

# 日本の貨幣需給——貨幣乗数理論による分析\*

平田 純 一\*\*

## The Demand for and the Supply of Money in Japan —An Analysis by the Money-Multiplier Theory—

Junichi HIRATA

In our previous paper, we presented some empirical analysis on the Japanese demand and supply functions of money. In that paper, although we have analyzed the money-demand function rather carefully, we did not present any persuasive theory specifying the money-supply function.

In this paper, despite of its well known shortcomings, we shall introduce the money-multiplier theory to specify the money-supply function. Since the money-multiplier theory is the simplest economic theory we can utilize to analyze the money-supply function, we believe this is the best starting point.

Once we get a money-supply function, we can proceed to test whether the equilibrium interest rate is determined by the demand and supply relations of money. Since we believe that this relation is an integral part of the real and financial sectors in the macro-economic model, the above test is very important.

This paper is organized as follows: After a brief introduction in section 1, we shall explain the money multiplier theory in the Japanese economy in section 2. In section 3, we shall evaluate the stability of various deposit ratios which have a crucial role in the money-multiplier theory. In section 4, we shall present the money-supply function based on the money-multiplier theory. In section 5, we shall present the money-demand function based on the Goldfeld specification, then test how much explanatory power the financial wealth variable has in our money-demand function. In section 6, we shall derive an equilibrium interest rate function to test how meaningful the demand and supply relations of money are on this function. Finally, in section 7, we shall summarize the main conclusions and state some remaining problems.

**Key words** : money demand/money supply/Japanese financial market/equilibrium interest rate/macro economy

### 1. 序

我々は、前稿(平田[1984])で、日本経済における貨幣需給について、予備的に分析した。そこでは、日本経済において貨幣需給を分析する際に必要となる、基本的なデータ系列の作成と、Goldfeld型(Goldfeld[1973])の貨幣需要関数の適用可能性の吟味を中心とし、貨幣供給の分析では、中央銀行で管理可能と考えられる、ハイワード・マネー、マネタリー・ベースが、日本でも重要な貨幣供給の説明要因であることを明らかにした。

前稿も引き続き本稿も、前稿の序で述べたのと同じ問題意識を持っている。即ち、今日、日本のマクロ経済分析において重要性を増している、貨幣需給メカニズムを、正確に把握することが第一の目的である。更に、このメカニズムにより、実物部門と、金融部門の相互依存関係を明らかにすることを目指している。この為には、貨幣需給関係により、短期金融市場金利が決定されることを明らかにすることが最も重要な分析目的となる。もし、貨幣の需給関係で、短期市場金利が決定されるならば、長期金利等は、短期市場金利、及び公定歩合による金利裁定を通して決定され、実物市場と金融市場の仲介としての貨幣市場の役割が、マクロ経済モデルにおいて確固たる地歩を占めることになる。日本の金融市場は、近年急激に変化しており、現在、金融市場の自由化が巾広い関心を集めている。よって、貨幣市場の機能にも昭和50

原稿受付：昭和61年4月2日

\* 本稿は、昭和59年度文部省科学研究費補助金(奨励研究(A)、課題番号 59730036)、及び日本証券奨学財団昭和60年度研究調査助成による研究成果の一部である。

\*\* 長岡技術科学大学計画・経営系

年代に入って、昭和40年代に比較して顕著な変化が生じたと予想される。そこで本稿では、この点にも注意して分析を進める。

上記の分析を進めるに当たり問題になるのは、従来日本経済においては貨幣需給の実証分析、特に貨幣の供給過程に関する実証分析が希薄であり(最近の、堀内[1980]、大久保[1983]の研究を見過ごす事はできないが)、正面から貨幣供給関数を推定するという形での分析が行われていないことである。先行の研究業績がほとんどないに等しい状況であるので、本稿では、理論的には必ずしも満足できるものとは言えないが、貨幣供給理論としては、最も単純である、貨幣乗数理論によって日本の貨幣供給過程がどの程度分析できるかを検討する。貨幣乗数理論を採用するのは、ここで基本的な説明変数となる、ハイパワード・マネー、マネタリー・ベースが貨幣供給に重要な役割を持つ事は、前稿で確認済みであるので、この形でも貨幣の需給関係が定式化されれば、一つの短期利率の決定メカニズムを手にすることができからである。

貨幣の需要関数に関しては、本稿でも前稿を踏襲し、Goldfeld型の特定化を用いて、推定を行うが、貨幣需要における金融資産残高の役割を検討する為、家計金融資産残高を説明変数として用いた推定も試みる。これは、日本における貨幣ストック項目の定義が、米国等の定義よりも巾が広く、貨幣の保有動機が必ずしも取引動機に限られていないと考えられることによる調整である。米国においては、Leiberman[1980]が、通常分析よりは巾の広い、各種貨幣ストック項目に対する需要関数の説明変数として、家計金融資産残高を追加し、意味のある結果を導いている。そこで我々は、日本においてもこの変数が、貨幣需要関数の説明変数として、有効に機能するかを検討する。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節で、日本の金融システムを前提とする、貨幣乗数理論の定式化を導出する。第3節で、第2節で仮定した、貨幣乗数理論の各種の前提条件が、どの程度、現実の日本経済のデータで支持されているかを検討する。第4節で、貨幣乗数理論による、貨幣供給関数の推定結果を提示し、吟味する。第5節では、貨幣需要関数の推定結果を提示し、吟味する。第6節では、貨幣の需給を連立体系で考察し、短期市場金利の決定メカニズムを検討する。第7節で、本稿の結果を整理し、今後の検討課題を提示する。

## 2. 貨幣乗数理論による貨幣供給過程

貨幣供給過程を説明する一つの代表的理論は、貨幣乗数理論である。貨幣乗数理論に関しては、金融論の教科書には、必ず説明が与えられているが(例えば、Hamberg[1981]、Mayer等[1981]、宮川[1983]等を参照)、通常は、米国の金融市場を前提として議論されているので、以下で、日本の金融システムを前提として、同理論の説明を与える。貨幣乗数理論の考え方は、極めて単純であり、各種貨幣項目の供給量は、中央銀行が管理可能なハイパワード・マネー(HPM)と、これも中央銀行によって設定される、各種預金の法定準備預金準備率(以下法定準備率と約す)によって、定義的に、導かれるというものである。現実の金融システムにおいて、貨幣乗数理論が機能する為には、諸々の前提条件が、満たされている必要がある。そこで、これ等の前提条件の吟味をも併せ、以下で検討を加える。

貨幣乗数理論において、鍵となるHPMは、次式により定義される。

$$HPM = CU + BC + BD \quad (1)$$

ここで、CUは、民間非金融部門の現金通貨保有額、BCは、民間金融部門の現金通貨保有額、BDは、民間金融部門の日本銀行預け金である。ここでの、民間金融部門、非金融部門の区別は、日本における法定準備率適用の主たる対象が、預金通貨銀行[全国銀行(信託勘定を除く)、相互銀行、信用金庫、農林中金、商工中金]であること<sup>1</sup>、データ作成の容易さから<sup>2</sup>、本稿の分析では、預金通貨銀行のみを民間金融部門とし、それ以外の経済部門(預金通貨銀行以外の金融機関を含む)を、民間非金融部門とする。

一方、HPM、法定準備率の操作により、管理されると考えられる、貨幣の供給項目としては、様々なものが考えられるが、本稿では、M0、M1、M2CDの3種類を分析対象とする。これ等は、次のように定義される。

$$M0 = CU + DD \quad (2)$$

$$M1 = M0 + SD \quad (3)$$

$$M2CD = M1 + TD + CD \quad (4)$$

ここで、DDは、当座預金(民間非金融部門保有分、以下同様)、SDは、当座預金以外の預金通貨<sup>3</sup>、TDは、定期性預金、CDは、譲渡可能な定期性預金である<sup>4</sup>。本稿では、貨幣の定義差による、貨幣需給関数の安定性、市場利率の説明力を吟味するので、上記3種類の貨幣供給

項目ごとに、貨幣の供給過程を定式化する。

貨幣乗数理論は、上記(1)-(4)式の間の定義的な関係から、HPMと各種の貨幣供給項目を結び付けるもので、理論と呼ぶにはかなりナイーブなものである。ここでは議論の出発点として、DDを基準に他の各預金項目とDDの比率が一定であると仮定する。そこで、各種預金比率を、

$$p = \frac{CU}{DD}, \quad s = \frac{SD}{DD}, \quad t = \frac{TD}{DD}, \quad c = \frac{CD}{DD} \quad (5)$$

と定義する。これを用いて、(2)-(4)式、書き換えると、

$$M0 = (1+p)DD \quad (6)$$

$$M1 = (1+p+s)DD \quad (7)$$

$$M2CD = (1+p+s+t+c)DD \quad (8)$$

となる。

次に、DD, SD, TD (CDも同様)に関する、法定準備率を、 $r_d, r_s, r_t$ とすると、(1)式のBDは、法定準備預金を越えた準備預金が存在しないという仮定の下では、

$$BD = r_d DD + r_s SD + r_t (TD + CD) \\ = (r_d + r_s + r_t(t+c))DD \quad (9)$$

と、表わすことができる。更に、(1)式のBCもDDの一定割合であると仮定すれば、

$$BC = bDD, \quad (10)$$

となる。以上の関係を用いて、ハイパワード・マネーの定義式 [(1)] を書き換えると、

$$HPM = (p+b+r_d+r_s s+r_t(t+c))DD \quad (11)$$

となり、DDに関して表わすと、

$$DD = \frac{1}{p+b+r_d+r_s s+r_t(t+c)} HPM \quad (12)$$

となる。(12)式を用いて、(6)-(8)式を書き換えると、

$$M0 = \frac{(1+p)}{p+b+r_d+r_s s+r_t(t+c)} HPM \quad (13)$$

$$M1 = \frac{(1+p+s)}{p+b+r_d+r_s s+r_t(t+c)} HPM \quad (14)$$

$$M2CD = \frac{(1+p+s+t+c)}{p+b+r_d+r_s s+r_t(t+c)} HPM \quad (15)$$

と表わすことができ、(13)-(15)式が、貨幣乗数理論による、貨幣供給過程の基本式となり、各式の分数部分が、各貨幣ストック項目に対する、貨幣乗数値に対応する。(13)-(15)

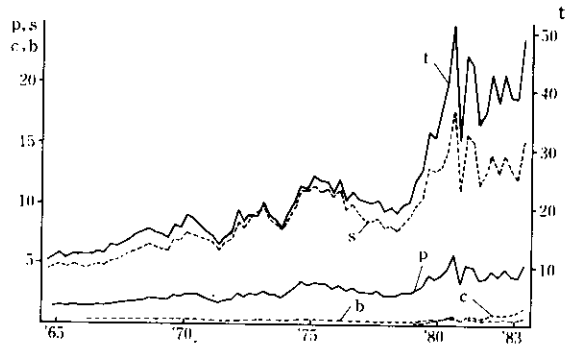


図1 DDを基準とする各種預金比率

式が充分安定的な関係として成り立つならば、日本銀行は、HPMの供給量を管理することにより、各貨幣ストック項目の供給量を管理することができる。

結局、貨幣乗数理論が、貨幣の供給理論として、有効なものであるか否かは、貨幣乗数の安定性の程度に依存している。各貨幣乗数は、各種の貨幣ストック項目の比率に依存しているの、貨幣乗数理論の評価には、 $p, s, t, c$ , 及び  $b$  の安定性の吟味が必要になる。

上記の点を確認する目的で作成したのが、図1である。図1には、1965年から、1983年迄の、 $p, s, t, c$ , 及び  $b$  の値を、四半期ごとにプロットしてある<sup>5</sup>。この図から明らかなように、各預金項目とDDの間の比率が、19年間に渡って、安定していたという評価を与えるのは、困難である。特に、1979-80年にかけて、 $t, s, p$ は、大巾に上昇している。又、1978年迄に比して、1979年以後は、振幅が大きくなっている。こうした動きの主原因は、DDの側にあると考えられる。DDの動向をみると、その名目残高は、1978年第4四半期に最高値(5兆6千億円)を記録したが、それ以後1981年の第1四半期の2兆7千億円まで低下し続け、それ以後は、若干の増加傾向にあるが、1978年第4四半期の値を越えていない。一方、もう一つの決済手段である、CUの発行残高は、この間漸増している。日本においては、DDの大部分が、法人企業部門によって保有されていることを考え併せると、1979年以後のDD残高の減少は、CDの発行開始等の短期金融市場の発展により、企業部門のDD保有の効率化が計られた結果ではないかと推察される<sup>6</sup>。

DDの動向が不安定であるので、各種の預金比率を計算する際に、DDではなく、SDを用いることも考えられよう。但し、貨幣乗数理論においても、各種預金比率が全く一定である必要はなく、これ等の動向が、他の経済変数(主として、各種の金利)との間の安定的な関数関係によって、説明されることが重要であるとされている。

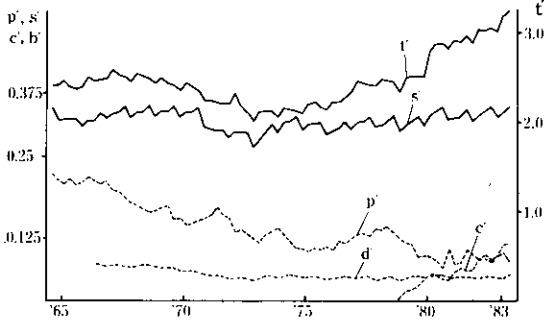


図2 SDを基準とする各種預金比率

我々は、第3節でこの面からの検討を加える。

図2に示したのは、SDを基準にした時の、各預金比率の動向である。ここで、 $p'$ 、 $d'$ 、 $t'$ 、 $c'$ は、

$$\begin{aligned}
 p' &= \frac{CU}{SD}, & d' &= \frac{DD}{SD}, & t' &= \frac{TD}{SD} \\
 c' &= \frac{CD}{SD}, & b' &= \frac{BC}{SD}
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

である。図1に比べると、図2における各種預金比率の推移は、落ち着いた動きを示しているが、 $t'$ は、1965年～1973年迄低下傾向にあったが、1975年以後上昇傾向に転じたことが目に付く。

以上の、図1、2から判断する限り、貨幣乗数理論の基礎となる、各種預金比率の推移は、必ずしも安定的な関係ではないと考えられる。次節で、これ等の値が他の経済変数との間の安定的な関係として、導かれるかどうかを検討する。

### 3. 預金比率の動向分析

前節で記したごとく、貨幣乗数理論による、貨幣供給の決定過程において、各種の預金比率の動向が、決定的に重要な役割を果たしている。又、これ等の値が、一定値であると考えことは非現実的である。そこで、我々は、各種預金比率を他の経済変数との間の安定的な関数関係として導出する必要がある。

ところで、各種預金比率は、日本銀行、預金通貨銀行等、貨幣の供給側の行動ばかりではなく、貨幣の需要者側の行動によっても影響を受ける(永谷[1982]等参照)。この為、各預金比率関数の特定化を考えると、需給両面の要因の識別の問題が生じ、我々は、貨幣乗数理論の推定上の弱点に到達する。これは極めて困難な問題であり、本稿ではこの問題を深く追求することは避け、より良い貨幣供給理論の探求は、今後の課題とし、預金比率に影響を与えると考えられる、経済変数を列挙し、これ等に

より、どの程度安定的な関数関係が導かれるかを以下で検討する。

預金比率の説明要因として考えられる変数としては、実質GNP、市場金利、公定歩合、法定準備率、各種預金金利等がある。これらの内、預金金利は、ほぼ公定歩合と連動しており、預金比率の分母として、利子を生まないDDを用いる限りは、預金金利と公定歩合を併せて用いる必要はない。そこで我々は、公定歩合のみを用いる。又、法定準備率は、日本銀行の政策によって、決定される制度的な変数であり、非常に重要な要因であるが、預金項目別に複雑な構造をしており、単に一種類の準備率を用いて推定を行うのは適当ではなく、今後データの整備も含めて検討する事とし、本稿では無視する。

この結果、本稿において我々は、各種預金比率が、実質GNP、市場金利(ここでは、コール・レート[CMBEMTU]を用いた)、公定歩合[RMOJPN]によって、どの程度安定的な関数関係として、説明されるかを検討する。各変数のパラメーター推定値の符号条件に関しては、次のように考える。実質GNPの増加は、取引に用いられる貨幣の利用効率化を促し、相対的に、DDの減少を伴うので、符号は、正を想定する。市場金利の上昇は、利子を生む各種の預金から、貨幣市場債券への代替を生じさせると考えられるので、符号は、負を想定する。これに反して、公定歩合の上昇は、DD以外の各種預

表1 各種預金比率の推定結果\*

	実質 GNP	公定歩合 (RMOJPN)	市場金利 (CMBEMTU)	R <sup>2</sup> R <sub>1</sub>	D.W. S.E.	階数 $\rho_1$
(1) p	0.929	0.492	-0.123	0.829	1.861	10
[ '65-'83]	(11.152)	(3.090)	(-0.912)	0.822	0.136	0.285
(2) p	0.673	-0.335	0.458	0.817	1.984	6
[ '65-'74]	(30.096)	(-2.113)	(4.316)	0.801	0.0798	0.321
(3) p	0.544	0.401	-0.109	0.491	1.972	5
[ '75-'83]	(2.852)	(1.826)	(-0.582)	0.444	0.0160	0.908
(4) s	0.982	0.709	-0.266	0.861	1.807	8
[ '65-'83]	(16.469)	(4.775)	(-2.170)	0.855	0.123	0.186
(5) s	0.844	0.331	-0.0997	0.793	1.860	5
[ '65-'74]	(22.524)	(1.439)	(-0.627)	0.776	0.0938	0.131
(6) s	0.298	0.444	-0.0728	0.487	2.094	3
[ '75-'83]	(1.603)	(2.081)	(-0.378)	0.439	0.145	0.534
(7) t+c	0.507	0.480	-0.211	0.547	1.884	9
[ '65-'83]	(3.957)	(2.563)	(-1.291)	0.528	0.218	0.833
(8) t+c	0.597	-0.350	0.378	0.797	2.026	5
[ '65-'74]	(19.787)	(-1.748)	(2.745)	0.780	0.0791	0.0851
(9) t+c	0.588	0.367	-0.0412	0.416	2.157	2
[ '75-'83]	(2.565)	(1.294)	(-0.161)	0.361	0.217	0.733
(10) b	0.583	0.760	-0.267	0.513	1.902	9
[ '65-'83]	(4.313)	(3.807)	(-1.538)	0.490	0.160	0.570
(11) b	0.0323	-1.173	1.101	0.518	1.914	2
[ '65-'74]	(0.397)	(-3.176)	(4.165)	0.466	0.0909	0.355
(12) b	0.925	0.505	0.0675	0.714	2.079	3
[ '75-'83]	(4.562)	(1.815)	(0.275)	0.687	0.140	0.080

\* 各推定結果の括弧内は、パラメーター推定値のt-値、R<sup>2</sup>は重相関係数、R<sub>1</sub>は自由度修正済みの重相関係数、D.W.は、Durbin-Watson統計量、S.E.は、回帰式の標準偏差。(以下の表でも記号の意味は同じである。)

金の利子率を高めるので、符号条件は、正を想定する。

前節で定義した、 $p$ ,  $s$ ,  $(t+c)$ ,  $b$  ごとに上で記した、3つの説明要因により推定した結果を整理したのが表1である<sup>7</sup>。昭和50年代の、日本における金融市場の変革を意識し、昭和40、50年代のデータを併せ推定した場合と、40年代、50年代を別々に推定した場合の結果を含めて提示してある<sup>8</sup>。

全期間での推定結果においては、すべての関数で、パラメーター推定値の符号条件は満たされている。しかしながら、 $s$ 以外の関数におけるCMBEMTUのパラメーター推定値の有意水準は低い。又、自由度修正済みの重相関係数値は、 $s$ 関数の、0.855から、 $b$ 関数の、0.490の間に入っており、関数の説明力として充分満足すべきものとは言えない。更に、誤差項の自己相関の階数も大きい。よって、全期間で推定した預金比率関数では、説明変数が不足している可能性が大きい。結局、ここに提示した形では、充分に説得力の有る関数と主張する事はできない。とは言っても、これらの関数に全く意味がないと退けるのも、これまた性急であろう。ある程度分析能力があると考えられるので、我々はこれ等を用いて、次節で、貨幣供給関数の分析に進む。

ところで、期間を区分した推定結果を見ると、昭和40年代のデータのみを用いたケースでは、 $s$ 以外のすべての預金比率関数において、RMOJPN, CMBEMTUのパラメーター推定値が符号条件を満たしていない。これに反して、昭和50年代のデータを用いたケースは、すべての関数で符号条件を満たしている。しかしながら、CMBEMTUのパラメーター推定値は、全期間での推定結果と同様に、極めて低い有意水準を示している。このことから、預金比率関数においては、昭和50年代における、金融市場の変革が、相当程度影響していると考えられる。但し、この変革は、必ずしも関数関係を強化する方向に寄与したとは言えない。

#### 4. 貨幣供給関数の推定結果

前節で行った、各種預金比率の推定結果を採用することにより、貨幣供給関数の特定化を行うのは、それ程困難な事ではない。とはいっても、(13)–(14)式から、明らかのように、貨幣乗数理論による、貨幣供給関数は、本質的には、非線形な関数である。しかしながら、本稿では、非線形推定は用いず、一次近似として、対数線形で特定化を行う。又、貨幣乗数の構成要素である、各種預金比率が、実質GNP、公定歩合、市場金利の関数であるとしたので、貨幣乗数自身もこれ等変数の関数と考えることは妥当であろう。しかし、貨幣乗数の定義式の中で、各

種預金比率は複雑に関係しているの、符号条件の確定は容易ではない。堀内 [1980] が、貨幣乗数に対する、名目GNP、市場金利の影響方向の確定を試みたが<sup>9</sup>、我々は、前稿で、貨幣乗数関数として推定した場合、堀内の条件は必ずしも満たされないことを示した。本稿では、符号条件を前提とせず、回帰分析を施し、結果について解釈を試み、再推定の出発点としたい。

結局、本節で推定する貨幣供給関数は、ラグによる調整を含めて以下の形となる。

$$\ln(M/P) = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(M/P)_{-1} + \alpha_3 \ln(HPM/P) + \alpha_4 \ln(GNP/P) + \alpha_5 \ln R1 + \alpha_6 \ln R2. \quad (17)$$

ここで、 $M$ は各種の貨幣供給量、 $P$ はGNPデフレーター、 $R1$ は公定歩合(RMOJPN)、 $R2$ はコールレート(CMBEMTU)である。

(17)式により、推定した結果をまとめたのが、表2である。前節の推定結果に示されているように、昭和40年代と50年代では、各種預金比率関数において、変化がある。この結果、貨幣供給関数においても40年代と50年代の相違を意識して分析する必要がある。そこで、表2にも、全期間のデータを用いた場合と、40、50年代を分けて推定した場合の結果を併せ提示してある。

表2の結果は、相当複雑なので、関数ごとに見ていく。M0関数の(1)式では、実質GNP、RMOJPNのパラメーター推定値の有意性が極めて低く、(2)式では、実質HPMの有意性が低い上に、符号条件すら満たしていない。(3)式では、実質GNPの有意性が低い。しかしながら、(3)式では、実質HPMは有意であり、長期弾力性も0.918と1に極めて近く、貨幣乗数理論の仮定を満たしている。結局、M0関数に関して、我々は、強い主張をすることはできないが、ここにおいても昭和40年代と50年代の間における変化が見てとれる。又、昭和50年代に入って、日本のM0関数も貨幣乗数理論によって説明が可能になりつつあることだけは言えよう。

M1関数においては、期間の相違による影響が、M0関数程大きくない。特に、HPMの長期弾力性は、0.934、0.946、0.992と変化しており、有意な差を見いだすことはできない。しかしながら、実質GNP、RMOJPNのパラメーター推定値の有意性は、全ての場合で極めて低い。この為、M1関数においても、我々は、貨幣供給が貨幣乗数理論によりの確に説明されていると、強く主張する事は不可能であろう。

M2 CDの関数においては、HPMの長期弾力性は、期間ごとに若干相違があり、0.857、0.654、1.047となって

表2 貨幣供給関数の推定結果\*

	ラグ付き	実 質		公定歩合	市場金利	L	HPM	R <sub>i</sub>	D. W.	階数
	貨幣供給	H P M	G N P	(RMOJPN)	(CMBE MTU)	R	CMBE	R <sub>i</sub>	S. E.	
(1) M 0	0.633	0.277	-0.0265	-0.00585	-0.0660	0.755	0.992	1.881	3	
[ ' 65-' 83]	(7.765)	(3.182)	(-0.367)	(-0.152)	(-2.059)	-0.180	0.991	0.0233	-0.113	
(2) M 0	0.569	-0.0647	0.521	0.552	-0.437	—	0.993	1.763	4	
[ ' 65-' 74]	(3.921)	(-0.577)	(4.884)	(3.597)	(-3.881)	-1.014	0.986	0.0271	0.0429	
(3) M 0	0.708	0.268	-0.0416	0.0376	-0.108	0.918	0.936	2.097	2	
[ ' 75-' 83]	(14.974)	(2.225)	(-0.456)	(1.103)	(-2.834)	-0.370	0.918	0.0243	-0.477	
(4) M 1	0.652	0.325	-0.0364	0.0165	-0.0778	0.934	0.996	1.973	1	
[ ' 65-' 83]	(7.036)	(2.812)	(-0.455)	(0.451)	(-2.330)	-0.224	0.996	0.0189	0.440	
(5) M 1	0.444	0.526	0.0560	-0.0326	-0.0974	0.946	0.998	1.826	1	
[ ' 65-' 74]	(3.027)	(3.041)	(0.464)	(-0.307)	(-1.238)	-0.175	0.997	0.0150	0.298	
(6) M 1	0.633	0.364	-0.700	0.245	-0.0742	0.992	0.976	1.952	5	
[ ' 75-' 83]	(5.629)	(2.048)	(-0.541)	(0.624)	(-1.635)	-0.202	0.969	0.0153	0.053	
(7) M2 C D	0.588	0.353	0.0858	0.00413	-0.0656	0.857	0.995	2.409	5	
[ ' 65-' 83]	(8.031)	(4.552)	(1.274)	(0.192)	(-3.197)	-0.159	0.994	0.0215	0.300	
(8) M2 C D	0.456	0.356	0.198	0.0536	-0.147	0.654	0.999	1.988	4	
[ ' 65-' 74]	(4.610)	(3.310)	(4.176)	(0.963)	(-3.974)	-0.270	0.999	0.0081	-0.023	
(9) M2 C D	0.825	0.183	0.0925	0.0240	-0.0453	1.047	0.998	1.917	3	
[ ' 75-' 83]	(8.720)	(1.948)	(0.709)	(1.143)	(-1.909)	-0.259	0.998	0.0078	0.054	

\*表中のL.R.E.は、パラメーターの長期弾力性を示す。(以下の表でも同じ)

いる。又、CMBEMTUのパラメーター推定値は、全ての場合で有意である。しかしながら、実質GNP、RMOJPNに関しては、(8)式の、実質GNPを除いて、有意ではない。しかしながら、この関数においては、符号条件は、預金比率関数において我々が想定したのと一致している。

以上の貨幣供給関数の推定結果において、我々は、日本の貨幣供給過程が、貨幣乗数理論によって、的確に説明されると、自信を持って主張するだけの根拠を見出すことはできなかった。しかしながら、本節で用いた貨幣供給関数の特定化は、必ずしも貨幣乗数理論に忠実ではなく、一次近似に過ぎない。そこで、結論を急がずに本稿の分析を出発点として、より一層理論的、実証的に研究を進めて行くことが今後の課題である。

### 5. 貨幣需要関数の推定結果

本節では、1983年迄のデータによる、貨幣需要関数の推定結果を提示する。貨幣需要関数に関しては、前稿で詳しく考察したので、本稿では、観測期間の追加に伴う変更を中心に、若干の補足的な分析を行う。推定に用いる関数型は、Goldfeld型(Goldfeld [1973])である。市場金利としては、コール・レート[CMBEMTU]を用いる<sup>10</sup>。Goldfeldモデルの原型と異なるのは、預金金利変数の特定化であり、以下で説明するように、我々はこの変数の特定化で、日本の金融構造の特徴を表現する。デフレーターを選択は、若干問題が残るが、GNPデフレーターを用いる<sup>11</sup>。

序でも記したように、日本銀行が政策運営の目標としている、M2CDは、貨幣の定義としては、やや巾が広いので、必ずしもその全てが、取引動機に基づいて保有されているとは考えられない。この点は、前稿に示した貨幣需要関数の推定結果において、実質GNPの長期弾力性が、1を越えていることにも表れている。よって、貨幣需要関数の正確な特定化の為に、資産動機による、貨幣需要の説明を、検討する必要がある。そのため本節では、家計金融資産残高<sup>12</sup>を説明変数に追加した場合を分析する。ここでの意味は、貨幣の一部が資産保有の一形態として需要されるのであれば、保有する金融資産の増加に伴って、その需要量が増加するというものである(米国において同様な分析を行ったものに、Leiberman [1980]がある。)一方、家計部門の金融資産残高のみを考慮するのは、たとえ、貨幣の定義をM2CDとしても、企業部門の資産動機による貨幣保有は無視しうると考えられるからである。

本節で考察するもう一点は、前節までの分析同様、昭和50年代における、貨幣・金融市場の環境変化である。この問題は、前稿で詳しく論じたので、ここではその事実のみを記すにとどめるが、貨幣需要関数においても、観測期間全体を用いた推定の他に、昭和40年代、50年代別の推定結果を併せ提示し、その比較を行う。

表3に示したのが、金融資産残高効果を含まない場合の期間別、貨幣の種類別の推定結果であり、表4が、金融資産残高効果を含む場合の推定結果である。なお推定に用いた関数型は全て、対数線形で特定化した。以下のものである。

表3 貨幣需要関数の推定結果

	ラグ付き	実 質	預金金利	市場金利	L	GNP	R <sup>2</sup>	D.W.	階数
	貨幣供給	GNP	(RSD)	(CMBE MTU)	R	CMBE MTU	R <sub>1</sub>	S.E.	$\rho_1$
(1) M0	0.843	0.133	0.0079	-0.0419	0.847	0.994	1.892	3	
[ ' 65-' 83]	(18.706)	(3.097)	(0.511)	(-3.106)	-0.267	0.993	0.0244	-0.212	
(2) M0	0.667	0.318	0.226	-0.113	0.954	0.993	1.920	6	
[ ' 65-' 74]	(11.280)	(5.806)	(3.014)	(-5.114)	-0.339	0.992	0.0213	0.0357	
(3) M0	0.692	0.179	-0.0306	-0.0213	0.581	0.939	1.995	2	
[ ' 75-' 83]	(14.028)	(5.712)	(-2.149)	(-1.525)	-0.0692	0.923	0.0244	-0.488	
(4) M1	0.858	0.131	-0.319	-0.0520	0.923	0.998	1.914	1	
[ ' 65-' 83]	(20.190)	(3.253)	(-3.661)	(-5.335)	-0.366	0.998	0.0166	0.231	
(5) M1	0.807	0.218	-0.411	-0.0739	1.130	0.998	1.743	8	
[ ' 65-' 74]	(51.703)	(13.211)	(-3.540)	(-1.354)	-0.383	0.998	0.0132	0.307	
(6) M1	0.787	0.140	-0.269	-0.0465	0.657	0.979	1.995	5	
[ ' 75-' 83]	(8.849)	(2.086)	(-2.905)	(-4.154)	-0.218	0.973	0.0142	-0.036	
(7) M2CD	0.890	0.132	0.0127	-0.0271	1.200	0.999	1.959	5	
[ ' 65-' 83]	(26.271)	(3.031)	(1.008)	(-3.086)	-0.246	0.999	0.0125	0.389	
(8) M2CD	0.810	0.214	-0.0231	-0.0612	1.126	0.999	1.972	2	
[ ' 65-' 74]	(20.441)	(5.064)	(-0.724)	(-8.072)	-0.322	0.999	0.0096	0.105	
(9) M2CD	0.706	0.420	0.0334	0.0103	1.429	0.999	1.883	5	
[ ' 75-' 83]	(8.343)	(3.444)	(3.601)	(1.748)	—	0.998	0.0069	0.067	

$$\ln(M/P) = \beta_1 + \beta_2 \ln(M/P)_{-1} + \beta_3 \ln(GNP/P) + \beta_4 \ln RSD + \beta_5 \ln CMBE/MTU \quad (10)$$

ここでの変数は、(10)式とほぼ同じであるが、RSDは各種の預金金利であり、推定する貨幣の種類ごとに異なっているため、以下で説明する。

表3の、預金金利は、M0の関数において、銀行の普通預金金利(RDOD)、M1の関数において、郵便貯金の通常預金金利(RSOS)とRDODの差、M2CDの関数において、銀行の1年もの定期預金金利(RDTD1)と、信託銀行の5年物貸し付け信託の予想配当率(RPDLT5)との差である。M1の関数において、RSOSではなく、RDTD1を、用いることも可能である。ここでは、近年の郵便貯金と銀行の間の、預金のシフトを意識して、RSOSを用いた、M2CDの関数において、RPDLT5の代わりに、郵貯の1年物定期預金金利(RSTS1)を用いることも検討したが、近年RDTD1とRSTS1は、全く同じ値を取っている。よって、説明変数として、区別不可能であるので、ここでは、RSTS1は用いなかった。

観測期間全体を用いた、推定結果において、すべてのパラメーター推定値が、符号条件を満たしているのは、M1関数のみである。M0、M2CDの関数においては、預金金利のパラメーター推定値は符号条件を満たさず、有意でもない。このことから、1965年以後のデータにより、Goldfeld型の特定化を用いると、M1の関数が最も良く適合していると判断される。これは、Goldfeldの特定化が、米国におけるM1(日本の場合では、M0に対応する<sup>13)</sup>)を念頭においており、米国におけるM1の機能を日本では、定義自身は大巾に異なるが、ほぼM1

が果たしている事を考えると<sup>14)</sup>、納得しやすい結果である。

又、M0の関数において、預金金利のパラメーター推定値が有意でないことは、必ずしも説明のできないことではない。M0の主たる構成要素は現金であり、この大部分は、個人部門が保有している。個人部門にとっては、現金と普通預金の選択は、利子率によるよりも、給与支払いの方法等の条件に依存する程度が、高いと考えられるからである。一方当座預金を保有する、企業部門における選択は、主に短期金融市場債券との間で考えられよう。よって、M0の需要関数において、預金金利が有意で無くなっていると考えられる。

M2CDの関数において、預金金利が有意でなくなっている理由は、M0の場合とはことなり、上で言及した、金融資産残高効果を無視した為ではないかと考えられる。こう判断する一つの理由は、M2CDの需要関数において、長期のGNP弾力性が、1.200と大巾に1を上回っており、貨幣保有における効率化が全く存在しないことである。

以下で、M1需要関数の性質をやや詳しく検討する。この関数における、GNPの長期弾力性も0.923とかなり大きく、日本においてはM1で測っても貨幣保有の効率化は、充分には観測されない事が分かる。短期金利の長期弾力性は-0.366で、これもかなり大きく、日本の貨幣需要関数においても短期金融市場の動向が、敏感に反映する事が分かる。ところで、表には示していないが、預金金利の長期弾力性は、-2.246と極端に大きい。ここで、ROOD、RSOSは共に規制金利であり、公定歩合の変更に関連して変化する。この為、両金利の差は原則

として変化しない<sup>15</sup>。そこで、預金金利の長期弾力性が極めて大きい事は、ひとたび両金利の差に変化が生じると、預金者は、銀行の普通預金と郵便局の通常預金を大巾にシフトさせている事を示している。これは、日本でも金利選好意識が大きいことの証明であろう。又、この関数の年率の調整速度は、46%である。現実の貨幣市場における調整が、これ程遅いとは考えられないので、この関数も一見したところ良好な性質を有している様であるが、いまだ検討の余地がある。

上で提示した問題を検討する一つの手がかりは、期間区分による推定結果である。経験的に、推定期間中に構造変化が存在すると、全期間を通した推定式の調整速度が遅くなる傾向がある。この観点から、表3の(5)、(6)式を比較すると、いくつかの相違点が存在する。両推定式とも、パラメーターの符号条件は満たしており、(5)式の市場金利のパラメーターを除けば、有意水準5%で有意である。

しかしながら、GNPの長期弾力性が、(5)式では、1.730であるのに対して、(6)式では、0.657と大巾に低下している。又、短期金利の長期弾力性も、-0.383と-0.218で明確な相違が存在する。年率の調整速度も(5)式で、56%、(6)式で、62%であり、両者の相違は大きくないが、共に、(4)式における、46%よりは、小さくなっており、昭和40年代と50年代の間にM1需要関数に構造変化を生じた可能性を示唆している。ここで、Chow検定によりF値を計算すると、2.775となり、5%有意水準で、構造変化が存在しないという仮説は棄却される。よって、(4)式の調整速度の遅さの一つの原因は、観測期間中での構造変化に帰着させることができる。それと同時に、昭和40

年代と50年代のデータを同時に用いる際には、注意が必要であることを示している。

期間区分の観点から他の関数を評価する、M0の関数は、昭和50年代のデータのみによって推定すると、すべてのパラメーター推定値が、符号条件を満たしているが、市場金利のパラメーター推定値の有意水準が低下している。しかしながら、GNPの長期弾力性は、0.581であり、明確に、規模の経済を示している。又、年率の調整速度も、77%と十分に、大きくなっている。これに反して、M2CDの関数は、金利のパラメーター推定値が、二つとも異符号を取り、GNPの長期弾力性も、1.429と極めて大きく、実用に耐えられない推定結果になっている。これは、昭和50年代において、M2CDの成長率が大きく、取引需要にのみ基づく貨幣需要関数の特定化では、的確に把握することが不可能であることを示している。

表4の結果に転じる。ここで、金融資産残高は、今期末の実質金融資産残高と、一年前の実質金融資産残高の間の比率を用いる<sup>16</sup>。M0の関数においては、どの期間区分を用いても、金融資産残高のパラメーター推定値は、有意ではない。これは、M0の定義からして、その保有が、原則的に、取引需要に基づく物であることから予想された結果である。その他の説明変数のパラメーター推定値も表3の結果と大差がなく、M0関数の推定結果としては、表3の結果が採用されよう。

M1の関数は、金融資産残高を説明変数に加えなくとも、3本の関数の中で、最も受容可能な結果を与えていた。しかしながら、どの期間区分を用いても、金融資産残高効果のパラメーター推定値は、有意である。この結

表4 金融資産残高効果を含む貨幣需要関数の推定結果

	ラグ付き	実質	預金金利	市場金利	金融資産	L	GNP	R <sub>i</sub>	D.W.	階数
	貨幣需要	GNP	(RSD)	(CMBE MTU)	残高 (FNWH)	R	CMBE	R <sub>i</sub>	S.E.	
(1) M0	0.853	0.122	0.0043	-0.0397	0.0222	0.830	0.993	1.912	3	
[ '65-'83]	(16.239)	(2.392)	(0.457)	(-1.847)	(0.225)	-0.270	0.992	0.0248	-0.221	
(2) M0	0.592	0.407	0.0832	-0.143	-0.184	0.995	0.992	1.975	6	
[ '65-'74]	(4.961)	(3.269)	(2.357)	(-2.669)	(-0.790)	-0.350	0.989	0.0227	0.0480	
(3) M0	0.698	0.164	-0.0211	-0.0078	0.0973	0.543	0.940	2.199	2	
[ '75-'83]	(10.427)	(5.044)	(-1.732)	(-0.404)	(0.354)	-0.026	0.922	0.0242	-0.501	
(4) M0	0.913	0.0689	-0.262	-0.0237	0.250	0.792	0.998	1.964	3	
[ '65-'83]	(29.717)	(1.972)	(-3.128)	(-2.008)	(3.175)	-0.272	0.998	0.0155	0.155	
(5) M0	0.894	0.051	-0.334	-0.0125	0.314	0.991	0.998	1.743	8	
[ '65-'74]	(23.962)	(1.970)	(-3.925)	(-0.534)	(2.484)	-0.118	0.998	0.0132	0.307	
(6) M0	0.922	0.0494	-0.358	-0.0409	0.539	0.633	0.983	2.046	4	
[ '75-'83]	(13.827)	(1.002)	(-4.321)	(-4.301)	(2.995)	-0.524	0.978	0.0127	-0.127	
(7) M2CD	3.948	0.0564	0.0046	0.0021	0.316	1.085	0.999	1.978	3	
[ '65-'83]	(30.049)	(1.776)	(0.555)	(0.329)	(7.025)	——	0.999	0.0094	0.019	
(8) M2CD	9.849	0.153	-0.0595	0.0211	0.245	1.013	0.999	2.023	3	
[ '65-'74]	(19.112)	(2.816)	(-1.930)	(-1.076)	(2.327)	-0.140	0.999	0.0093	-0.051	
(9) M2CD	0.714	0.412	0.0257	0.0093	0.144	1.441	0.999	1.867	5	
[ '75-'83]	(8.127)	(3.262)	(2.102)	(1.472)	(1.140)	——	0.998	0.0070	0.168	



果、他の説明変数のパラメーター推定値も表3の結果とは相違が認められる。先に疑問とした表3の(4)、(5)式における、GNPの長期弾力性も、表4の(4)、(5)式において、大巾に低下している。一方、市場金利のパラメーター推定値の有意水準が低下しており、特に表4の(5)式では、全く有意では無くなっている。

最後に、M2CDの関数を検討する。我々が、金融資産残高効果を導入した本来の目的は、この関数を的確に推定する事であった。しかしながら結果は全く期待はずれである。確かに、(7)、(8)式において、金融資産残高のパラメーター推定値は有意であるが、(7)式では、両金利のパラメーター推定値とも、有意でもなく、異符号を取っている。(8)式では、市場金利のパラメーター推定値の有意水準が極めて低い。更に、(9)式では、金融資産残高効果は、全く推定結果に影響を与えていない。この結果、M2CDの関数における、金融資産残高効果は、昭和40年代のデータを用いる推定では、検討の余地があるが、昭和50年代のデータを用いた推定では、無効である。よって我々は、昭和50年代のデータによる、M2CDの関数として満足のできる推定結果を得るに至らなかった。このことは、現在、日本銀行の金融政策が、M2CDを基準として運営されていること、更に時系列解析による因果性テスト等によると、貨幣ストック項目のうちM2CDが最も他の経済変数と適合している、と言われている(大久保[1983])こととも矛盾するので、今後この問題に焦点を絞って徹底的に検討する必要がある。

### 6. 貨幣の需給均衡と市場金利

前2節で我々は、貨幣の供給関数、及び需要関数を導いた。貨幣需要関数に関しては、M1需要関数を採用すれば、一応納得の行く形で推定されたと言えよう。しかしながら、貨幣供給関数に関しては、今後更に検討すべき問題が多く存在している。

ところで、標準的なKeynes流マクロ経済理論においては<sup>17</sup>、貨幣の需要関数が、LM曲線を導き、所与のGNP水準の下では、均衡利率の決定メカニズムになるとされている。この関数により、標準的なマクロ経済理論においては、証券市場が、捨象される。しかしながら、日本経済においては、従来、証券(債券)市場の未発達を理由に、利率の決定は、上記のメカニズムによらず、公定歩合の変更に連動していると考えられることが多かった。

本稿でこれまで、様々な形で検証してきた事からも明らかのように、日本の金融市場は、昭和50年代に入って大きく変化している。この結果、日本でも証券(債券)

市場が発達して来ており、均衡利率の決定においても、標準的な、Keynes流のメカニズムを適用できる可能性が開けてきたとも考えられる。以下では、この点を確認する為、前節までに導いた、貨幣の需給関係の均衡値として、コール・レート決定関数を導くことが可能かを検討する。先に述べたように、我々の貨幣供給関数は、堅固なものではないので、以下の分析も一つの可能性の追求にしか過ぎない。

しかし、若干でも上記方向の分析に、目途がたてば、今後貨幣供給関数を改良することにより、日本の金融市場の分析に、新しい視角を提供することになるので、試みしてみる価値がある。

(17)、(18)式を前提として、貨幣需給が、市場金利をパラメーターとして均衡しているとする、以下の均衡条件が成り立つ。

$$\alpha_1 + \alpha_2 \ln(M/P)_{-1} + \alpha_3 \ln(HPM/P) + \alpha_4 \ln(GNP/P) + \alpha_5 \ln R1 + \alpha_6 \ln R2 = \beta_1 + \beta_2 \ln(M/P)_{-1} + \beta_3 \ln(GNP/P) + \beta_4 \ln RSD + \beta_5 \ln R2 \quad (19)$$

(19)式を、R2に付いて解くと、以下の式が導かれる。

$$\ln R2 = \gamma_1 + \gamma_2 \ln(M1/P)_{-1} + \gamma_3 \ln(HPM/P) + \gamma_4 \ln(GNP/P) + \gamma_5 \ln R1 + \gamma_6 \ln RSD. \quad (20)$$

ここで、 $\gamma_1 = (\alpha_1 - \beta_1) / (\alpha_6 - \beta_6)$ ,  $\gamma_2 = (\alpha_2 - \beta_2) / (\alpha_6 - \beta_6)$ ,  $\gamma_3 = \alpha_3 / (\alpha_6 - \beta_6)$ ,  $\gamma_4 = (\alpha_4 - \beta_4) / (\alpha_6 - \beta_6)$ ,  $\gamma_5 = \alpha_5 / (\alpha_6 - \beta_6)$ ,  $\gamma_6 = -\beta_6 / (\alpha_6 - \beta_6)$  である。

(20)式のパラメーター推定値の符号条件の確定は容易ではない。又、(20)式のパラメーター推定値から(19)式のパラメーター推定値を識別することも、不可能である。符号条件に関して言えば、 $\gamma_3$ ,  $\gamma_5$ ,  $\gamma_6$ が同符号であると考えられるだけである(貨幣供給関数において、預金比率関数と同様の符号条件を想定した場合)。

以下で、M1の需給均衡から導かれた、(20)式の推定結果を提示する。M0, M2CDに関しても同様の推定を行ったが、M1の場合のフィットが最も良く、又、これまでの分析で、M1の関数が、比較的安定していたことからの選択である。先ず、全期間のデータを用いた場合の推定結果は、以下の通りである。

$$\begin{aligned} \ln \text{CMBEMTU} = & -0.297 - 0.810 \ln(M1/PGNP75)_{-1} \\ & (-0.666) (-5.65) \\ & + 0.0623 \ln(HPM/PGMP75) + 0.150 \ln(GNP/ \\ & (4.395) \quad (1.552) \\ & PGNP75) + 1.060 \ln \text{RMOJPN} - 0.152 \ln(\text{RSOS} \\ & (22.104) \quad (-0.495) \\ & - \text{RDOD}. \quad (21) \end{aligned}$$

$$R_1^2 = 0.929, R_2^2 = 0.923, S.E. = 0.0781, D.W. = 2.070, \\ \rho_1 = 0.412. (\rho_2 - \rho_{10} \text{の値は省略})$$

(2)式より、 $\gamma_3$ が正であるので、 $(\alpha_0 - \alpha_5)$ も正であると判断され、これと $\gamma_2$ が、負であることから、 $(\alpha_2 - \beta_2)$ は負であると判断される。これは、貨幣需要関数のラグ付き変数のパラメーター推定値の方が、貨幣供給関数のラグ付き変数のパラメーター推定値より大きいことと対応している。これに反して、実質GNPのパラメーター推定値には、貨幣供給関数との間の対応関係が成り立たない。推定結果を全体的に見ると、RMOJPNの影響が、際だって大きいのが目に付くが、ラグ付き貨幣ストック、HPMも有意である。自由度修正済みの重相関係数は、0.923で特別大きくはないが、ある程度の説明力を保持していることを示している。この結果、市場金利を貨幣供給均衡の誘導型として、定式化することは、一応受容されようが、パラメーター推定値の評価等は今後更なる検討が必要である。

最後に、昭和50年代のデータのみによる推定結果を提示して本節を閉じる。

$$\ln \text{CMBEMTU} = -3.838 - 0.0424 \ln(\text{M1/PGNP75})_{-1} \\ (-1.704) (-0.893) \\ + 0.476 \ln(\text{HPM/PGNP75}) - 0.0741 \ln(\text{GNP} \\ (1.485) (-0.351) \\ / \text{PGNP75}) + 0.937 \ln \text{RMOJPN} - 0.518 \ln(\text{RSOS} \\ (11.513) (-0.946) \\ - \text{RDOD}). \quad (2) \\ R_1^2 = 0.920, R_2^2 = 0.906, S.E. = 0.0873, D.W. = 1.830, \\ \rho_1 = 0.227.$$

(2)式の推定結果は、(1)式の結果と大巾に異なっているが、これに関する評価は、今後の課題とする。

## 7. 要約と今後の課題

本稿では、やや性急に、貨幣乗数理論により貨幣供給関数を定式化し、貨幣乗数理論と併せて、均衡利子率の決定問題までを論じた。これまで、日本経済を対象として、本稿と同一視点からの分析が、ほとんど行われていないことの結果でもあるが、本稿により、解決された問題よりも、新たに発生した、検討課題の方が多数存在する。

本稿では、貨幣供給プロセスとして、貨幣乗数理論を採用したが、これ自身も検討しなくてはならない。しかしながら、理論的な分析においても、又、諸外国の実証分析においても貨幣の供給面は、需要面分析が進んで

いない。そこで、今後もしばらくは、貨幣乗数理論を土台とし、その上で、本稿で未解決となった、問題の検討を進めたい。その際、最も問題になるのは、預金比率関数の定式化の検討、及び預金比率関数と貨幣乗数自身の動向を如何に関係付けるかである。この過程の分析が、完結すれば、貨幣乗数理論により、貨幣供給関数自身は自然に導出される。

ところで、本稿において未解決の問題として残されたものは、貨幣の供給面の問題のみではない。貨幣の需要面でも、M2CDという日本銀行が、政策運営の目標としている。貨幣項目の需要関数が、必ずしも的確に推定できなかった。特にこの問題は、昭和50年代のデータを用いた場合に発生するので、今後充分検討しなくてはならない。

## 脚注

- 1 このでの例外は、預金通貨銀行のうち、商工中金に法定準備が適用されていないこと、預金通貨銀行に含まれない、信託銀行の、金銭信託(貸付信託を含む)の元本に、法定準備率が適用されていることである。
- 2 前稿[平田(1984)]でも記した如く、日本では、HPMの統計は、明示的には公表されておらず、「経済統計月報」(日本銀行)のマネタリー・サーベイにおける通貨当局勘定又は、資金循環勘定を用いて作成しなくてはならない。マネタリー・サーベイを用いる方が、必要な基礎データが少なく、作成が容易である。
- 3 SDにおいて、一番ウェイトの高い預金は、普通預金であるが、その他に、通知預金、別段預金、納税準備預金が含まれる。これ等の預金金利は、必ずしも等しくないが、その差は、年率0.75%の範囲内に入っている。又、法定準備率も、これ等の預金の間に(DDに対しても同様であるが、)差はない。よって本稿では、これ等の預金を一まとめにして扱う。
- 4 TDには、3ヶ月、6ヶ月、1ヶ年、2ヶ年の種類があり、期間に応じて金利は異なる。又、定期積み金もここに含まれる。一方、CDの金利は、公開市場金利である。TDに含まれる、各種の預金金利の間には、無視できない差がある(TDとCDの間の差も経済状態によっては、大きくなる。しかしながら、預け入れ期間に拘わらず、TD及びCDの法定準備率は、共通であり、CD発行後は、日本銀行が、金融政策を運営する上で目標とする指標は、M2CDとされているので、本稿でもTDとCDを一つのグループに入れるが、記法上は分けておく。
- 5 この、p, s, t, c及び、bを計算するのに用いた、各データは、日銀の「経済統計月報」に記載されている。各月の月末残高の値を用いて、例えば、第1四半期の値は、前年12月末、当年1月末、2月末、3月末の残高の平均を用いて計算した。理論的に最も望ましい月中平均値が公表されていない為の措置であるが、前四半期末の値は、当四半期期初の値であるので、この措置により、各四半期毎の変数の動向を総合的に扱うことが可能である。DDに関しても同様の計算を行ったが、DDのデータ系列自身の作成に関しては、平田[1984]を参照。
- 6 これと類似の事例は、1974年以後の米国においても観察

- されている。米国での問題に関しては、Judd-Scadding [1982] の展望論文、筒井・畠中 [1981]、平田 [1985] 等を参照。
- 7 本稿で用いられた推定手法は、前稿(平田 [1984])同様、誤差項の自己相関をも併せ推定する形の、GLS 推定法である。
  - 8 日本の金融市場の変化の発生時点の確定は、それ自身分析すべき対象である。しかしながら、金融市場における各種の環境変化が発生したのは、昭和50年代に入ってからであるので、一つの便法として、昭和40年代、50年代の区別を与えた、より一層分析を進めるに当たっては、再検討する必要がある。
  - 9 堀内によれば、名目GNPの成長率と、貨幣乗数の変化率の間には正の相関関係が存在し、コール・レートと貨幣乗数の変化率の間には、負の相関関係が存在する。我々は、実質GNPを用いており、堀内が検討したのは、M2CDによる貨幣乗数のみであることから、両者の議論を直接的に比較するのは、必ずしも妥当ではないかも知れない。
  - 10 貨幣需要関数に市場金利を用いる本来の意味からすれば、短期の貨幣市場金利を用いるのが、適当である。しかし、日本では、短期貨幣市場の本格的な発展は、昭和50年代に入ってからであり、昭和40年代においても、自由金利として機能していたのは、コール・レートのみと考えられる。又、短期貨幣市場の発展により、各種の金利裁定を通して、短期金利の変化は、極めて類似しており、金利の選択は、それ程重要ではない。最近の、貨幣市場の発展に関しては、島[1985]参照。
  - 11 他の可能性として、消費者物価指数、卸売物価指数がある。前稿で記した様に、デフレーターを選択により推定結果は影響を受けるが、この問題は理論的に容易に決着の付くものではないので、ここでは一つの例として考える。
  - 12 家計金融資産残高のデータは、日銀の「経済統計年報」による、個人部門の各年末の金融資産負債残高を基準に、「経済統計月報」による、四半期ごとの取引額で調整し、計算した。但し、この2種の統計は、必ずしも整合的ではなく、一年間の残高の差と四半期の取引額の和は、必ずしも一致しない。この場合は、残高を基準として、各四半期の値を調整した。
  - 13 日本と米国の貨幣の定義の相違に関しては、平田 [1984] の表1を参照。
  - 14 日本では、個人が、当座預金口座を持つ事は一般的ではないが、米国では、日本で通常普通預金口座を用いておこなわ

れる。公共料金の口座振替、クレジット・カードの決済が、小切手による送金によって行われている。

- 15 1965年から1970年第1四半期迄は、両金利の差は、1.41%で一定であった。その後、1972年第2四半期までは、1.35%であり、それ以後、小巾ではあるが両金利の差は変動している。
- 16 他の形で、金融資産残高を用いる推定も試みたが、推定結果に大きな相違は認められなかった。
- 17 代表的な教科書として、Branson [1979] を挙げておく。

## 参 考 文 献

- Branson, William H. [1979] *Macroeconomic Theory and Policy*, 2nd ed., Haper & Row.
- Goldfeld, S. M. [1973], "The Demand for Money Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity* 3, no. 3, 577-638.
- Hamberg, Daniel [1981], *The U. S. Monetary System—Money, Banking, and Financial Markets*, Little Brown.
- 平田純一 [1984], 「日本の貨幣需給—予備的考察」, 長岡技術科学大学研究報告, 第6号, 31-44.
- [1985], 「米国金融市場の展開と貨幣需要関数」, 長岡技術科学大学研究報告, 第7号, 77-90.
- 堀内昭義 [1980], 「日本の金融政策」, 東洋経済新報.
- Judd, John P. and John L. Scadding [1982], "The Search for a Stable Money-Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature," *Journal of Economic Literature*, 20 (September), 993-1023.
- Leiberman, Charles [1980], "The Long-Run and Short-Run Demand for Money, Revisited," *Journal of Money Credit, and Banking*, vol. 12, no. 1 (February), 43-57.
- Mayer, Thomas, James S. Dusenberry and Robert Z. Aliber [1981]. *Money, Banking and the Economy*, W. W. Norton.
- 宮川重義 [1983], 「マネーサプライと金融政策」, 古川頼綱, 「日本の金融市場と政策」, 昭和堂, 277-324.
- 永谷敏三 [1982], 「金融論」, マグロウヒル好学社.
- 大久保隆 [1983], 「マネーサプライと金融政策」, 東洋経済新報.
- 島達三 [1985], 「短期金融市場の話」, 東洋経済新報.
- 筒井義郎・畠中道雄 [1982], 「日米両国における貨幣需要関数の安定性について」, 季刊現代経済, 秋季号, 124-135.