることを想定すると、適当な仮定とは言えないかも知れない。しかし、日本銀行による準備供給は無限に行われるものでは

ない。したがって、民間金融機関が効率的に準備預金を積み立てる場合、積み立て期間中でコールレートが大きく低下したからといって、積み所要額全額を積み立てるような金融機関は存在しない。なぜなら、日本銀行信用が所与のとき、コール市場から多くの資金を調達すれば高いレートをオファーしなければならず、またそのような不規則な準備調達をおこなえば日本銀行の監視が強まるからである。コールレートのみならず、それら副次的コストが民間金融機関の積み立て行動に影響することによって、「積み進捗率」は実際的な効果をもたらるのである。

では最後に、本稿における今後の課題を述べておこう。確かに本稿では、短期金利の決定メカニズムに関して、「積み進捗率」が規則的に働きかけていることを理論的に明らかにし、実証分析によって検証した。しかし、日本銀行関係者が「積み進捗率」の重要性について強調することは、そのような規則的な効果についてではなく、むしろ「積み進捗率」がもつ「シグナル効果」についてである。すなわち、日本銀行関係者は、「積み進捗率」が将来の金融調節スタンスを民間金融機関に伝達する「シグナル」として機能することを強調する。しかし、本稿では、「積み進捗率」の「シグナル効果」を考察しなかった。(23)式は、単に、現在と将来のコールレートの「差」の決定メカニズムを表すにすぎないからである。したがって、この問題を本稿で定式化したモデルによって解決することが次なる課題となろう。

ただ、短期金利決定メカニズムをさらに掘り下げていくためには、より詳細な実証分析が必要であることは否定しようがない。そのためにも、金融調節に関するより詳細なデータが公開されることを望むばかりである。

参 考 文 献

- [1] 岩田規久男『金融政策の経済学』日本経済新聞社、1993年。
- [2] 岩村 充「短期金融市場の金利決定メカニズム」『金融研究』（日本銀行）第10巻第4号、1994年、11-26ページ。

- [3] 植田和男・植草一秀「金融調節のメカニズム——動学的考察——」鬼塚雄丞・岩井克人編『現代経済学研究』東京大学出版会, 1988年, 156-170ページ。
- [4] _____「マネーサプライのコントロールを巡って」『金融研究』(日本銀行)第12号, 第1号, 1993年。
- [5] 打田委千弘「準備預金需要関数の実証分析——日次データを用いた推定——」『立命館経済学』(立命館大学)第44巻第4, 5号, 1995年, 111-127ページ。
- [6] 翁 邦雄「短期金融市場金利と金融調節—『日銀理論』再考—」一橋大学経済研究所ディスカッションペーパー, No. 157, 1987年。
- [7] _____「日本における金融調節」『金融研究』第10巻第2号, 1991年, 1-32ページ。
- [8] _____「金融政策——中央銀行の視点と選択——」東洋経済新報社, 1993年。
- [9] 小塩隆士・岸本達士「日銀ウォッチング——金融政策の実戦的読み方——」日本経済新聞社, 1996年。
- [10] 神崎隆「短期市場金利の決定メカニズムについて——日米金融調節方式の比較分析——」『金融研究』(日本銀行)第7巻第2号, 1988年, 1-60ページ。
- [11] 呉 文二「金融政策——日本銀行の政策運営——」東洋経済新報社, 1973年。
- [12] 黒田晃生「日本の金融市場——金融政策の効果波及メカニズム——」東洋経済新報社, 1988年。
- [13] _____「日本銀行の金融調節とハイパワード・マネー」『金融経済研究』(金融学会)第10号, 1996年, 20-32ページ。
- [14] 鈴木淑夫「現代日本金融論」東洋経済新報社, 1974年。
- [15] _____・黒田晃生・白川浩道「日本の金融市場調節方式について」『金融研究』(日本銀行)第7巻第4号, 1988年, 43-65ページ。
- [16] 田中敦「銀行の準備需要と短期金融市場金利」『経済学論究』(関西学院大学)第45巻第4号, 1992年, 121-135ページ。
- [17] 西川元彦「金融の理論と政策」金融財政事情研究会, 1977年。
- [18] 古川 顕「現代日本の金融分析——金融政策の理論と実証——」東洋経済新報社, 1985年。
- [19] _____「短期金融市場金利の決定メカニズム」町永昭五編『金融システム論——歴史・制度・政策——』御茶ノ水書房, 1994年, 165-191ページ。
- [20] 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。
- [21] 安田 正「マネーサプライ・コントロールのあり方」『金融研究資料』(日本銀行)第10号, 1981年, 37-62ページ。
- [22] 山本和「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】(日本銀行)第5号, 1980年, 1-14ページ。

- [23] 山本 拓『計量経済学』新世社, 1995年。
- [24] Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427-431.
- [25] Dutkowsky, D. H., "Dynamic Implicit Cost and Discount Window Borrowing," *Journal of Monetary Economics*, No. 32, August, 1993, pp. 105-120.
- [26] Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.
- [27] Goodfriend, M., "Discount Window Borrowing, Monetary Policy, and the Post-October 6, 1979 Federal Reserve Operating Procedure," *Journal of Monetary Economics*, No. 12, September, 1983, pp. 343-356.
- [28] Mackinnon, J. G., "Critical Value for Cointegration Tests," in R. F. Engle and C. W. J. Granger eds., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, New York, Oxford University Press, 1991, pp. 267-276.
- [29] Waller, C. J., "Administering the Window: A Game-Theoretic Model of Discount-Window Borrowing," *Journal of Monetary Economics*, No. 26, 1990, pp. 271-287.