

流動性効果の検証

—日次データによる準備預金需要の計測—

細野 薫*・杉原 茂**・三平 剛***

銀行間市場等に流動性コストが存在する場合には、銀行は準備預金の保有によって流動性コストを節約できるため、準備預金供給の増加が名目金利の低下(流動性効果)をもたらさう。我々は、まず、所要準備制約のもとでの銀行の最適化条件から準備預金需要関数を導出し、次に、1994年8月から1999年9月までの日次データを用いて、準備預金需要を計測した。この結果、97年10月の金融危機から99年2月のゼロ金利政策採用までの間にのみ、流動性効果が存在したことが明らかになった。これは、金融危機によってコール市場や債券市場における流動性コストが高まったことによると考えられる。他方、この時期を除くと、流動性効果は認められなかった。これは、コール市場や債券市場における流動性コストが極めて低かったことを示唆している。また、99年2月以降は、コールレートがほぼゼロにまで低下したことも影響している可能性がある。

1. はじめに¹⁾

日銀による金融調節を通じたベースマネーの増加は、コールレートをどの程度低下させるのか。これは、金融政策の波及効果を理解する上で最も基本的な問題である。また、金利の期間構造等を検証する上でも、最短期のコールレートの変動を理解することは重要である²⁾。さらに、現在、金融調節のターゲットを、コールレートから別の指標(タム物金利、ベースマネー、超過準備、インフレ率、等)に移すべきであるといった議論がなされているが、こうした議論の是非を論じるためにも、金融調節とコールレートとの関係を理解することは不可欠である。

一般に、中央銀行による債券の買いオペ等が短期の名目金利を低下させる効果は、流動性効果と呼ばれているが、これは、資産市場における流動性コストの存在など、なんらかの市場の不完全性によって生じるものと考えられている³⁾。したがって、流動性効果の測定は、市場の効率性を判断する上でも重要である。

こうした政策的、理論的な重要性にかかわらず、流動性効果の定量的な大きさについては、これまでのところ、明らかにされてこなかった。これまでのわが国における金融調節に関する実証分析は、月次、もしくは四半期データを用い

て行われてきたものがほとんどであり、その推計結果は、準備とコールレートとの間に負の相関を見出しているもの(岩田・浜田(1980)、古川(1981)、貞広(1992)、田中(1999))、と両者の間に有意な相関を見出さないもの(堀内(1981)、古川(1994))が混在している⁴⁾。しかしながら、月次データ等を用いていることから、たとえば、ベースマネーとコールレートとの間に負の相関が見られたとしても、ベースマネーの供給の増加がコールレートを低下させた効果なのか、コールレートの低下が総需要の増加をもたらし、貨幣需要を増大させた効果なのか、峻別が困難であるという問題がある⁵⁾。この問題を解決するためには、日次データを用いることが有益である。なぜなら、日次ベースでみて、準備預金とコールレートとの間に負の同時相関が見つかれば、後者の因果関係、すなわち、金利の低下が实体经济を刺激して貨幣需要、ひいては準備預金が増大したとは考えがたく、準備供給の増大が金利を低下させたと考えられるからである。

そこで、本論文は、日次データを用いて、流動性効果を測定することを目的とする。わが国における日次データを用いた推計は、最近ようやく行われ始めたところである(打田(1997, 2000)、中川(1997))⁶⁾。いずれも、準備預金もしくは積みの進捗率とコールレートとの間に負の

相関を見出しているが、推計すべき準備需要関数が準備供給と適切に識別されているかという問題が残されている⁷⁾。また、いずれも推計期間に最近の金融危機の時期が含まれていないか、含まれていても、金融危機による構造変化が考慮されていない。我々は、後述するように、準備預金の流動性コスト節約効果という観点から準備需要関数を理論的に導出し、これに基づいて、需要関数を厳密に識別、推計する。また、最近の金融危機は、流動性需要に大きな変化をもたらした可能性が高いが、こうした最近の構造変化を踏まえて準備預金需要を推計する。なお、最近の研究成果である林(2000)⁸⁾と我々の推計結果との比較については、後に詳述する(3.3節)。

準備預金の供給が金利を低下させるという流動性効果が存在する場合には、銀行の準備預金需要がコールレートの減少関数となっている。これは、後積み方式⁹⁾という準備預金制度のもとでは、準備の積み期間中に、完全な裁定がはたらいていないことを示唆する。なぜなら、仮に完全な裁定が働いていれば、積み期間中の準備需要関数は積み最終日の期待金利の水準で水平(金利に完全に弾力的)であるはずだからである(翁(1993))。

積み期間中に完全な裁定が働かない理由としては、いくつかの可能性が考えられるが、我々は、準備預金を持つことによる流動性の便益(Garber and Weisbrod(1992))に着目し、まず、所要準備制約のもとでの銀行の最適化条件から準備需要関数を導出する。

次に、このモデルに基づき、94年8月から99年9月までの日次データを用いて準備需要関数を推計する。操作変数を用いたGMM推計の結果によれば、このサンプル期間において流動性効果が検出されたが、サンプル期間を分割して推計すると、流動性効果がみられたのは、深刻な金融危機が生じた97年10月からゼロ金利政策を採用する99年2月までの間のみであった。

以下、第2節では、準備預金需要関数を理論的に導く。第3節では、日次データを用いて準備需要曲線を推計する。第4節では、これらの推計結果をまとめ、今後の検討課題を述べる。

2. 流動性効果を考慮した場合の、後積み方式における準備需要関数の導出

本節では、銀行間市場や資産市場における取引費用や流動性コストの存在を前提として、法定準備預金制度のもとでの準備預金需要関数を導出する¹⁰⁾。

銀行は、決済業務遂行等のために資金が必要な場合、準備預金が十分でなければ、コール市場からの調達や保有債券の売却等を行う必要がある。しかし、即座に資金を調達しようとする、コール市場や債券市場において、取引相手が見つけれなかったり、取引コストがかかったり、あるいは、債券を安い価格で売却しなければならないという流動性コストがかかる。銀行は、準備預金を保有することによって、こうした取引コストや流動性コストを避けることが可能である。これは、準備預金もたらす収益だとみなしうる。したがって、銀行は、所要準備制約のもとで、準備預金のもつ流動性コスト節約という便益と機会費用(コールレート)とを比較して、最適な準備需要額を決定する。

準備預金のもたらす便益は、技術革新や決済制度の変更、企業・家計等の流動性需要の大きさ(例えばGDP、金融不安等)に依存するが、ここでは、これらの要因は一定と仮定して、短期の分析を行うこととする。また、銀行がもつ他の金融資産(とりわけ、手持ち現金や、比較的流動性の高い短期国債等、貞広(1992)参照)によって、準備預金のもつ便益はかわりうるが、これについても、所与とする。

できるだけモデルを単純化するために、期間はdate 1, date 2の2期間で、date 1には、所要準備額は決定されているものとする(つまり、完全な後積み方式を仮定する)。Date 2の経済状態(state)は、state Hかstate Lの2種類であり、それぞれ、確率 q , $(1-q)$ で生じる。

銀行は、date 1とdate 2の準備預金の合計額が、一定量 \bar{R} を下回らないとの制約条件のもとで¹¹⁾、準備預金のもたらす収益から、逸失利益であるコールレートにかかる額を引いた額を最大化するよう、各期の準備預金額を決定する。

ここで、date 2 における金利は、state H のときは i_2^h 、state L のときは i_2^l とする。なお、一般性を失うことなく、 $i_2^h \geq i_2^l$ を仮定する。

準備預金もたらす date t における収益を $\pi(R_t)$ 、date 1 での条件付き期待値を $E_1(\cdot)$ 、コールレートを i_t で表すと、銀行の最適化問題は、以下のとおり。

$$\begin{aligned} \max_{R_1, R_2(i_2)} \quad & \pi(R_1) - i_1 R_1 + E_1[\pi(R_2) - i_2 R_2] \\ \text{s. t.} \quad & R_1 + R_2(i_2) \geq \bar{R}, R_1 \geq 0, \\ & R_2(i_2) \geq 0 \quad \text{for } i_2 = i_2^h, i_2^l \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $\pi'(R_t) > 0$ 、 $\pi''(R_t) < 0$ とする。具体的には、以下のように定式化する。

$$\pi(R) = \begin{cases} aR - \frac{1}{2} bR^2 & \text{for } R < \frac{a}{b} \\ \frac{a^2}{2b} & \text{for } R \geq \frac{a}{b} \end{cases} \quad a, b > 0 \quad (2)$$

なお、準備預金の限界収益がマイナスとならないよう、 $\bar{R} < \frac{a}{b}$ を仮定する。

この最適化問題の解は、クーンタッカー条件を用いることによって求めることができる¹²⁾。これを、準備預金に対する逆需要関数の形で表すと、

Case A: 所要準備制約が決して binding にならない場合、

$$i_1 = a - bR_1 \quad (3)$$

$$i_2 = a - bR_2 \quad \text{for } i_2 = i_2^h, i_2^l \quad (4)$$

Case B: 所要準備制約が確率 q で binding になる場合、

$$i_1 = (1-q)a + bq(\bar{R} - R_1) - bR_1 + qi_2^h \quad (5)$$

$$i_2 = \begin{cases} a - bR_2 & \text{for } i_2 = i_2^l \\ -\frac{(1-q)}{q}a + \frac{b}{q}\bar{R} - \frac{b(1+q)}{q}R_2 + \frac{1}{q}i_1 & \text{for } i_2 = i_2^h \end{cases} \quad (6)$$

Case C: 所要準備制約が必ず binding になる場合、

$$i_1 = -bR_1 + b(\bar{R} - R_1) + i_2^e \quad (7)$$

$$i_2 = \begin{cases} \frac{b}{(1-q)}\bar{R} - \frac{2b}{(1-q)}R_2 + \frac{1}{(1-q)}i_1 - \frac{q}{(1-q)}i_2^e & \text{for } i_2 = i_2^l \\ \frac{b}{q}\bar{R} - \frac{2b}{q}R_2 + \frac{1}{q}i_1 - \frac{(1-q)}{q}i_2^e & \text{for } i_2 = i_2^h \end{cases} \quad (8)$$

となる。ただし、 $i_2^e = qi_2^h + (1-q)i_2^l$ である。以下、それぞれの場合が生じる条件を記述する。

$$\hat{i}_1 \equiv 2a - b\bar{R} - i_2^h,$$

$$\hat{i}_2 \equiv 2a - b\bar{R} + qi_2^h - (1+q)i_2^l$$

とおくと、

Case 1: $i_2^h < a - b\bar{R}$ の場合、常に、ケース A が生じる。

Case 2: $a - b\bar{R} \leq i_2^h \leq a$ and $i_2^l \leq \frac{1}{(1+q)}(a - b\bar{R} + qi_2^h)$ の場合、 $0 \leq i_1 \leq \hat{i}_1$ では、ケース A が、 $\hat{i}_1 < i_1$ ではケース B が生じる。

Case 3: $a - b\bar{R} \leq i_2^h \leq a$ and $i_2^l > \frac{1}{(1+q)}(a - b\bar{R} + qi_2^h)$ の場合、 $0 \leq i_1 \leq \hat{i}_1$ では、ケース A が、 $\hat{i}_1 \leq i_1 \leq \tilde{i}_1$ ではケース B が、 $i_1 > \tilde{i}_1$ では、ケース C が生じる。

(3)、(5)、(7)から、積みの最終日以外の日(以下、積み期間中と呼ぶ。)の準備預金に対する逆需要関数について、以下のインプリケーションが得られる。

(1) 積み期間中の金利は、準備預金の減少関数である。これは、所要準備制約が binding になるかどうかにかかわらず依存しない¹³⁾。

(2) 積み期間中における金利は、所要準備制約が binding になる可能性がある場合には、残り所要額 $(\bar{R} - R_1)$ の増加関数である。残り所要額に対する金利の感応度は、所要準備が binding になる確率 (q) が小さいほど小さくなる。

(3) 積み期間中における金利は、所要準備制約が binding になる可能性がある場合には、積み最終日の期待金利の増加関数となる¹⁴⁾。

(4) 積み期間中における金利は、所要準備制約が決して binding にならない場合、準備預金だけに依存する。

なお、銀行間市場における流動性コストがきわめて小さく、準備預金のもつ便益もほとんどゼロの場合は、パラメータ a 、 b がともにほぼゼロであるため、積み期間中の準備需要関数は最終日の期待金利の水準でほぼ水平となる (Case C で b がほぼゼロの場合)。他方、たとえば銀行危機によって、流動性コストが高まり、これに伴って準備預金の便益が増大する場合には、需要関数、すなわち限界収益曲線は上方にシフト (パラメータ a の上昇) するとともに、通常、傾きもより急になる (すなわち、金利弾力性が小さくなる、パラメータ b の上昇) ものと考

えられる。金利弾力性が小さくなるのは、金融危機においては、少しでも準備保有額が必要額に足りないとすぐに銀行が破綻するリスクが大きいので、準備保有額が僅かに減少した時の限界コストの上昇(すなわち、準備が僅かに増加した場合の限界便益の低下幅)が大きいと考えられることによる。

この準備預金需要をもとに、日銀が所要準備額またはそれを超える準備供給を行う場合の合理的市場均衡を求めることは容易である。日銀が必ず超過準備を供給する場合は Case A, 確率 $1-q$ で(すなわち、State L でのみ)超過準備を供給する場合は Case B, 常に所要準備ちょうどを供給する場合は Case C が、それぞれ妥当する。ただし、以下の実証分析では準備需要関数の推計を行うので、市場均衡の詳細(細野・杉原・三平(1999))は省略する。

3. 準備需要曲線の推計

次に、前節のモデルに沿って、準備預金需要関数を推計し、準備供給の増加がコールレートを低下させる効果があるのか、あるとすれば、どの時期に、どの程度なのかを検証する。

3.1 データ

本節の実証分析に用いるデータは、以下のとおりである。

- 1) *RSA* : 準備預金残高(億円)。
- 2) *RRSA* : 残り所要準備額(1日あたり)(億円)。所要準備制約を満たすために、残りの積み期間中に積む必要のある平均残高(1日あたり)である。ただし、残り所要準備額(1日あたり)が公表されたのは98年10月28日以降であるため、それ以前については、準備預金残高(*RSA*)から「残り要積み立て額対比」(*ERSA*)を控除したものを、残り所要準備額(1日あたり)の近似値とした¹⁵⁾。なお、 n_t を、当該積み期間における残り日数とすると、 $n_t RRSA_t = n_{t-1} RRSA_{t-1} - RSA_{t-1}$ であり、*RRSA* は先決変数である。
- 3) *DFIS* : 財政等要因による資金過不足の予測誤差(実績値-予測値)(億円)。
- 4) *CALL* : 無担保オーバーナイト・コール

レート(ベース・ポイント)。入手できたデータは、95年5月16日より前は、取引額が最大の取引レート、5月16日以後は、取引額によりウェイト付けした加重平均レートであり、これを用いる。

5) *CALLW* : 無担保コールレート1週間もの(ベース・ポイント)。CALL同様、95年5月16日より前は取引額最大レート、5月16日以後は、加重平均レートである。

6) *DISCR* : 日本銀行によるコールレートの誘導水準(ベース・ポイント)。ただし、最近まで、日本銀行が明示的に誘導水準を公表していたわけではないので、公定歩合の変更、明示的な誘導レートの変更等、金融政策の変更があるごとに時期を区分し、それぞれの期間における事後的な平均コールレートとほぼ等しい金利を「誘導レート」(*DISCR*)とした。

具体的には、表1のとおり、推計期間中、2度の公定歩合の変更と、4度の誘導レート等の変更(うち1回は、公定歩合の変更と同時に)がおこなわれており、さらに、最近では、実質的なゼロ金利への以降が行われていることから、7期間にわけて誘導レート(*DISCR*)を設定した。

7) *DUM* : 積み最終日を1積み期間中を0とするダミー変数。

データ出所は、1)から3)の金融調節に関するデータは、日本銀行『資金需給と調節』、4)、5)の金利データは、Bloomberg、6)は、日本銀行『金融統計月報』等による。『資金需給と調節』データが入手できたのは、1994年8月1日から1999年9月9日までであり、実証分析では、この期間のデータを用いることとする。なお、準備預金の機会費用としては、準備預金について流動性コストが低いと思われるオーバーナイトのコールレートをを用いることとした。90年代半ばから後半という推計期間においては、取引量でみて有担保よりはむしろ無担保のほうが主流であり、無担保を代表的な金利指標としてみなすことが適切であると考えた。また、コールレートとしては、1週間物等のターム物のデータが入手可能であるが、取引が成立しない日があり、データに欠損値があること、インフレ期

表1. 金融政策の変化と誘導レート

A 公定歩合の変更

日付	変更内容
95.4.14	公定歩合を1.75%から1%に下げる.
95.9.8	公定歩合を1%から0.5%に下げる.

B 公定歩合変更以外の金融政策の変化のアナウンス

日付	アナウンスの概要
95.7.7	「市場金利は、現行公定歩合をやや下回って推移することを想定」
95.9.8	「市場金利を、公定歩合をやや下回って推移するよう促す」
98.9.9	「コールレートを、0.25%前後で推移するよう促す」
99.2.12	「当初0.15%前後を目指し、その後徐々に一層の低下を促す」

C 「誘導レート」の設定

期間	公定歩合	誘導レート	平均コールレート
94.8.1-95.4.13	1.75	2.2	2.197
95.4.14-95.7.7	1	1.3	1.295
95.7.10-95.9.7	1	0.9	0.876
95.9.8-98.9.9	0.5	0.45	0.465
98.9.10-99.2.12	0.5	0.25	0.236
99.2.15-99.3.2	0.5	0.1	0.105
99.3.3-99.9.9	0.5	0.03	0.032

待等の要因が含まれること等から、準備預金の機会費用としては用いない。

コールレート(無担保オーバーナイト)と準備預金残高の推移を図1でみると、対象期間中、コールレートは誘導レートに沿って順次低下しており、他方、準備預金残高は緩やかな上方トレンドをもっている。また、特に1997年秋以降、準備預金残高の変動が大きくなっていることがわかる。これらの点は、表2の記述統計量によっても確認できる。

また、月次の超過準備率をみると、1997年秋以降、大幅に増加している(図2)。

コールレートと準備預金残高(対数値)の時系列特性をみるために、単位根検定(ADFテスト)を行ったところ、コールレートについては、単位根をもつとの帰無仮説が棄却できず、準備預金残高(対数値)については、単位根をもつとの帰無仮説が棄却できたので、以下、推計にあたっては、コールレートは階差をとり、準備預金残高(対数値)については、水準を用いることとする。

3.2 準備需要関数の推計

準備需要関数を推計するためには、準備需要と準備供給を識別し、一致性のある推計値を求める必要がある。準備供給が金利に完全に

非弾力的であれば、OLSによる推計が一致性をもつが、実際には、一日のうちでも、コールレートの水準をみつつオペ額が調節されている。すなわち、当日の資金過不足の見込み額と前日までにオフター済みのオペの金額の合計が、その日の準備預金残高の増減の見込み額となるが、これに加えて、日銀は、当日朝のコールレートの動き等から資金需要の状況を勘案した上で、即日スタートのオペによる資金供給額を決定している(宮野谷(2000))。このように、準備供給が金利にも影響されている場合、同時推計バイアスを取り除くには、準備供給のみに影響し、

図1. コールレート(無担保オーバーナイト)と準備預金残高

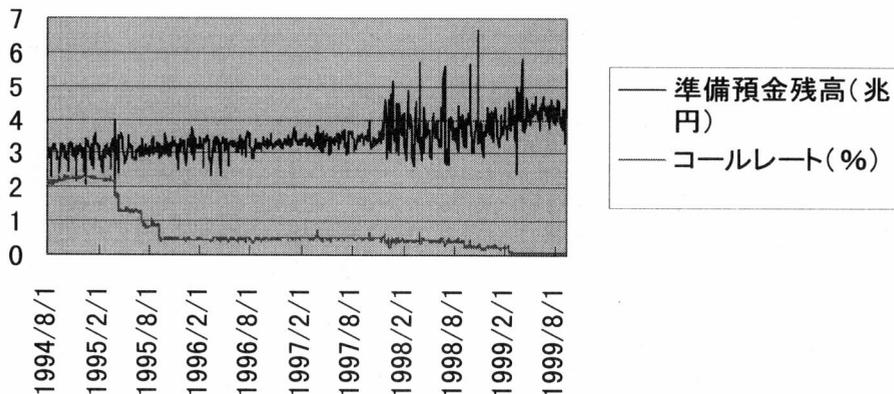


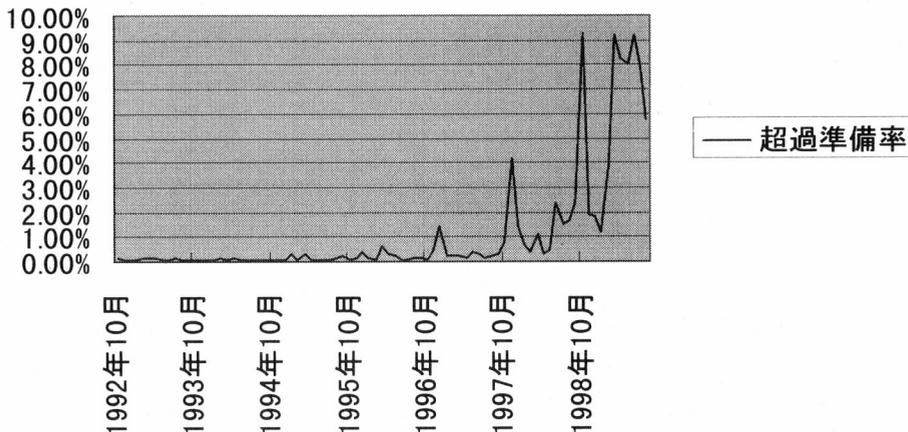
表 2. 記述統計量

期間(サンプル数)	変数	平均	標準偏差	最小	最大
94. 8. 1-99. 9. 9(1262)	無担保オーバーナイトコールレート(bp)	68.8	65.5	3.0	237.5
	誘導レート(bp)	68.2	65.7	3.0	220.0
	準備預金残高(億円)	34333.1	4882.5	20700.0	66400.0
	残り要積みたて額(億円)	30514.5	7577.8	0.0	59700.0
94. 8. 1-97. 10. 15(793)	無担保オーバーナイトコールレート(bp)	93.6	70.7	36.0	237.5
	誘導レート(bp)	92.0	71.8	45.0	220.0
	準備預金残高(億円)	31998.1	2510.2	20700.0	39700.0
	残り要積みたて額(億円)	29291.9	7072.5	0.0	34900.0
97. 10. 16-99. 9. 9(469)	無担保オーバーナイトコールレート(bp)	27.0	17.7	3.0	70.0
	誘導レート(bp)	28.0	18.0	3.0	45.0
	準備預金残高(億円)	38281.2	5358.2	24200.0	66400.0
	残り要積みたて額(億円)	32581.7	7953.7	0.0	59700.0
97. 10. 16-98. 9. 9(223)	無担保オーバーナイトコールレート(bp)	43.5	5.1	22.0	70.0
	誘導レート(bp)	45.0	0.0	45.0	45.0
	準備預金残高(億円)	36321.5	5124.4	26200.0	57300.0
	残り要積みたて額(億円)	30950.2	7089.8	0.0	36100.0
98. 9. 10-99. 2. 12(103)	無担保オーバーナイトコールレート(bp)	23.6	4.0	15.0	47.0
	誘導レート(bp)	25.0	0.0	25.0	25.0
	準備預金残高(億円)	37644.7	5309.3	28900.0	66400.0
	残り要積みたて額(億円)	33012.6	8262.0	0.0	59700.0
99. 2. 15-99. 9. 9(143)	無担保オーバーナイトコールレート(bp)	3.8	2.2	3.0	13.0
	誘導レート(bp)	3.6	1.9	3.0	10.0
	準備預金残高(億円)	41795.8	3815.3	24200.0	58000.0
	残り要積みたて額(億円)	34815.4	8458.2	0.0	42400.0

準備需要には影響しない操作変数を用いる必要が生じる。操作変数として、我々は、各種先決変数に加え、Hamilton(1997)のアイディアに沿って、日銀が公表している財政等要因による資金過不足の実績値から予測値を控除した予測誤差を用いることとする。日銀は、日々、資金過不足額を予測して金融調節を行っている。しかし、資金過不足額は、完全には予測できない

ので、予測誤差が生じた場合には、準備預金残高の(意図せざる)増減が生じる。したがって、資金過不足額は日々の準備供給に影響を及ぼすと考えられるが、このうち特に財政等要因については、税収や財政支出によって変動するものであり、準備需要に影響を与えるものではない。したがって、財政等要因による資金過不足の予測誤差は、準備需要の推計には適切な操作変数

図 2. 超過準備率



注) 1999年6月以降は、累計額速報値に基づく試算値。 超過準備率 = 準備預金額 / 法定準備預金額 - 1

と考えられる¹⁶⁾。

理論モデルによれば、積み期間中のコールレートは準備残高(RSA)の減少関数であり、また、必ず超過準備が供給される場合を除いて、残り所要準備額(RRSA)と積み最終日のコールレートに関する事前の期待金利の増加関数となる。ただし、期待金利を直接観測することは困難であるので、「誘導レート」を期待金利の近似値として用いることとする。また、準備預金等は対数をとったものを説明変数とする。これは、所要準備制約がない場合には線形の準備預金需要関数を仮定しても、所要準備制約が課されることによって、需要関数は下に凸の非線形となること、また、実際問題としても、金利がゼロ以下にならないという制約のもとでは、準備供給が金利に及ぼす効果は、金利がゼロに近づくほど小さくなる可能性を考慮するためである。さらに、積み最終日の金利弾力性は、積み期間中と異なっている可能性も考慮する。具体的な推計式は、DCALL、DDISCRをそれぞれCALL、DISCRの一階の階差として、

$$\begin{aligned}
 DCALL_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i DCALL_{t-i} \\
 & + \gamma_0 \log(RSA_t) + \gamma_1 DUM_t \log(RSA_t) \\
 & + \lambda(1-DUM_t) \log(RRSA_t) \\
 & + \delta DDISCR_t + \eta DUM_t + \varepsilon_t \quad (16)
 \end{aligned}$$

以下、推計にあたっては、OLSとともに、財政資金による予測誤差(DFIS)およびその他の先決変数を操作変数¹⁷⁾に用いたGMMを用いる。GMMでは、推計値の分散共分散行列が不均一分散と一階の自己相関に関して一致性をもつよう配慮した。説明変数のDCALLのラグ次数は、有意性を検定して4次とした¹⁸⁾。

推計結果(表3第1・2列)をみると、いずれの推計方法によっても、log(RSA)の係数は予想どおりマイナス、(1-DUM)*log(RRSA)は予想どおりプラスであり、ともに有意である。OLSとGMMの推計結果を比較すると、log(RSA)、(1-DUM)*log(RRSA)ともに、GMMの推計値のほうが絶対値が大きい。これは、OLSの推計値は、供給関数とうまく識別されていないために、係数にバイアスを伴ってい

ることによると考えられる。GMMの推計結果によれば、log(RSA)の係数が-12.446であることから、1%(推計期間中の平均値は、340億円)の準備供給の増加は、当日のコールレートを約0.12ベースポイント押し下げる。また、「誘導レート」(DISCR)の係数は0.503であるから、誘導レートの変更に対応して、およそその半分の幅でコールレートが変化していることがわかる。推計結果によれば、DUM*log(RSA)は有意ではなく、積み最終日のコールレートの準備供給に対する弾力性は、積み期間中と異ならない。

また、積み最終日の期待金利として、「誘導レート」(DISCR)のかわりに、一週間物コールレート(CALLW)を用いた推計も行ったが(表3第3・4列)、log(RSA)、(1-DUM)*log(RRSA)の係数等については、ほぼ同様の結果であり、また、一週間物コールレート(階差)の係数はプラスで有意であった。

3.3 期間別推計

次に、サンプル期間を細分化した推計を行う。2節の理論モデルによれば、準備需要関数は、需要側の変化はもちろん、日銀の金融調節の変化、すなわち、超過準備を供給する確率によっても変化する。推計期間中において、準備預金に対する需要および供給に大きな変化があったと考えられる時期は、ひとつは、97年11月の大型金融機関の破綻直前から始まる深刻な金融危機であり、もうひとつは、99年2月以降のゼロ金利政策である。そこで、Hamilton(1994) pp. 425-426に沿って、両時期における構造変化の有無を検定したところ¹⁹⁾、金融危機(97年10月16日)の前後でパラメーターが同一であるとの帰無仮説を棄却する限界有意水準はほぼ10%であったが、ゼロ金利政策採用(99年2月15日)の前後では、そうした帰無仮説は棄却できなかった²⁰⁾。しかしながら、上述のように、ゼロ金利政策以降に構造変化があった可能性も否定できないことから、推計期間をまず、金融危機(97年10月)の前後に分け、次に、特に97年10月以降の期間をより細分化して流動性効果の有無を検証する。具体的には、コールレー

表3. コールレート(階差)の推計結果: 全サンプル期間

被説明変数: 無担保オーバーナイトコールレートの一階の階差(bp)

期間 観測値数 推計方法	94. 8. 8-99. 9. 9	94. 8. 8-99. 9. 9	94. 8. 8-99. 9. 9	94. 8. 8-99. 9. 9
	1257 OLS	1257 GMM	1240 OLS	1240 GMM
定数	-25.394** (10.894)	-17.371 (11.919)	-22.433* (11.706)	-14.820 (12.333)
無担保オーバーナイトコールレート(階差)1期ラグ	-0.163** (0.026)	-0.174** (0.065)	-0.176** (0.027)	-0.181** (0.062)
無担保オーバーナイトコールレート(階差)2期ラグ	-0.158** (0.026)	-0.150** (0.058)	-0.177** (0.028)	-0.166** (0.056)
無担保オーバーナイトコールレート(階差)3期ラグ	-0.110** (0.026)	-0.099** (0.039)	-0.091** (0.028)	-0.080** (0.038)
無担保オーバーナイトコールレート(階差)4期ラグ	-0.079** (0.026)	-0.080** (0.029)	-0.100** (0.028)	-0.095** (0.030)
積み最終日ダミー(最終日=1, それ以外=0)	88.848** (28.371)	-102.070 (194.820)	50.184 (30.678)	-167.427 (241.776)
誘導レート(階差)	0.491** (0.033)	0.503** (0.158)		
無担保コールレート1週間もの(階差)			0.172** (0.018)	0.163** (0.057)
準備預金残高(対数値)	-4.963** (1.141)	-12.446** (4.518)	-4.501** (1.211)	-12.347** (4.967)
(1-積み最終日ダミー)*残り要積みたて額(対数値)	7.427** (1.469)	14.188** (4.164)	6.673** (1.572)	13.839** (4.490)
積み最終日ダミー*準備預金残高(対数値)	-1.152 (2.781)	24.006 (22.086)	1.776 (3.002)	29.944 (26.989)
adjusted R ²	0.201	0.162	0.126	0.087
過剰識別制約 $\chi^2(1)$ [p-value]		1.321[0.250]		0.953[0.329]

注) 1. ()内は, 不均一分散一致推定行列に基づく標準偏差. 2. **は5%水準で有意, *は10%水準で有意.

3. 無担保コールレート1週間ものを用いた推計では, 当該データが欠落している日とその翌日は除かれている.

トの誘導目標を0.25%に引き下げた1998年9月9日, ゼロ金利政策を表明した99年2月15日を区切り目として, 97年10月16日以降を3分割して推計した. 同時推計バイアスを除くため, GMMを用いる.

推計結果(表4)によると, 金融危機以前は, $\log(RSA)$, $(1-DUM) * \log(RRSA)$ の係数いずれも有意ではない. 他方, 金融危機以降は, それぞれの係数がマイナス, プラスで有意である. したがって, 全サンプルを用いた推計結果は, 主に, 金融危機以後の影響が強いことが示唆される. なお, 「誘導レート」については, 金融危機以前, 以後ともに有意にプラスである.

金融危機以降を細分化した推計結果をみると, 金融危機以降, ゼロ金利政策を採用する以前(97年10月16日-98年9月9日, および, 98年9月11日-99年2月12日)は, $\log(RSA)$ の係数は有意にマイナスであり, 流動性効果が検出された. 1%の準備供給の増加は, 当日のコールレートを約0.18ベースポイント低下させる効果があったことがわかる. また,

$(1-DUM) * \log(RRSA)$ (残り要積み立て額)の係数も有意にプラスであり, この時期は, 事後的に見れば超過準備が供給されていたものの, 事前的には, 依然超過準備が供給されない可能性があると予想されていたことが考えられる. また, 一部金融機関にとっては, 所要準備制約が依然 binding となっていた可能性もある.

他方, ゼロ金利政策採用後(99年2月15日-99年9月9日)は, $\log(RSA)$ の係数はほぼゼロであり, 流動性効果がみられない. また, 残り所要額の係数もほぼゼロとなっているが, $DDISCR$ (誘導レート)の係数はほぼ1であり, 誘導レートの変更とほぼ1対1でコールレートが変動したことが見て取れる.

以上の推計結果を解釈すると, 金融危機以降, ゼロ金利政策採用までの間は, コール市場で信用リスクに敏感となったため, 必要な資金を即座にコール市場で取り入れることが困難な銀行を中心に, 準備預金需要が高まるとともに, 金利弾力性が低下したものと思われる. これは, 金融危機によってコール市場や債券市場におけ

表 4. コールレート(階差)の期間別推計結果

被説明変数: 無担保オーバーナイトコールレートの一階の階差(bp)

期間	94. 8. 8- 97. 10. 15	97. 10. 16- 99. 9. 9	97. 10. 16- 98. 9. 9	98. 9. 11- 99. 2. 12	99. 2. 15- 99. 9. 9
観測値数	788	469	223	102	143
推計方法	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
定数	-37.796 (41.195)	-1.971 (22.155)	-65.500 (62.038)	-10.213 (45.209)	2.678 (13.527)
無担保オーバーナイトコールレート(階差)1期ラグ	-0.110 (0.087)	-0.276** (0.092)	-0.256 (0.207)	-0.364** (0.126)	0.094** (0.033)
無担保オーバーナイトコールレート(階差)2期ラグ	-0.156* (0.091)	-0.186** (0.058)	-0.152 (0.186)	-0.249* (0.135)	0.071** (0.022)
無担保オーバーナイトコールレート(階差)3期ラグ	-0.066* (0.039)	-0.179** (0.072)	-0.161 (0.226)	-0.075 (0.095)	-0.227** (0.031)
無担保オーバーナイトコールレート(階差)4期ラグ	-0.057* (0.033)	-0.136** (0.056)	-0.116 (0.154)	-0.077 (0.079)	-0.008 (0.043)
積み最終日ダミー(最終日=1, それ以外=0)	298.141 (320.875)	50.556 (225.606)	-3270.670 (13150.500)	-1666.230 (1770.150)	346.605 (290.298)
誘導レート(階差)	0.499** (0.127)	0.938** (0.096)			1.024** (0.169)
準備預金残高(対数値)	0.278 (10.257)	-13.276** (3.788)	-17.976** (8.900)	-17.529** (6.945)	-0.565 (1.288)
(1-積み最終日ダミー)*残り要積みたて額(対数値)	3.365 (6.811)	13.592** (3.760)	24.469** (7.014)	18.617** (8.803)	0.316 (0.698)
積み最終日ダミー*準備預金残高(対数値)	-25.704 (37.169)	8.776 (22.845)	340.839 (1276.030)	177.482 (169.598)	-32.091 (27.206)
adjusted R ²	0.205	0.150	0.028	-0.078	0.785
過剰識別制約					
$\chi^2(1)$	0.829	0.111	0.520	1.509	0.075
p-value	0.362	0.739	0.471	0.219	0.784

注) 1. ()内は, 不均一分散一致推定行列に基づく標準偏差, 2. **は5%水準で有意, *は10%水準で有意.

る流動性コストが高まったことを反映していると考えられる²¹⁾. 他方, 99年2月以降のゼロ金利政策以後は, 日銀はより一層潤沢な資金供給に努めることを言明し, また, 99年3月末には公的資金注入による銀行の資本増強策が講じられたことから, 金融システム不安が後退したことで準備預金需要が再び落ち着くとともに, 金利弾力性も上昇したことが考えられる. すなわち, コール市場や債券市場における流動性コストが再び低下したのである. また, 99年2月以降, 金利がゼロ近傍にまで低下し, 金利の低下余地が極めて限られたことも推計結果に影響を及ぼした可能性がある.

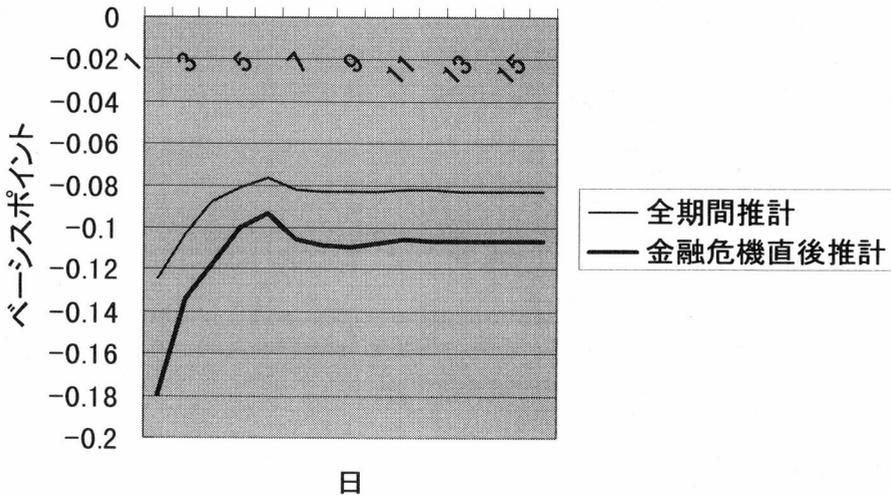
なお, 林(2000)は, 日中複数の時点で観測されるコールレートのデータ(サンプル期間は1996年1月4日から1999年2月12日)を利用して, 流動性効果の有無を検証し, 交換時点(午後1時)のコールレート(翌日の午後1時までの借入金利)については, 金融危機以降(97年11月25日以降)のみ流動性効果が認められるものの, それ以前には流動性効果が認められず, ま

た, 為決時点(午後5時)のコールレート(翌日の午後1時までの借入金利)については, 金融危機以前にのみ流動性効果が認められると結論している. 我々の推計では, 日中平均のコールレートを用いているため, 両者の直接の比較は困難であるが, 交換時点の取引量が比較的多いとされていることから, 我々の結果は林(2000)の交換時点に関する結論と整合的であると言えよう. ただし, 林(2000)は, 主に, 交換時点のコールレートと為決時点のコールレートの差(法定準備金の積数にカウントされない交換時点で準備預金をもつことの機会費用)の期待値がプラスかどうかで, 交換時点の流動性効果の有無を判断しているのに対し, 我々は, 準備預金残高とコールレートとの相関を推計している²²⁾.

これまで, 準備預金の増加が当日のコールレートを低下させるかどうかを見てきたが, ラグ構造を考慮すれば, 当日以降も影響を及ぼす. この効果を見たのが, 図3である²³⁾.

これは, GMMによる全期間の推計結果と, 金融危機直後(97.10.16-98.9.9)の推計結果に

図3. 準備預金が1%一時的に増加した場合のコールレートへの影響



基づいて中期的な効果を見たものだが、たとえば金融危機直後の推計結果によれば、準備預金が一時的に1%増加した場合、コールレートは1週間後にはおよそ0.11ベースポイント低下することがわかる。

4. おわりに

銀行間市場等に流動性コストが存在する場合には、銀行は準備預金の保有によって流動性コストを節約できるため、準備預金供給の増加が名目金利の低下をもたらさう。我々は、所要準備制約のもとでの銀行の最適化条件から準備預金需要関数を導出し、これに基づいて、日次データを用いて、厳密に準備預金需要を計測した。この結果、97年10月の金融危機から99年2月のゼロ金利政策採用までの間に、こうした流動性効果が存在したことが明らかになった。これは、金融危機によってコール市場や債券市場における流動性コストが高まったことによると考えられる。他方、この時期を除くと、流動性効果は認められなかった。金融危機以前は、コール市場や債券市場における流動性コストが極めて低かったことを示唆している。また、99年2月以降は、金融システムが再び落ち着き始めたことにより、流動性コストが再び低下したことと、そもそもコールレートがゼロ近傍で更なる低下余地がきわめて限られていることが推計結果に影響していると考えられる。

また、ほぼ全期間を通じて、日本銀行の誘導レートがコールレートに影響を及ぼしていることもわかった。必ず超過準備が供給される場合にも、誘導レートが影響することは我々の理論モデルに照らせばパズルであるが、例えば、オペが入札制となっている現状でも、誘導レートからかけ離れた金利で応札することに、何らかのペナルティーがかかることによるのかもしれない。

最近の政策論議を踏まれば、今後、検討すべき課題がいくつか残されている。ひとつは、ゼロ金利近傍での準備需要の金利弾力性について、より詳細に検証することである。これは、ゼロ金利政策のもとで、どの程度量的緩和が可能かという観点から重要な論点である。また、オペ手段の多様化が図られつつあるが、オペ手段や、あるいは、日銀の政策スタンス²⁴⁾(と市場が受け取っている指標)によって、金利への影響が異なるのかについても、政策効果を検証するうえで重要であろう。

本稿の分析フレームワークを拡張することも必要である。我々は、銀行部門全体の準備預金需要を取り扱ったが、日本の金融市場では伝統的に地方銀行がコールマネーを供給し、都市銀行がそれを需要するという構造が存在してきた。また、特に金融不安が高まった時期は、銀行間の信用リスクが大きく広がった時期でもある。金融機関の異質性が大きければ、集計された準

備需要関数は非線形となるが、この点を考慮した分析が有益であろう。さらに、貸出や国債等、銀行の様々な資産選択のなかで、準備預金に対する需要を明らかにすることが、実体経済とのかかわりにおいて、重要である。

(論文受付日1999年11月8日・採用決定日
2000年4月19日、名古屋市立大学経済学部*・
日本経済研究センター**・経済企画庁***)

注

1) 一橋大学、名古屋市立大学、統計研究会、日本経済学会(2000年度春季大会)のセミナー参加者等から貴重なコメントをいただいた。とりわけ、渡辺努、伊藤隆敏、根津永二、櫻川昌哉、小川英治、石原秀彦、清水克俊、貞広彰、齋藤誠、および2名のレフリーの各氏からのコメントに感謝する。ありうべき誤りは筆者のものである。

2) 福田・齋藤(2000)は、長短金利スプレッドには、将来インフレーションの変化とともに実質金利の変動に関する情報も含まれていることを実証し、これが流動性効果によって説明できる可能性を示唆している。

3) Fuerst(1992)は、cash-in-advance 制約に面している家計が貨幣供給ショックに即座に反応できないという想定のもとで、流動性効果を導出している。

4) ただし、岩田・浜田(1980)、古川(1981)、貞弘(1992)、堀内(1981)は、銀行保有現金、もしくはそれを含む「超過準備(現金+日銀預け金-所要準備額)」あるいは「支払い準備(現金+日銀預け金)」等とコールレートとの相関を検証しており、本稿で用いる準備預金とは異なる。

5) 岩田(1993)、小川(1994)は、コールレートが名目所得や貸出額に影響を及ぼさない「短期」とこれらに影響を及ぼす「長期」を峻別し、「長期」のほうが準備預金需要の金利弾力性は大きいとしている。

6) このうち、打田(2000)は、我々とほぼ同時に、独立に行われた研究である。なお、金融政策の反応関数の推計については、吉野・義村(1997)、小川(1994)、浅子・加納(1989)等が月次、もしくは、四半期データを用いて行っている。米国でも、流動性効果の検証は、Bernanke and Blinder(1992)、Christiano and Eichenbaum(1992)、Gordon and Leeper(1994)、Ströngin(1995)、Hamilton(1996, 1997, 1998)等、多数行われているが、Hamilton(1996, 1997, 1998)以外はすべて、月次、あるいは四半期データを用いたものである。

7) 打田(1997)は、準備需要関数の推計に供給側の変数(日銀の信用供与額)を説明変数として含めている。中川(1997)は、準備預金の需給一致条件から得られる誘導形の推計を行っている。打田(2000)は、我々の定式化に近いが、資金過不足の予測誤差ではなく、資金過不足自体が準備供給に影響すると想定して、操作変数に用いている。

8) 我々は、1次稿投稿後、林(2000)を入手した。

9) わが国の準備預金制度は、当月初から当月末の

債務平均残高に対して当月16日から翌月15日までの準備預金平均残高を一致させる、同時・後積み方式である。

10) 準備預金のもつ安全性に着目すれば、信用リスク軽減のメリットをモデル化したものとみなすことも可能である。

11) わが国では、積み不足に対して、公定歩合プラス3.75%の過怠金が課せられる。ここでは、所要準備がbindingである場合に、そのシャドーコストがこの懲罰金利マイナスコールレートを上回らないことを仮定していることになる。

12) 以下、準備預金の非負条件がbindingとならないよう、 $a \geq i_2$, $a \geq i_1$ を仮定する。

13) このモデルは、完全な後積み方式を仮定しているが、仮に同時・後積み方式のもとで、金利水準に応じて銀行の貸出行動等に変化があれば、所要準備自体が変化し、準備需要の金利弾力性が大きくなる可能性がある。

14) Case Bのdate 1における逆需要関数は、 R_2

$$(i_2) = \frac{a}{b} - \frac{1}{b} i_2 \text{ を用いると、}$$

$$i_1 = -bR_1 + b\{q(\bar{R} - R_1) + (1-q)R_2(i_2)\} + i_2^e$$

と書きなおせる。したがって、 i_2^e の増加関数である。

15) これが近似値であるのは、既に所要準備額を積み終わった金融機関の超過準備額が、「残り所要額(一日当たり)」には含まれていないことによる。

16) 実際、準備預金残高を被説明変数とするOLS推計を行うと、財政資金等要因による資金過不足の予測誤差は、準備預金にプラスの効果をもつことが確認できる(細野・杉原・三平(1999)参照)。

17) 具体的には、 $\{1, DFIS, DCALL(-1) - (-4), DUM, \log(RSA(-1)), (1-DUM) * \log(RRSA), DUM(-1) * \log(RSA(-1)), DDISCR$ (または、 $DCALLW$)を操作変数として用いた。ここで $DCALLW$ は、 $CALLW$ の階差。

18) 説明変数に $\log(RSA)$ の1期ラグを加えた推計も行ったが、これは有意ではなく、また、これに加えても、表3のGMM推計において、 $\log(RSA)$, $\log(RRSA)$ 等の符号および有意性は同じである。表3のGMM推計では、操作変数に、 $\log(RSA)$ の1期ラグを加えているため、自由度1の過剰識別モデルとなる。

19) 具体的には、構造変化の可能性がある時点以前と以後とでダミー変数 d を設定し、各操作変数に d および $1-d$ をそれぞれ乗じた操作変数を用いてGMM推計を行い、過剰識別制約を検定する方法による。

20) それぞれ、限界有意水準は10.6%、19.4%となった。

21) マクロ的な流動性需要ショックによって流動性供給の価値が増大するという解釈は、Holmström and Tirole(1998)の理論と整合的である。

22) 林(2000)は、交換時の流動性効果を検証するために、交換時レートと為決時レートとの差を被説明変数とした推計も行っているが、交換時レートの準備預金残高の係数がプラスとなり、信頼できる推定値が得られなかったとしている。なお、我々は、コールレートの水準を被説明変数とするGMM推計も行ったが、準備預金残高の係数は、全期間では有意にマイナ

ス、期間別推計では、金融危機以後の約1年間(97年10月16日から98年9月9日)のみマイナスで有意となり、階差をとった推計(表3, 4)とほぼ同様の結果となった(98年9月11日から99年2月12日まではマイナスだが有意ではなく、ゼロ金利以降は、プラスで10%水準で有意となった.)。

23) 残り要積みたて額が変化する効果は捨象してある。

24) 例えば、市場参加者のあいだでは、特に「朝方の積み上幅(当日の朝までにオファーされたオベにより達成されると予想される準備預金残高が、一日当たり残り所要額を上回る額)」が、日銀の政策スタンスを示すものと受け取られている。

参考文献

浅子和美・加納 悟(1989)「日本の財政金融政策の政策目標と制御可能性：1968-1986」『フィナンシャル・レビュー』第11号, pp. 43-81.

福田祐一・齊藤 誠(2000)「金利期間構造の将来インフレーションに関する情報含意について」小佐野広・本多祐三編『現代の金融と政策』日本評論社, pp. 29-45.

古川 顕(1981)「窓口指導の有効性——堀内・江口論争をめぐって」『経済研究』第32巻第1号, pp. 43-48.

———(1994)「短期金融市場金利の決定メカニズム」町永正五編『金融システム論 歴史・制度・政策』御茶の水書房, pp. 165-191.

林 文夫(2000)「日本のコール市場における流動性効果について」日本銀行金融研究所 Discussion Paper No. 2000-J-9.

細野 薫・杉原 茂・三平 剛(1999)「流動性効果の検証——日次データによる準備預金需要の計測——」Nagoya City University Discussion Papers in Economics No. 263.

堀内昭義(1981)「銀行・金融機関の準備預金需要について——浜田・岩田および古川の計測結果の再検討——」『経済研究』第32巻第2号, pp. 178-187.

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.

岩田規久男(1993)『金融政策の経済学——「日銀理論」の検証』日本経済新聞社.

宮野谷篤(2000)「日本銀行の金融調節の仕組み」日本銀行金融市場局ワーキングペーパーシリーズ2000-J-3.

中川竜一(1997)「日本の短期金利決定メカニズム——理論と実証——」京都大学経済学会『経済論叢』第160巻第4号, pp. 41-61.

小川英治(1994)「為替変動と金融システムの安定性——1980年代後半の日本銀行の金融政策運営を中心に」『ビジネスレビュー』Vol. 41, No. 3, pp. 69-90.

翁 邦雄(1993)『金融政策——中央銀行の視点と選択』東洋経済新報社.

貞広弘彰(1992)『日本経済のマクロ計量モデル分析』有斐閣.

田中 敦(1999)「準備需要とインターバンク市場金利——中期モデルによる実証分析——」川口慎二・古川顕編『現代日本の金融システム——公的金融と金融構造——』貯蓄経済研究センター関西支所, pp. 301-317.

打田委千弘(1997)「準備預金需要関数の実証分析——日次データを用いた推定」『金融経済研究』第13・14号, pp. 44-59.

———(2000)「コールレートと準備預金の関係について——1985年から1998年まで——」『オイコノミカ』第36巻第34号, pp. 63-91.

吉野直行・義村政治(1997)「金融政策の変化とマネーサプライ——転換期の日本経済——」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』東京大学出版会, pp. 57-83.

Bernanke, Ben S. and Blinder, Alan S. (1992) "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, pp. 901-21.

Christiano, Lawrence J. and Eichenbaum, Martin (1992) "Identification and the Liquidity Effects of a Monetary Shock," in A. Cuickerman, L. Z. Hercowitz, and L. Leiderman, (eds.), *Political Economy, Growth and Business Cycles*, Cambridge, Mass.: MIT Press, pp. 335-70.

Fuerst, Timothy S. (1992) "Liquidity, Loanable Funds, and Real Activity," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 3-24.

Garber, Peter M. and Weisbrod, Steven R. (1992) *The Economics of Banking, Liquidity, and Money*, Lexington, Mass.: D. C. Heath.

Gordon, David B. and Leeper, Eric M. (1994) "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 6, pp. 1228-47.

Hamilton, James D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

———(1996) "The Daily Market for Federal Funds," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 1, pp. 26-56.

———(1997) "Measuring the Liquidity Effect," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 1, pp. 80-97.

———(1998) "The Supply and Demand for Federal Reserve Deposits," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 49, pp. 1-44.

Holmström, Bengt and Tirole, Jean (1998) "Private and Public Supply of Liquidity," *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 1, pp. 1-40.

Strongin, Seteven (1995) "The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, No. 3, pp. 463-97.