

Title	日本の貨幣市場モデル：一つの経験的結果
Sub Title	A model of money market in Japan : an empirical result
Author	浜田, 文雅
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1975
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.68, No.7/8 (1975. 8) ,p.597(13)- 616(32)
JaLC DOI	10.14991/001.19750801-0013
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19750801-0013">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19750801-0013</a>

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.

# 日本の貨幣市場モデル：一つの経験的結果\*

浜 田 文 雅

## 目 次

- |               |                      |
|---------------|----------------------|
| 1. 貨幣供給のメカニズム | 5. 推定結果の検討           |
| 2. 貨幣需要のメカニズム | 6. コール市場の機能：金利の動学的調整 |
| 3. 貨幣市場の均衡    | 7. 経験的結果とその評価        |
| 4. 漸定的な推定結果   | あとがき                 |

マクロエコノメトリック・モデルによる巨視的経済の分析は、いわゆるケインズ型の有効需要モデルを中心として発展してきた。このタイプのモデルは、周知のように、最終需要の主な構成項目と、雇用、物価、利子率、所得分配などの変動を説明することを目的とし、その基礎的なメカニズムとしては、L-M および I-S 方程式が想定されている。特に、L-M 方程式の現実への適用に際しては、貨幣の定義、貨幣供給の政策的コントロールの把握の仕方、貨幣の代替物の範囲、貨幣市場の需給調整メカニズムなどの基本的に重要な問題が解決されなければならない。<sup>(1)</sup>

戦後の日本の貨幣市場をマクロ的視点から把握しようとする試みは、市村 (1962)、山下他 (1964)、矢島・建元 (1966)、日本銀行 (1972) などがあるが、市村 (1962) は貨幣需要および貨幣供給のベヘビアーの測定において、データの精度を高めることに、かなりの努力を傾け、特に、貨幣供給の内生化の必要性に対する注意を喚起することに貢献した。しかし、貨幣市場モデルとして利子率の決定、変動を説明することはおこなわれていない。山下他 (1964) は、従来のマネーサプライ・モデルの典型ともいえるものであり、通貨増減要因としての財政対民間収支 (含、外国為替資金対民間収

\*) この作業は、日本経済研究センターの計量研究部マクロ班において筆者が担当した金融セクターの研究結果をまとめたものである。ここに示す議論および推定結果に関しては、筆者個人がすべてその責を負うものである。データの収集・整理・推定の作業を担当したマクロ班の稲葉、有明、西川の諸氏に謝意を表したい。

(1) この点に関する要約的なサーベイは、Brunner=Meltzer (1964)、Kuh=Schmalensee (1973)、浜田宏一 (1974) などで試みられている。また、最近、貨幣市場との関連で、銀行の貸出行動を信用割当の面から検討する必要性を説く文献が散見される。これについては、森口 (1970)、貝塚・小野寺 (1974)、寺西 (1974) などを参照せよ。

支) および日銀信用増減をエクスピリットにとり上げ、通貨需給のバランスが受動的な日銀信用の増減で調整されると仮定されている。しかし、この考え方は、金利の決定メカニズムを、ほとんど制度・慣習的要因に求める結果となる。この点では、矢島・建元(1966)も同様である。<sup>(2)</sup>

日本銀行(1972)では、貨幣市場の需給ギャップが、日銀信用で調整されているように見えるが、実質的に、銀行の資金不足を日銀が調整することになるので、結果としては、超過需要をコントロールしている。コール市場は、資金不足と銀行保有現金の差がコールレートを決定する主要因とされている。この考え方には、筆者も基本的に同意する。<sup>(3)</sup>

貸出金利そのものは、コールレートと直接関連づけられず、公定歩合に依存し、コールレートは、貸出しに影響を与える。この考え方は、どうやら日本銀行の大多数の共通認識であるらしい。<sup>(4)</sup>

マクロ経済モデルにおける金融セクターのもっとも標準的なタイプは、De Leeuw=Gramlich(1968)およびDe Leeuw(1969)が基礎となっているが、日本銀行モデルも、第2線準備市場がコール市場となっている日本のマネー・マーケットの特徴を考慮しながらも、基本的には、このタイプに属するということができよう。

日銀モデルを除くと、他の上記のモデルでは、貨幣市場の機能が明確に把握されていないように思われる。<sup>(5)</sup>このことは、金融政策の効果が、貨幣の需給関係に直接的には反映されず、かなりギクシャクした波及プロセスを生み出すことになる。

この小論では、まず、教科書的な貨幣市場モデルの統計的テストを試み、つぎに、日本の貨幣市場において重要な部分を占めるコール市場を通じての貸出金利の動学的なモデルを想定し、統計的なテストを試みる。この小論は、日本のマクロ経済モデルにおける金融セクターの基本型を追及する第一回の試論であり、今後の展開の手掛りとするつもりである。

以下では、貨幣市場の需給均衡モデルから出発して、貸出金利決定(コールレートの決定をとまなう)の動学モデルが提示されるであろう。

## 1. 貨幣供給のメカニズム

### a) 現金通貨の供給

さきに述べたように、ここでは貨幣を現金通貨と当座・短期性預金(当座性預金、普通預金、通知

注(2) ただし、矢島・建元(1966)では、公定歩合の操作が、国際収支の変動と自動的に結ばれている点が異っている。昭和40年代に入ると、このような連動関係は消滅するから、公定歩合は、結局、政策変数として操作されることになるであろう。

(3) IV-4-(2) コールレート決定式の右辺第4項の分子における *CURBN* の前の符号がプラスになっているが、これはマイナスのミスプリントであろう。日銀 *op. cit.*, p. 26.

(4) 鈴木(1966)では、この問題が多面的に論じられている。

(5) もう一つの例外は、天野他(1973)であるが、これは基本的には日銀モデルに近い。ただし、現金通貨供給要因として、外為資金収支がエクスピリットにとり上げられ、実物経済との相互依存性を積極的に考慮している。

預金および別段預金)の合計として定義する。現金通貨には、日本銀行券と政府発行の補助貨幣が含まれる。日銀券の発行残高増減は、政府の一般財政対民間収支、外国為替資金収支、日銀信用増減—市中銀行の日銀預け金などに依存している。現金通貨の発行残高(全国銀行等の保有分を除く)を  $CUR$ 、財政資金収支の増減を  $TF$ 、日銀信用等(日銀信用+その他の日銀券発行要因+政府補助貨幣の発行残高)の増減を  $BJOT$ 、市中銀行の日銀預け金を  $DBJ$ 、全国銀行等の現金保有残高を  $CASB$  とすると、現金通貨発行増減はつぎのように表わされる。

$$(1.1) \quad CUR - CUR_{-1} = TF + BJOT - (DBJ - DBJ_{-1}) - (CASB - CASB_{-1})$$

さらに、外国為替資金収支の増減を  $TFEF$ 、一般財政対民間収支等の増減を  $TFCS$  とすると、財政資金収支の増減は、

$$(1.2) \quad TF = TFEF + TFCS$$

である。したがって、(1.2)において、外国為替資金収支が対外取引の經常収支と資本収支などによって決定され、その他の一般財政資金収支が租税収入・財政支出などの經常収支と、特別会計の収支、資本収支などによって決定されると、財政資金収支の当期増減  $TF$  が決定され、それが(1.1)の右辺に入って、当期の現金通貨供給増減が決定されることになる。容易に分るように、一般財政対民間収支等の増減  $TFCS$  は、政府の財政政策と所得税等の税率体系に依存して変化し、日銀信用等の増減  $BJOT$  および日銀預け金  $DBJ$  は、日銀の対市中信用政策、オペレーション政策、日銀預け金のとり崩しなどに依存して変化するのに対して、外国為替資金収支の増減  $TFEF$  は、貿易収支、国際資本移動などの民間経済活動の様相と外国為替相場の変動を反映して変化するのであろう。したがって、(1.1)および(1.2)は、政府の財政政策、金融政策および外国為替政策などが民間の実物経済および金融経済にどのような影響を与えるかを分析するために欠くことのできない関係式であることが分るのであろう。

#### b) 預金貨幣の供給

銀行の信用創造によって生み出される預金貨幣として、ここでは、当座性預金および短期性預金をとら上げる。銀行の信用創造の理論によると、銀行全体としての預金貨幣供給額の上限は、銀行保有現金と日銀預け金の合計を支払準備率で除した商である。<sup>(6)</sup>戦後の時系列データによって、この上限額を求め、預金残高と比較してみると、ほとんど恒常的に、実際の預金残高の方が小さいことが分る。

その大きな原因は、日本の場合、成長政策を支える目的で、銀行、特に都市銀行のオーバーローンを日銀が公然と認め、そのため、都市銀行の法定準備率を極端に低く抑えたためである。たとえば、昭和48年には、1兆円以上の預金の支払準備率が、定期預金で1.75%、その他預金で3.25%

注(6) Teigen (1964) は、公衆の通貨保有における現金と預金貨幣の構成比が、もう一つの決定要因となることを示している。しかし、ここでは、単純化のために、この要因を無視している。

であり、昭和49年9月に至っても、前者が2.25%、後者が4.25%であり、これは、アメリカ合衆国の半分以下の水準である。日本では、大手銀行の支店網が全国に散在し、日銀支店も同様に全国的な広がりを持っているため、銀行間の決済が容易におこなわれること、およびコール市場から支払準備金を調達することが容易であることが、低い準備率を維持できる主な要因である。さらに、日銀信用も、貸出限度額までは利用可能であるから、一時的な準備金の不足は、日銀預け金の引出しと日銀借入金でも賄うことができる。

銀行は、預金の支払いをスムーズにおこなうことで信用の維持に努めるが、短期的にみると、その保有現金は小幅ながら絶えず変動している。景気上昇期には、企業の資金需要が強いため、銀行は貸出しを急増させるが、預金としての歩留りは、市中での現金流通速度の上昇を反映して、低下するため、銀行の預貸率(=貸出残高÷預金残高)が上昇する。

預貸率の上昇の程度は、貸出金利と公定歩合に依存するであろう。預金残高を一定として、公定歩合が上昇すると、直接的には、日銀からの借入れコストが上昇するから、支払準備を日銀からの借入れ増加(これが限度額を超えると、罰則金利としてさらに日歩1銭高の公定歩合が適用される)に依存することが不利になり、現金保有を貸出し増加の抑制によってもとの水準まで戻そうと努力する。同時に、コール市場からのコールマネーの取入れ増加によるコールレートの上昇も、この行動に拍車をかけることになる。<sup>(7)</sup>公定歩合の上昇は、通常、日銀信用の量的規制をも伴うから、この傾向は一層強められるであろう。

貸出金利の上昇は、他の事情を不変とすると、銀行借出しの収益を増加させるから、銀行は、現金保有を極力抑えて、貸出しを増加させようとする。したがって、貸出金利は銀行の保有現金に対してマイナスの効果をもち、公定歩合は、逆にプラスの効果をもつはずである。

そこで、全国銀行等の現金保有(含、日銀預け金)行動をつぎのように書き表わすことができる。すなわち、

$$(1.3) \quad CASB + DBJ = \alpha_0 + \alpha_1 RRS1 * MDP + \alpha_2 RRS2 * (TDP + FB) + \alpha_3 (SRLO - DELT)$$

ここに、CASBは全国銀行等の現金保有残高、DBJは同日銀預け金、MDPは同当座・短期性預金残高、TDPは同定期預金残高、FBは金融債発行残高、RRS2は定期預金の法定支払準備率、RRS1はその他預金の法定支払準備率、SRLOは全国銀行平均約定金利(規制内)、DELTは公定歩合である。上述した議論にしたがって、パラメタ $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ および $\alpha_3$ は、つぎのような符号条件をもつことになる。すなわち、

$$\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 < 0$$

$\alpha_1$  および  $\alpha_2$  は、法定準備率が十分高く適正な水準にあれば、 $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$  となるはずである。<sup>(8)</sup>  $\alpha_3$  は

注(7) これらの点に関しては、鈴木淑夫(1966)第1～3章を参照せよ。

(8) Teigen(1964)では準備率と預金貨幣供給との関係の単純化されたモデルを展開している。

貸出し誘因の係数であるからマイナスの値でなければならない。(1.3)は銀行の預金通貨供給行動を表わしているが、通常の銀行行動の関式におけるような「自由準備」需要をも含めた準備金需要関数であるという解釈を阻んでいるわけではない。したがって、通常の預金通貨供給方程式の形に特定化することもできる。すなわち、

$$(1.3)' \quad MDP^s = \beta_0 + \beta_1 \frac{CASB + DBJ - RRS2 * (TDP + FB)}{RRS1} + \beta_2 (SRLO - DELT)$$

ここに、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$  および  $\beta_2$  は未知のパラメタである。前と同様に、法定準備率が適正な水準にあれば、 $\beta_1 = 1/\alpha_1 \equiv 1$  であり、 $\beta_2 (= -\alpha_2/\alpha_1)$  は貸出し誘因の係数であるから、貸出しが預金増加を誘発し、したがって、 $\beta_2 > 0$  である。<sup>(9)</sup>(1.1)と(1.3)'から、貨幣供給総額  $M^s$  は、

$$(1.4) \quad M^s = CUR^s + MDP^s$$

で与えられる。

(1.3) または (1.3)' において、法定準備率  $RRS1$  および  $RRS2$  は、全国銀行等に対して、それぞれ一律に与えられている。実際には、必要準備率が適用されるのは、都市銀行、地方銀行および相互銀行・信用金庫の中で日銀と取引のあるものなどに限られ、しかも、預金残高の規模によって準備率が異っている。本来ならば、預金残高別のウェイトによる加重平均値が用いられるべきであるが、預金残高のシェアが圧倒的な全国銀行（都市銀行、地方銀行、長期信用銀行、信託銀行等の銀行勘定）の預金残高に適用される最高の法定準備率で代理することにした。

## 2. 貨幣需要のメカニズム

貨幣への需要は、ケインズ理論の方向にしたがって、物価変動を補正した実質活動残高需要と実質遊休残高需要の和であると想定する。実質活動残高需要に対しては、家計の場合には、消費活動水準の指標として実質個人可処分所得が、また企業の場合には、経常的な取引活動水準の指標として鉱工業生産指数または実質国民総生産が主な要因となるであろう。ここでは、Baumol (1952)、Tobin (1956) などによる貨幣保有における規模の経済性を無視する。<sup>(10)</sup> 実質活動残高需要は、金利の変化に応じて貨幣の節約を意図して減少するかもしれない。<sup>(11)</sup> したがって、他の事情に変化がないかぎり、金利の減少関数であると想定することができる。実質遊休残高需要は、他の金融資産との間に期待

注(9) (1.3)と(1.3)'は全く同等というわけではない。しかし、それは特定化の相違ではあっても、基本的な考え方において、両者は同一である。

(10) 貨幣として定期性預金をも含めると、フリードマン (1959) が指摘するような、活動水準に関する弾力性係数が1を超える場合も考えられよう。しかし、ここでは、定期性預金にあまり重要な役割を与えていないこと、および単純化のために、線型方程式を採用する。

(11) 活動残高需要の決定要因として金利が重要な役割をもつことは、日本の場合でも、市村 (1962) などによって実証済みであるが、日本銀行 (1972)、山下他 (1964) などでは、金利の係数が有意ではなく、結果的に落されている。

収益とリスクを反映した資産のポートフォリオ選択に依存するであろうから、この行動をエクスペリットに把握するためには、他の金融資産の市場価格、利回りまたは利率を導入することが必要である。

日本の金融市場、特に有価証券の流通市場は未発達であるから、有価証券の利回りと貸付金利との一義的な関係はなく、流通市場をもつ有価証券も非常に限られている。したがって、あえて収益率の指標をとるとすれば、それは株価、電債の利回りなどであろう<sup>(12)</sup>。しかし、このモデルは、マクロ経済の短期変動を説明するためのモデルの一部となるものであるから、株価のような「むら気」な変動を示す変数を導入することは適切を欠くことになる。資産のポートフォリオ選択という視点からすると、この貨幣需要関数の定式化は、かなり後退しているといわざるを得ない。ただ、将来予想の一つの指標として、鉱工業生産指数の変化を導入することにした。もう一点、ここでの貨幣には、短期性預金が含まれているので、実質預金金利が一種の資産収益の指標として導入されている。

当座・短期性預金残高を  $MDP$ 、民間に流通している現金通貨残高(銀行保有分を除く)を  $CUR$ 、個人可処分所得を  $YD$ 、一般物価水準( $GNP$  インプリットデフレタ)を  $p$ 、消費財物価(個人消費支出のインプリットデフレタ)を  $p_c$ 、鉱工業生産指数を  $O$ 、貸出金利(規制内)を  $SRLO$ 、定期預金金利を  $RDP2$  とすると、実質貨幣需要方程式は、つぎのように書き表わされる。すなわち、

$$(2.1) \quad \frac{CUR+MDP}{p} = \gamma_0 + \gamma_1 \left( \frac{YD}{p_c} \right) + \gamma_2 O_{-1} + \gamma_3 SRLO + \gamma_4 (O - O_{-1}) + \gamma_5 (RDP2 - p_c)$$

ここに、 $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$  および  $\gamma_5$  は未知のパラメタである。 $p_c$  は  $p_c$  の対前年同期相対的増加率である。いうまでもなく、係数の符号条件は、

$$\gamma_1, \gamma_2 > 0; \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5 < 0$$

であることが期待される。

(1.3)には、定期預金  $TDP$  が変数として含まれているから、(2.1)と同じ特定化によって  $TDP$  の決定式を求めておくと好都合である。すなわち、

$$(2.2) \quad \frac{TDP}{p} = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 \left( \frac{YD}{p_c} \right) + \varepsilon_2 O_{-1} + \varepsilon_3 SRLO + \varepsilon_4 (O - O_{-1}) + \varepsilon_5 (RDP2 - p_c)$$

ここに、 $\varepsilon_0, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4$  および  $\varepsilon_5$  は未知のパラメタである。(2.1)と(2.2)に定期預金金利が共通に入っているが、短期性預金金利と定期預金金利は、ほぼ平行的な動きを示しているので、両者の共通誘因として  $RDP2$  だけを導入した。したがって、(2.2)の符号条件は、

$$\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_5 > 0; \varepsilon_3, \varepsilon_4 < 0$$

である。

注(12) 上場債券の利回りの変動は、かなり循環的な様相を示しているが、これまでに、この種の利回りの効果を測定した例は、筆者の知るかぎり、あまり見当らなかった。

### 3. 貨幣市場の均衡

現金通貨および預金通貨の供給と需要の行動が特定化されたので、今度は貨幣市場の均衡をどのように捉えるかを述べることにしよう。すでに多くの論者によって指摘されているように、戦後長い期間にわたって、日本経済は、絶えず資金の需要超過の状態にあると考えられてきた。すなわち、貨幣市場においても、需要超過が常態であり、日本銀行は、その一部を日銀信用の増加で補填したが、それは、ほとんど常に十分な供給ではなかったとされている。

貨幣当局は、金利を実勢より低目に抑え、経済基盤の強化に必要な資金の調達コストの上昇を防いできたというのが、一般の認識であるように思われる。現に、プライムレートは、臨時金利調整法の範囲内で全国銀行協会の申合せによる貸出自主規制金利の最高限度が存在していた（昭和50年4月18日以前）のであるから、この認識はある程度強力な根拠をもつといわざるを得ない。

しかし、上述したことが事実認識そのものではないこともまた事実である。過去において、金利の硬直性らしき現象が認められるとしても、貨幣市場における超過需要の存在そのものが実証されたことはない。超過需要を想定した実証分析はあっても、それらは常に「前提先取」しているに過ぎないのである。上述の最高限度にしても、それは単に金融市場の実勢と睨み合せて決められていると解釈することもできよう。

そこで、第一次接近として、いささか無謀ではあるが、貨幣市場の需給が貸出金利  $SRLO$  によって調整されていると想定すること<sup>(13)</sup>にしよう。貨幣供給の中で、現金通貨の供給  $CUR^s$  は、(1.1) から、残高の形成で

$$(1.1)' \quad CUR^s = CUR_{-1} + TF + BJOT - (DBJ - DBJ_{-1}) - (CASB - CASB_{-1})$$

と書き表わすことができる。上式において、財政対民間収支（含、外為資金対民間収支） $TF$  は、政府の財政活動（歳入および歳出）と国際収支差から生じる外国為替資金特別会計の外貨売買によって決定される。日銀預け金  $DBJ$  は、全国銀行等の預金残高に主として依存している<sup>(14)</sup>。さらに、全銀等の保有現金  $CASB$  は、日銀預け金  $DBJ$  とともに、日銀信用  $BJOT$  を通じて（日銀貸付け、オペレーション、公定歩合の高率適用と貸出限度の遵守の要請など）コントロールされる。

このようにして、現金通貨供給は、一国全体としての海外取引、政府の財政活動および日銀の信用増加の調整によって、結局はコントロールされていると考えることができる。日銀のコントロールが、貨幣市場の需給関係を睨み合せながら実施されることは、いうまでもない。

注(13) 調整が時間的な遅れをとる場合については、後に触れることにしよう。

(14) 日銀預け金には、法定支払準備の他に、コールローン、コールマネーの取引きなどのための日銀支店と銀行、銀行本店を通じての末端店舗間などにおける決済のための準備金が含まれている。この点の詳細については、鈴木(1966)第3章を参照せよ。



預金通貨の供給は、(1.3)' で与えられる。したがって、(1.1)' と (1.3)' から、通貨供給  $M^s$  は、

$$(3.1) \quad M^s = CUR_{-1} + TF + BJOT - (CASB + DBJ) + (CASB + DBJ)_{-1} \\ + \beta_0 + \beta_1 \frac{CASB + DBJ - RRS2 * (TDP + FB)}{RRS1} + \beta_2 (SRLO - DELT)$$

で与えられる。ただし、上式の右辺における定期預金  $TDP$  は、預金者の側から一方的に決定されると仮定されている。そこで、より厳密には、(3.1) の右辺の  $TDP$  を (2.2) によって特定化された定期預金需要関数を用いて消去すべきである。この手続きは、すぐ後におこなわれるであろう。

通貨への需要は、(2.1) の両辺に一般物価水準  $p$  を乗じることによって求められる。すなわち、

$$(3.2) \quad (MDP + CUR)^d = \gamma_0 p + \gamma_1 \frac{p}{p_0} YD + \gamma_2 p O_{-1} + \gamma_3 p SRLO + \gamma_4 p A O + \gamma_5 p (RDP2 - \hat{p}_c)$$

ここで、貨幣市場の需給均衡条件は、

$$(3.3) \quad (MDP + CUR)^s = (MDP + CUR)^d$$

である。したがって、(2.2)、(1.1)', (3.1)、(3.2) および (3.3) を満足する利子率、つまり貨幣市場の需給を均衡させる利子率  $SRLO^*$  は、つぎのように表わされる。すなわち、

$$(3.4) \quad SRLO^* = \frac{RRS1}{(\beta_2 - \gamma_3 p) RRS1 - \beta_1 \epsilon_3 RRS2} \left[ \left\{ \left( \gamma_1 + \frac{\beta_1 \epsilon_1 RRS2}{RRS1} \right) \frac{p}{p_0} YD \right. \right. \\ \left. \left. + \left( \gamma_2 + \frac{\beta_1 \epsilon_2 RRS2}{RRS1} \right) p O_{-1} \right\} + \left( 1 - \frac{\beta_1}{RRS1} \right) (CASB + DBJ) \right. \\ \left. + \beta_2 DELT - (TF + BJOT + CUR_{-1}) + (CASB + DBJ)_{-1} \right. \\ \left. + \frac{\beta_1 RRS2}{RRS1} FB + \left( \gamma_5 + \frac{\beta_1 \epsilon_5 RRS2}{RRS1} \right) p (RDP2 - \hat{p}_c) + \beta_1 \epsilon_0 \frac{RRS2}{RRS1} \right. \\ \left. + \left( \gamma_0 + \frac{\beta_1 \epsilon_4 RRS2}{RRS1} \right) p A O + \gamma_0 p - \beta_0 \right]$$

すでに述べたように、(3.4) に含まれるパラメタの符号条件は以下の通りであった。すなわち、

$$(3.5) \quad \beta_0 \equiv 0, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \gamma_0 \equiv 0, \gamma_1 > 0, \gamma_2 > 0 \\ \gamma_3 < 0, \gamma_4 < 0, \gamma_5 < 0, \epsilon_0 \equiv 0, \epsilon_1 > 0, \epsilon_2 > 0, \\ \epsilon_3 < 0, \epsilon_4 < 0, \epsilon_5 > 0$$

(3.4) は、L-M 方程式であるが、単純なテキスト的 L-M 方程式よりも、やや複雑な形をしている。(3.4) の右辺大カッコ内の中カッコで括った項は、経済活動水準または産出水準に対応している。すなわち、中カッコ内の第1項は、消費財の価格で調整された名目個人可処分所得であり、第2項は鉱工業生産額の代理変数である。そこで、この両者を統合する産出水準の代理変数  $Z$  を考え、単純化のために、 $Z = \omega_1 \left( \frac{p}{p_0} YD \right) = \omega_2 p O_{-1}$  とおくとすれば、(3.4) から、この方程式で表わされる L-M 曲線の勾配は、 $\omega_1 > 0, \omega_2 > 0$  として、

注(15) 定期預金の中でも、企業による拘束預金は、企業の借入れにも依存しているから、本来ならば、企業の借入れ行動も同時に考慮すべきである。しかし、この小論では未だ借入れ行動の検討の余裕がなかったので省略した。

$$(3.6) \quad \frac{\partial SRLO^*}{\partial Z} = \frac{\omega_2(\gamma_1 RRS1 + \beta_1 \epsilon_1 RRS2) + \omega_1(\gamma_2 RRS1 + \beta_1 \epsilon_2 RRS2)}{\omega_1 \omega_2 (\beta_2 - \gamma_3 p) RRS1 - \beta_1 \epsilon_3 RRS2} > 0$$

である。

この L-M 曲線をシフトさせる要因は 16 個あり、その他に、パラメタ  $\beta, \gamma, \epsilon$  の変化も考えられる。特に、貨幣需要関数の定数項  $\gamma_0$  および定期預金需要関数の定数項  $\epsilon_0$  の変化には、昭和 46 年末のニクソン・ショック以降の相継ぐ激しい外生的なインパクトによる期待の変化が反映されていると見ることが出来る。 $\gamma_0$  および  $\epsilon_0$  の変化に対する L-M 曲線のシフトを通じての利子率の反応は、それぞれ、

$$(3.7) \quad \frac{\partial SRLO^*}{\partial \gamma_0} = \frac{p RRS1}{(\beta_2 - \gamma_3 p) RRS1 - \beta_1 \epsilon_3 RRS2} > 0$$

$$(3.8) \quad \frac{\partial SRLO^*}{\partial \epsilon_0} = \frac{\beta_1 RRS2}{(\beta_2 - \gamma_3 p) RRS1 - \beta_1 \epsilon_3 RRS2} > 0$$

つぎに、公定歩合  $DELTA$  の効果をみると、(3.4) から、

$$(3.9) \quad \frac{\partial SRLO^*}{\partial DELTA} = \frac{\beta_2 RRS1}{(\beta_2 - \gamma_3 p) RRS1 - \beta_1 \epsilon_3 RRS2} > 0$$

公定歩合と併列的に操作される金融政策変数としての銀行保有現金、日銀預け金および日銀信用は相互に密接な影響力を持っている。すなわち、金融引締め政策は、日銀信用の量的引締めと、日銀預け金の引上げをともなうであろう。この場合、銀行の保有現金は、貸出しの減少による預金の減少に見合う水準まで引下げられるであろう。逆もまた真である。したがって、日銀信用と銀行保有現金は同一の方向に、日銀預け金は逆の方向に動くはずである。そこで、日銀信用増加と銀行保有現金増加が等しく、日銀預け金が増加しないとすると、利子率への効果は、

$$\frac{\partial SRLO^*}{\partial A} = \frac{-\beta_1}{(\beta_2 - \gamma_3 p) RRS1 - \beta_1 \epsilon_3 RRS2} < 0$$

ここに、 $\partial A = \partial BJOT + \partial CASB$  である。さらに、もし、同時に日銀預け金を  $\partial A$  の半分だけ増加させるとすると、

$$\frac{\partial SRLO^*}{\partial B} = \frac{-0.5(1 + \beta_1)}{(\beta_2 - \gamma_3 p) RRS1 - \beta_1 \epsilon_3 RRS2} < 0$$

ここに、 $\partial B = \partial BJOT + \partial CASB + 0.5 \partial DBJ$  である。したがって、 $0 < \beta_1 < 1$  であれば、日銀預け金の引上げが日銀信用増加の半分以下であると、日銀預け金を同時に操作する方が、利子率に対してより大きな効果をもつことになる。

以上の他にも、外為収支の払い超過（黒字）は利子率を引下げ、預金の支払準備率の引上げは、利子率の引上げをもたらす、産出水準の上昇期待は利子率の引上げを誘発するなどの効果がある。

#### 4. 漸定的な推定結果

前節までに展開した議論を統計的なテストにかけるため、昭和36年4～6月期から昭和47年1～3月期の四半期別時系列データに対して各方程式を直接最小2乗法で適合することを試みた。統計的な推定は、種々の特定化によって試みられ、また、観察期間も、昭和30年まで溯及して見たが、以下に示す結果が最良であった。<sup>(16)</sup>

推定された方程式の右辺には、内生的に決定される変数が含まれているので、直接最小2乗法による推定値は、バイアスをもつことになる。最小2乗バイアスの処理は、(i)誤差方向が、誤差を最小にするように選ぶこと、および(ii)何らかの同時推定法をとることによってなされる。(i)は直接最小2乗法を適用しても、誤差分散が十分小さければ、バイアスが無視できるという考えにもとづいている。<sup>(17)</sup>(ii)の具体的な方法としては、2段階最小2乗法の適用が考えられる。この方法は、貨幣市場モデルを実物経済のモデルと結合する場合に、より適切なものとなるであろう。<sup>(18)</sup>

推定結果は以下のようであった。すなわち、

全国銀行等の預金通貨供給関数

$$(4.1) \quad CASB + DBJ = 368.66 + 0.6580RRS1 * MDP + 3.8295RRS2 * (TDP + FB) \\ (8.98) \quad (3.75) \quad (14.85) \\ -64.1627(SRLO - DELT) + \text{季節変動} \\ (2.23)$$

$$\bar{R}^2 = 0.966 \quad \bar{S} = 47.6 \quad d = 1.51$$

実質通貨残高需要

$$(4.2) \quad \frac{MDP + CUR}{p} = 16054.7 + 0.4700 \frac{YD}{p_c} + 52.9746O_{-1} - 101.04O \\ (4.59) \quad (1.47) \quad (5.15) \quad (2.55) \\ -2007.22SRLO + 1856.55(RDP2 - p_c) + \text{季節変動} \\ (4.36) \quad (0.25)$$

$$\bar{R}^2 = 0.973 \quad \bar{S} = 666.0 \quad d = 0.78$$

実質定期預金残高需要

$$(4.3) \quad \frac{TDP}{p} = 23521.7 + 0.5268 \frac{YD}{p_c} + 91.3126O_{-1} - 61.84O \\ (6.58) \quad (1.63) \quad (8.79) \quad (1.54) \\ -2872.77SRLO + 8116.55(RDP2 - p_c) + \text{季節変動} \\ (6.19) \quad (1.06)$$

$$\bar{R}^2 = 0.989 \quad \bar{S} = 672.2 \quad d = 1.08$$

ここに、各名目貨幣単位は10<sup>9</sup>億ドル、 $p$ および $p_c$ は、昭和45年を1.0とする指数、利子率は年

注(16) 最近年次は、昭和49年1～3月までデータが利用可能であるが、ここでは、最初の試みに関する部分のみを報告する。

(17) Haavelmo (1953), Cramer (1969)などを参照せよ。

率パーセント、準備率はそのままの率、鉱工業生産指数は昭和45年を100とする指数である。また、各係数推定値の下のカッコ内の数値は $t$ 値、 $R^2$ は自由度調整済みの決定係数、 $S$ は回帰の回りの標準誤差、 $d$ はダービン・ワトソン統計量である。

データは、CASB, DBJ, RRS1, RRS2, MDP, TDP, FB, SRLO, DELT, CUR, RDP2については、日本銀行統計局「経済統計月報」、 $YD$ ,  $p$ ,  $p_c$ については、経済企画庁「国民所得統計年報」そして、 $O$ は通産省「通産統計月報」から求めた。

## 5. 推定結果の検討

### 全国銀行等の預金通貨供給関数：

この方程式は、推定結果が最も満足な(1.3)が採用された。決定係数は0.966であり、このタイプの推定式としては、一応満足すべき説明力を示している。回帰の回りの標準誤差は、476億円であるが、標本期間の平均値に対して10パーセントをはるかに下回っている。また、誤差の系列相関のテストの結果、系列相関なしの仮説は棄却できなかったが、際どい値であった。

係数推定値はすべて5%点で有意である。 $\alpha_1$ の推定値が0.6580と低くなっている点についての十分プロージブルな解釈はむずかしいが、MDPが全国銀行等の預金残高であるのに対して、RRS1は支払準備率の中で最大の率を採用していることが原因かもしれない。これに対して、定期預金と金融債の和に対する係数 $\alpha_2$ の推定値は3.8295とかなり高い。この点についても解釈は困難である。しかし、どの特定化を用いても $\alpha_2$ の推定値は、大体において、これに近い値となる。そこで、一つの洞察として、定期預金および金融債の法定準備率が実勢よりもかなり低いことが考えられよう。

つぎに、金利の係数推定値をみると、マイナスの有意な値となっている。金利に関する銀行保有現金と日銀預け金の弾力性係数は、例えば昭和48年1～3月期について計算してみると、 $-0.1733$ となる。この値はかなり低いように思われるが、日本の銀行の資産選択が、この結果からも、かなり硬直的(よくいえば安定的)である<sup>(19)</sup>と見ることができよう。しかし、上に指摘したように、銀行保有現金への利子率に関する係数推定値は、確かに5%でゼロから有意に異っているのである。したがって、貸出しと現金保有との間には、若干の資産選択が存在するのである。

(4.1)の推定結果を用いて、よりエクスプリシットな預金通貨供給関数(1.3)を求めると、つぎ

注(18) Teigen (1964) は、貨幣の需要・供給方程式に対して、この方法を適用し、結果がかなり良いものであったことを報告している。この小論は、第一次接近であるから、推定法については、今後の課題としたい。

(19) 貝塚・小野寺(1974)は、この問題を信用割当との関連で論じている。同様の問題意識による研究としては、寺西(1974a), (1974b)がある。さらに、鈴木(1966)は、銀行の保有現金に対して、コールレートが有意な効果を示さないことを見出し、この事実を、コールレートはまず貸出しに影響し、それが派生預金の変化→保有現金の変化を惹き起こすので、若干のタイム・ラグがあるためだと解釈している。しかし、このことから、銀行の保有現金から預金のみの関数であると断定するのは危険である。

のようになる。すなわち、(4.1)をMDPについて解くと、

$$(4.1)' \quad MDP^s = -560.274(RRS1)^{-1} + 1.5197 \frac{CASB + DBJ - 3.8295RRS1 * (TDP + FB)}{RRS1} \\ + 97.5117 \frac{SRLO - DELT}{RRS1} + \text{季節変動}$$

上式を(1.3)'と比較すると、まず定数項 $\beta_0$ が、(4.1)'では当座・短期性預金の法定準備率RRS1の逆数を含むこと、(SRLO-DELT)の係数も同様にRRS1の逆数を含むこと、および右辺第2項の分子の第3項の係数が1.0ではなく3.8295となっていることが異なっている。

これは、さきに述べたように、(1.3)'が(1.3)の特定化の一つの変形であったのに対して、(4.1)'は、文字通り、(1.3)の推定結果をMDPについて解き直した式だからである。ところで、(4.1)'について、右辺第2項の分数を観察期間について計算してみると、ほとんどの期について、分子がマイナスの値をとることが分かる。分子は、当座・短期性預金に対する支払準備として利用可能な現金(含、日銀預け金)であるから、この値がマイナスになることは、ごく特殊な局面以外には考えられない<sup>(20)</sup>。もう一つの解釈は、日銀借入および金融機関預金がこの差を埋めるとすることであるが、この検討はまだおこなっていない。

マイナスの値が生じる原因は、定期預金と金融債の必要準備の係数3.8295が過大な推定値であった証拠と見てよいであろう。このような過大推定を避ける方向としては、(4.1)の推定値の最小2乗バイアスを取り除くか、それとも、仮説そのものの再検討を考慮する他ないであろう。この点については、後に別の展開を試みることにする。ついでながら、貸出利率と公定歩合の差に関する預金通貨供給の弾力性係数(これは、貸出し供給の弾力性値にも相当する)を昭和48年1~3月期について推定すると、-0.3846であり、かなり低い値となっている。

#### 実質通貨残高需要関数:

(4.2)の推定結果を見ると、方程式の説明力を示す決定係数は0.973とかなり高いが、回帰の回りの誤差の標準誤差は6660億円でかなり大きい。ダービン・ワトソン比 $d$ の値も、誤差がプラスの系列相関をもつことを否定できない<sup>(22)</sup>。しかし、係数推定値は、実質預金金利( $RDP2 - p_c$ )の係数以外は、ほぼ5%水準で有意であり、符号条件を満たしている。40の係数は、期待通りマイナスであり、生産の上昇が期待されると、物的資産または金融的な収益資産(株式、事業債など)の購入

注(20) 預金支払準備の不足を一部コールマネーの取入れによって賄うことは、特に都市銀行の場合に十分考えられる。しかし、ここでは、全国銀行等であるから、このような事態が持続すると考えることは非現実的である。

(21) (1.3)において、 $\alpha_1 = \alpha_2$ と置くか、または $\alpha_2 = 1$ と置くことによる一種の制約付きの最小2乗法を適用した結果は、説明力の低下と係数推定値の有意性の問題から不成功に終わった。

(22) (4.2)の他に、コイク型のラグ分布を想定した特定化を推定することも試みたが、誤差の系列相関が無くなる代わりに、ラグ分布そのものが無意味になる(平均ラグがマイナスになる)ので採用しなかった。ラグ分布については、Kuh = Schmalensee (1973) 第2章を参照せよ。

誘因が強くなり、通貨需要は低下する。

取引活動水準に関する通貨需要の弾力性係数を昭和48年1～3月期について推定してみると、実質個人可処分所得 ( $YD/p_0$ ) に関しては0.914、また鉱工業生産指数  $O$  に関しては0.217であった。この結果から見るかぎり、いわゆる「所得効果」は、実質個人可処分所得に関するかぎり、ほぼ線型であり、通貨保有の規模の経済は認められないが、企業の通貨需要に関してはかなりの程度に、規模の経済性が作用していると見てよいであろう。

実質通貨残高需要の利子率に関する弾力性係数は、同じく昭和48年1～3月期について、 $-0.3907$  であった。このことから、最近の通貨需要は、利子率に関して「非弾力的」といってもよいであろう。<sup>(23)</sup>

#### 実質定期預金残高需要関数：

(4.3) の推定結果も、大体において、(4.2) の場合とほぼ同じ程度の適合度と係数推定値の有意性を示している。実質個人可処分所得の係数は、0.5268で、通貨残高需要の対応する係数の推定値よりも大きい。同様のことは、鉱工業生産指数、利子率および実質預金金利についてもいえる。

実質個人可処分所得および鉱工業生産指数に関する昭和48年1～3月期の弾力性係数を計算してみると、前者は0.694、後者は0.253であった。したがって、弾力性係数に直してみるかぎり、実質定期預金需要の方が、経済活動水準に対して非弾力的であるという結果になる。特に、個人可処分所得に関する弾力性係数が実質定期預金需要の場合に実質通貨需要よりも低い点には、多少疑問が残る。貯蓄形態として、所得が高くなるほど、当座・短期性預金よりも定期預金がより選好されるという観察が一般的だからである。

つぎに、利子率  $SRLO$  に関する弾力性係数を推定してみると、同じ期について、 $-0.3789$  となった。この値も実質預金通貨需要の場合より絶対値が小さい。したがって、実質定期預金需要もまた、利子率に対して非弾力的であるといわざるを得ない。実質預金金利の係数推定値は、(4.2) の場合と同様に、有意ではなかったが、符号条件だけは満たしていた。

#### 6. コール市場の機能：金利の動学的調整

これまでの分析過程において、銀行保有現金の変動、したがって、預金通貨供給の行動を、貨幣市場に直結し、金利が即時的な需給の調整をするという仮説を維持することはかなり困難であることが明らかにされた。もちろん、推定法上の問題の改善による可能性は依然残されているが、それ

注(23) いうまでもなく、「非弾力的」とは、弾力性係数の絶対値が1より小であるという意味であり、実質通貨需要が利子率の変化に対して反応を示さないという意味ではない。したがって、もし、利子率が硬直性をもたないとすれば、通貨の需給ギャップの発生は、利子率の激しい変動を誘発するはずである。

は、実物経済モデルとの連結の段階で再検討されるであろう。ここでは、日本の準備金市場あるいは第2線準備市場としてのコール市場の役割りに注目することによって、貨幣市場の2元的性格を積極的に分析にとり入れることにしよう。

すでに一般に認められているように、戦後の日本では、金融引締め期にコールレートが急騰し、緩和期には逆にかなり低い水準まで落ち込むという激しい循環変動を示している。これは、鈴木(1966)が指摘しているように、都市銀行が恒常的なコールマネーの取手であり、地方銀行および預金貨幣供給の機能をもつその他の銀行(相互銀行、信用金庫など)が恒常的なコールローンの出し手であるという、いわゆる「資金の偏在」を背景として、銀行の保有現金がつねに必要な支払準備ぎりぎりの線にあることから生じているものと考えられる。

そこで、都銀を中心とする貸出しの増減が、コールレートの大幅な変動を惹き起こし、それが貸出金利にはね返って、貸出し増減を調整するというプロセスの存在を予想させる。

都銀を中心とする貸出し増加は、いわゆる派生預金の増加を生じるが、前者の増加が激しいときには、市中での現金需要が高いため、都銀の預金支払準備が不足し(結果的に預貸率が高まる)、日銀借入れの増加とコールマネーの取入れ増加を生じる。都銀は、コールマネーの取入れが常態であるから、日銀借入れの増加は、早晚、都銀に対する日銀の貸出限度額を超え、貸出限度額制度の適用による公定歩合の日歩1銭高という罰則金利(「高率適用」)の適用と、日銀預け金からの貸出限度調整分の引落しを実施される。

このため、都市銀行は、必要支払準備・その他決済準備に必要な日銀預け金の不足分を補填しなければならない。この補填が一刻でも遅れると、銀行としての権威と信用は完全に失墜することになる。<sup>(24)</sup> 都銀は、一方において、コールマネーの取入れを増加し、他方において、貸出しの抑制を開始せざるを得ない。前者はコールレートの上昇をもたらすが、後者は、即時的には困難であり、時間的なラグをとまなり調整になる。

地銀・その他の銀行は、都銀の貸出し増加による大手企業の活動の活発化による中小零細企業の借入れ需要の増加に対して貸し応じるが、地銀・その他の銀行は、都銀によるコールマネーの需要増加に刺戟され、その資金の多くをコールローンに放出するであろう。これらの銀行にとって、リスクがほとんどない都銀へのコールローンの放出は、貸出しよりもはるかに安全・確実な投資なのである。さらに、コールレートの上昇は、コールローンの収益率を高め、これらの銀行のコールローンへの放出に拍車をかけるであろう。

コールマネーへの需要が増加するにつれて、これらの銀行の資金も逼迫してくるから、銀行全体としての保有現金が相対的な不足状態を強め、コールレートの上昇を促進する。公定歩合の引上げ、窓口規制などは、この傾向をさらに促進することになる。

注(24) この点に関する議論については、鈴木(1966)第1～3章を参照せよ。

金融緩和期には、都銀の貸出しの鈍化が日銀信用の返済を容易にし、都銀の保有現金の相対的ゆとりをたらし、これがコールマネーへの需要の低下、コールレートの下落を生ぜしめる。地銀・その他の銀行もまた、資金の逼迫から解放され、コールローンの供給価格は低下する。したがって、銀行全体としての保有現金の相対的な逼迫度が、コールレートを変動させていると考えることができる。

コールレートの変動は、銀行の貸出金利の水準に対して無視できない影響を与えるであろう。コールレートは、無条件もの、翌日もの、月越しものなど、いずれも極く短期の金利であるから、その変化の影響は、貸出金利の時間的遅れをとまなう調整を誘発するであろう。これが、貸出金利の硬直性として簡単に処理されるべきでない理由である。以上の議論を考慮して、コールレートおよび貸出金利の変動を説明するモデルを設定することにしよう。

モデルの特定化：

銀行の必要（法定）支払準備は、預金残高に当該準備率を乗じたものである。すなわち、 $c$ を都市銀行、 $o$ をその他銀行の下つき添字とすると、都銀およびその他の銀行の支払準備金は、つぎのように表わされる。<sup>(25)</sup> すなわち、

$$RRS1_c * MDP_c + RRS2_o * (TDP_o + FB_o)$$

$$RRS1_o * MDP_o + RRS2_c * (TDP_c + FB_c)$$

さらに、単純化のために、すべての銀行の必要準備率が同一であるという仮定をおく。これは、一つの近似に過ぎない。すなわち、

$$RRS1_c = RRS1_o = RRS1$$

$$RRS2_c = RRS2_o = RRS2$$

したがって、全体として銀行の預金の必要準備  $RESR$  は、

$$(6.1) \quad RESR = RRS1(MDP_c + MDP_o) + RRS2(TDP_c + TDP_o + FB_c + FB_o)$$

である。そこで、銀行全体としての活動貨幣残高の逼迫度  $MT$  は、つぎのように表わされる。すなわち、

$$(6.2) \quad MT = \frac{CASB + DBJ - RESR}{(CASB + DBJ)_{-1}}$$

ここに、 $CASB$  および  $DBJ$  は、以前と同様に、それぞれ全国銀行等の保有現金および日銀預け金残高である。(6.2) は、保有現金の逼迫度を相対的な比率で表わしてあるが、分母は預金の期首残高でもよい。

コールレートの変動は、保有現金の相対的逼迫度の他に、公定歩合、上場債券の利回りなどの変

注(25) その他銀行は、預金の法定支払準備を課されている銀行と、そうでないものがあるが、単純化のために一括した。



化にも依存するであろう。しかし、ここでは、公定歩合のみをとり上げ、後者は逆にコールレートの変動の影響を受けていると考えることにする。そこで、コールレートの変動を説明する方程式は、つぎのように書き表わされる。すなわち、

$$(6.3) \quad \frac{\Delta RCAM}{RCAM_{-1}} = \delta_0 + \delta_1 MT + \delta_2 \frac{\Delta DELT}{DEL T_{-1}} + \delta_3 \frac{\Delta RCAM_{-1}}{RCAM_{-2}}$$

ここに、 $RCAM$  はコールレート(無条件もの)、 $\delta_0, \delta_1, \delta_2$  および  $\delta_3$  は未知のパラメタであり、それらの符号条件は、

$$\delta_0 \geq 0, \delta_1 < 0, \delta_2 > 0, 0 < \delta_3 < 1$$

である。(6.3)の右辺に被説明変数の前期の値が含まれているのは、コイク型のラグ分布(1次の調整ラグ)を想定しているからである。

コールレートの変動は、市中貸出金利に対して、当然強い影響を与える。銀行の貸出金利  $SRLO$  は、臨時金利調整法の適用を受ける規制内金利であり、利率別貸出残高をウェイトとする加重平均値である。したがって、利率の変更があっても、新利率の貸出残高のウェイトだけの割合しか平均金利に反映しない。 $SRLO$  の変動は、上述の理由でその変動が緩やかになっている点も見逃せない。 $SRLO$  は、コールレートの他に、公定歩合の影響も直接に受けると仮定される。そこで、 $SRLO$  は、コールレートと公定歩合のラグ分布をともなう関数で表わされる。すなわち、

$$(6.4) \quad SRLO = \eta_0 + \eta_1 \frac{L_2(\theta)}{L_1(\theta)} RCAM + \eta_2 \frac{L_3(\theta)}{L_1(\theta)} DELT$$

ここに、 $L_1(\theta), L_2(\theta)$  および  $L_3(\theta)$  は、一般的なラグ多項式、 $\eta_0, \eta_1$  および  $\eta_2$  は未知のパラメタである。また、上述の議論から、

$$\eta_0 \geq 0, \eta_1 > 0, \eta_2 > 0$$

である。 $L_1(\theta), L_2(\theta)$  および  $L_3(\theta)$  は、経験的に確定されなければならない。

## 7. 経験的結果とその評価

前節に示したコールレート決定式(6.3)および規制内金利決定式(6.4)の推定は、昭和36年1~3月期から昭和49年1~3月期の四半期別時系列データに対して、直接最小2乗法によっておこなわれた。推定法上の改善等については、今後の課題としたい。ラグ多項式および(6.3), (6.4)の特定化については、二者択一的な試みをおこなったが、一応の満足が得られたのは、以下に示された結果である。すなわち、

コールレートの変動: 昭和36年1~3月—49年1~3月

$$(7.1) \quad RCAM = -1.4143 - 0.8263MT + 0.5374RCAM_{-1} + 0.9117DEL T + \text{季節変動}$$

(1.54)      (1.46)                      (5.78)                      (5.23)

日本の貨幣市場モデル：一つの経験的結果

$$\bar{R}^2=0.872 \quad \bar{S}=0.583 \quad d=0.710$$

コールレートの変動：昭和40年4～6月—49年1～3月

$$(7.2) \quad RCAM = -2.0030 - 0.6846MT + 0.4175RCAM_{-1} + 1.1654DELTA + \text{季節変動}$$

(2.77)      (1.62)                      (4.45)                      (7.36)

$$\bar{R}^2=0.943 \quad \bar{S}=0.367 \quad d=0.607$$

規制内貸出金利の変動：昭和35年4～6月—48年1～3月

$$(7.3) \quad SRLO = 1.8011 + 0.1362(0.75DELTA + 0.50DELTA_{-1} + 0.25DELTA_{-2})$$

(4.11)      (3.42)

$$+ 0.0388(0.75RCAM + 0.50RCAM_{-1} + 0.25RCAM_{-2})$$

(2.58)

$$+ 0.5093SRLO_{-1} + \text{季節変動}$$

(5.18)

$$\bar{R}^2=0.933 \quad \bar{S}=0.113 \quad d=0.876$$

コールレートの決定式は、2通りの観察期間に対して推定された。両者を比較すると、(7.2)の方が、決定係数、係数の有意性において優れている。係数の符号条件は、すべて満たされている。ラグ構造としては、両者ともコイク型が採用されたが、ラグの平均値は、(7.1)で0.861、(7.2)で1.395であった。これらは、いずれにしても、かなりプロジブルな値である。ここでは、単位期間が3か月であるから、2.5～4.0か月の遅れで、平均すると、約4か月でコールレートが銀行保有現金の不足を調整していることになる。

公定歩合の変化は、3か月以内に、ほぼ同じ割合の変化をコールレートに対して与えることになる。(7.1)では、公定歩合  $DELTA$  の係数が0.9117であるのに対して、(7.2)では1.1654と僅かに高い。

ダービン・ワトソン統計量  $d$  は、両者の場合とも、誤差がプラスの系列相関をもつという仮説を棄却できなかった。ここに示した結果のように前期の  $RCAM$  を導入しないで推定すると、決定係数がはるかに低くなることから想像して、コールレートの変動を説明するには、未だ他に重要な要因が残されている可能性がある。

(7.1) および (7.2) の推定結果を用いて推定したコールレートの推定値と実績値の比較は、図7.1および7.2に示されている。図7.1では、昭和36年1～3月期から37年10～12月期まで、コールレートの実績値がほぼ完全に横這いであるが、これは、日銀のコール市場への介入によるコールレートの固定化がおこなわれたためであり、同様のことは、昭和41年1～3月期から同年10～12月期においても生じている。日銀のコール市場への介入期の具体的な要因をデータによって把握することは、現段階では困難である。したがって、あたかも、そのような介入が無かったかのように仮定して推定せざるを得なかった。

図7.1では、全期間を通じて、推定値の時間経路 (Configuration) が、実績値のそれより約3か月

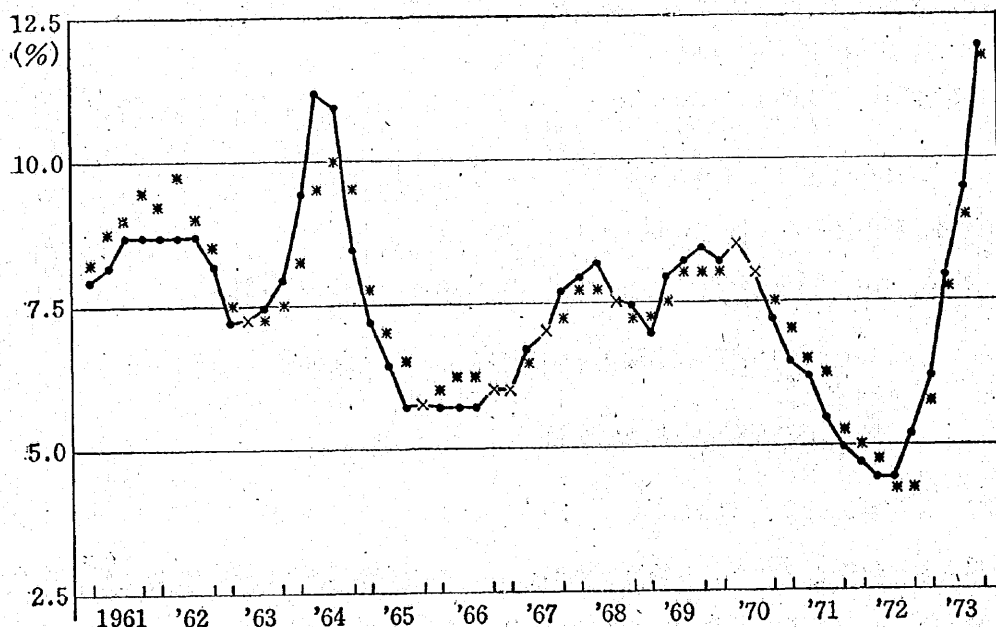


図 7.1 (7.1) によるコールレートの内挿テスト

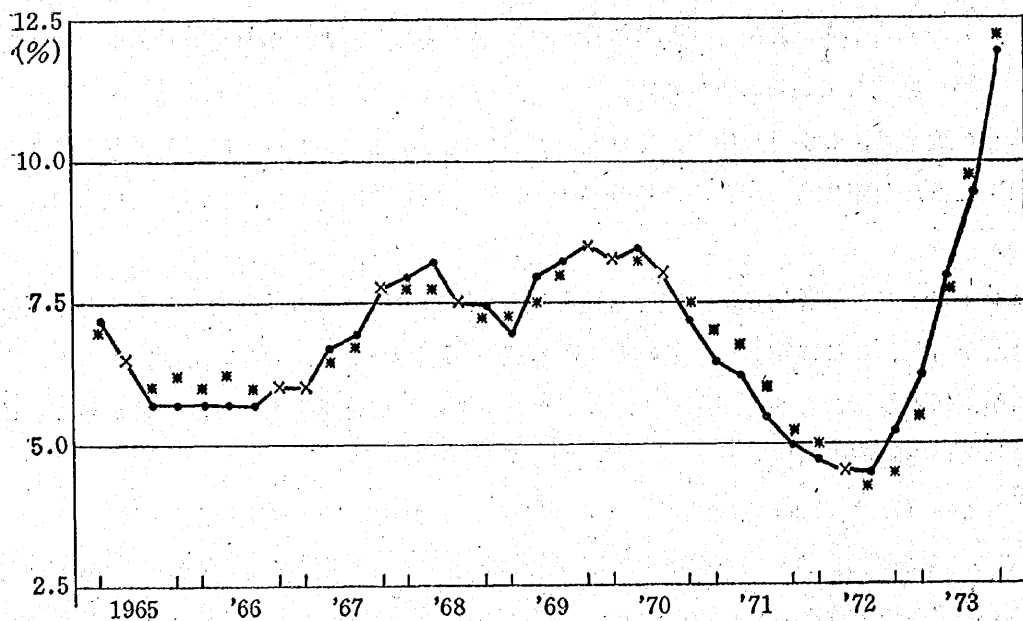


図 7.2 コールレートの内挿テスト

遅れているように読みとれる。これは、さきにも述べたように、何か他に重要な要因が看過されているにもかかわらず、これをラグ構造で代理させた結果であろう。この点に関しては、(7.1) の特定化の再検討も必要であろう。図 7.2 は、標本期間を昭和 40 年 4 ~ 6 月期から 49 年 1 ~ 3 月期としたときの、同じ特定化による推定結果の実績値対推定値の比較図であるが、決定係数 (0.943) か

らも分るように、説明力は改善されたものの、位相のずれは依然として残こされている。しかし、両者の比較で興味あることは、昭和30年代と40年代で、コール市場に若干の構造変化が生じている点である。このことは、(7.1)と(7.2)の係数推定値の比較対照によっても容易に認められよう。一般流動性への評価と期待形成の関連を重視する必要がある。

規制内貸出金利  $SRLO$  の決定式の推定結果も、誤差がプラスの系列相関をもつ可能性を別とすれば、一応の満足できるものであった。

コールレートの変化に対する  $SRLO$  の変化の遅れの平均期間は、約5.2期したがって、約16か月であった。これは多少長いように思われるが、貸出金利の硬直性があるとすれば、それは、貨幣市場の需給ギャップが調整されるのに、このような長い期間を要しているという解釈をすることと同じことである。(7.3)におけるラグ構造は、公定歩合の変化に対しても共通するような強い制約をもっているので、公定歩合の変化に対する貸出金利の変化の平均的な遅れも、同様に約16か月であるということになる。

#### あとがき

以上の分析結果から明らかなように、日本の貨幣市場モデルを設定する場合、銀行行動と密接な関係にあるコール市場の存在を無視することはできない。したがって、マクロ経済モデルにおける金融セクターは、その中核に銀行部門をおき、銀行行動を中心とした市場ビヘイビアを表わす方程式が多く含まれるのは、むしろ自然である。

この小論では、まだ銀行行動の中の貸出し行動に触れていないので、モデルの完結した型を示していないが、モデル全体系とそのワーカビリティについては、別の機会に報告するつもりである。

最近のコールレートの動向（かなり高水準を持続している）に関する議論は、ともすれば直観的な水掛け論に陥りがちであるが、コール市場と銀行行動の関係を定量的に把握することによって、その原因が解明される可能性がある。

#### 参考文献

- 天野明弘他 (1973), 『国際収支モデルの研究』経済企画庁経済研究所, 研究シリーズ, No. 27, 第10章。  
Baumol, W. J. (1952), "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 66, No. 4, pp. 545-556.  
Brunner, K. and A. H. Meltzer (1964), "Some Further Investigations of Demand and Supply Functions for Money," *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 2, Part 1, pp. 240-283.  
Cramer, J. S. (1969), *Empirical Econometrics*, Amsterdam, North-Holland, pp. 204-208.  
De Leeuw, F. (1969), "A Condensed Model of Financial Behavior," in J. S. Duesenberry et al. eds., *The*

- Brookings Model: Some Further Results*, Amsterdam, North-Holland, pp. 271~315.
- De Leeuw, F. and E. Gramlich (1968), "The Federal Reserve—MIT Econometric Model," *Federal Reserve Bulletin* Vol. 54, pp. 11~40.
- Friedman, M. (1959), "The Demand for Money; Some Theoretical and Empirical Results," NBER, Occasional Paper, No. 68, pp. 1~25. 山下邦男訳「貨幣の需要——若干の理論的ならびに経験的結果」, 水野・山下監訳『現代の金融理論 I』勁草書房, 1965年, 第4章.
- Haavelmo, T. (1953), "Methods of Measuring the Marginal Propensity to Consume," in W. C. Hood and T. C. Koopmans eds., *Studies in Econometric Method*, Cowles Commission Monograph No. 14, John Wiley & Sons, New York, pp. 75~91.
- 浜田宏一 (1974), 「最近の内外金融理論の発展とわが国計量経済モデル作成への適用」(未公開資料), 日本銀行統計局解析係.
- 市村真一 (1962), 「貨幣の需要関数と供給関数」, 『季刊理論経済学』, Vol. 12, No. 2, pp. 10~20.
- 貝塚啓明・小野寺弘夫 (1974), 「信用割当について」, 『経済研究』, Vol. 25, No. 1, pp.13~23.
- Kuh, E. and R. L. Schmalensee (1973), *An Introduction to Applied Macroeconomics*, Amsterdam, North-Holland, 浜田文雅訳『マクロ経済モデル』, マグロウヒル好学社, 1975年7月.
- 森口親司 (1970), 「コール・ローン需要関数と巨視的金融モデルの整合性」, 『季刊理論経済学』, Vol. 21, No. 2, pp. 72~77.
- 日本銀行 (1972), 「日本銀行計量経済モデル——その視点と構成——」, 日本銀行調査局(統計局)調査月報, 9月号, pp. 1~38.
- 鈴木淑夫 (1966) 『金融政策の効果』, 東洋経済新報社.
- Teigen, R. L. (1964), "Demand and Supply Functions for Money in the United States: Some Structural Estimates," *Econometrica*, Vol. 32, No. 4, pp. 476~508.
- 寺西重郎 (1974a), 「戦後貸出市場の性格について」, 『経済研究』, Vol. 25, No. 3, pp. 216~228.
- (1974b), 「長期資金市場と短期資金市場——戦後貸出市場の性格について: その2——」, 日本証券経済研究所, 計測:資料 No. 9, 7月号.
- Tobin, J. (1956), "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 38, No. 3, pp. 241~247.
- 矢島昭・建元正弘 (1966), 「金融ブロック・モデルの構成と若干の予備実験」, 『季刊理論経済学』, Vol. 17, No. 1, pp. 34~42.
- 山下邦男他 (1964), 「金融モデルによる日本経済の分析」, 経済企画庁経済研究所, 研究シリーズ, No. 15.

(経済学部教授)