

短期金利の決定メカニズムと マクロ政策の効果*

貞 廣 彰

I ねらいと分析のフレーム

① 本稿の目的は、(a)短期金利は準備通貨の需給が均衡するように決定されるとするマネー・マーケット・アプローチによる日本経済の金融セクターモデルを構築し、(b)これをベースにして、準備通貨の需要曲線や供給曲線を導出し、(c)日本の場合は財政拡大に伴う短期金利の上昇はなぜ小さいのか、そして財政拡大によって為替レートはどのような影響を受けるのかという点について分析することにある。

② 金融セクターモデルの構築にあたっての最大のかなめは短期金利の決定にあることは言うまでもない。わが国における多くのマクロ計量モデルにおける短期金利の決定方法をみると大別して3つの接近法がみられる。

まず第1のアプローチは広義のマネーサプライの需給均衡式より短期金利を決定する最も簡単な方式である。ここで、マネーサプライは通常 M_1 あるいは M_2 が採用されており、しかも供給としてのマネーサプライは外生変数扱いである。このような方法は、モデル全体を小型化したい場合には度々とられる方法であるが、マネー・サプライの供給曲線は完全に利子非弾力的であるとア prioriに仮定していること、および、金融政策変数が欠如しているなどといった欠点がある。

* 本稿の作成にあたっては同僚の西村周三教授、吉田和男教授から貴重なコメントをいただいた。また、佐々木隆博氏（経済企画庁）からは計量用ソフト（SIGMA, SCOPE）の利用にあたって御助力をいただいた。それぞれ謝意を表したい。

第2のアプローチは、わが国の比較的多くのマクロ計量モデルで用いられてきた方式であって短期金利を公定歩合（政策手段変数）と金融機関の資金ポジションを示す指標や企業の資金逼迫度を示す変数で説明する方法である。ここでは、短期金利は資金需給をクリアーする均衡化変数ではなく、資金需給状況を反映して、部分調整的に変動すると考えられている（斉藤・森口〔1985〕）。しかしながら、このような定式化は日本の金利体系が強く規制されていた時代には説得的な定式化であったが、現在では必ずしも現実妥当性を持っているとは思われない。また、このような方法では、通常、公定歩合を外生にしており、実物セクターで攪乱が起ころうとも短期金利が余り変動しない。

第3のアプローチとしては短期金利を自由準備によって決定するアプローチである。このアプローチは、アメリカにおける多くのマクロ計量モデルで採用されているスタンダードな方法であるが（Modigliani-Rasche-Cooper〔1970〕、米国連銀のMPSモデル（Brayton-Mauskopf〔1985〕）、わが国においてもEPA-ERI〔1987〕、貞広ほか〔1987〕などで採用されているアプローチである。特に貞広ほか〔1987〕はこのような短期金利決定メカニズムを用いて、(a)わが国の短期金利はそのほとんどが公定歩合で決定されるところが大であって、短期金融市場の需給を示す自由準備によって影響されることが少ないこと、(b)このことが日本のLM曲線をフラットにしていること、(c)そしてこのことが財政拡大による金利上昇を小さくし、為替レートを減価させる大きな原因になっていることを明らかにした。

③ しかしながら、このような分析に対しては次のような問題点があった。

(ア) 自由準備という概念はわが国では意味がない。すなわち、わが国の場合、米国と違って超過準備はほぼゼロであること、および、中央銀行貸出（以下、中銀貸出あるいは中銀借入と呼ぶ）は信用割当が行われているため、超過準備マイナス中銀貸出で定義される自由準備には意味がない。

(イ) 仮に、自由準備に意味があるとしても、実際の推計においては

$$\text{自由準備} = f(\text{短期金利}, \text{公定歩合})$$

という理論式を、短期金利でノーマライズした

$$\text{短期金利} = g \text{ (自由準備, 公定歩合)}$$

を推計している¹⁾ので、関数の特定化の誤りによってパラメーターに歪みが生じている可能性がある。

(ウ) 仮に、関数の特定化に誤りがなくとも、推計は単純最小二乗法 (OLS) で行われておりパラメータはバイアスをもっている可能性がある。

(エ) 仮に、パラメータの同時推計バイアスが小さいとしても、自由準備の利子に係るパラメータがなぜ大きいかについての説明がなされていない。

④ そこで本稿では上記の様々な問題点に対する改善も含め冒頭に述べたようにマネー・マーケット・アプローチ型の金融セクターモデルを構築することとする。その際、民間銀行部門手持現金と中銀貸出に特にスポットライトが当てられる。以下の節の構成と結論を先取りすれば、次のとおりである。

まず第2節では、マネー・マーケット・アプローチのプロト・タイプを示した後、上記③のウの問題点に関して、(a)超過準備はほぼゼロであるが、銀行手持現金が金利感応的であることからこれを超過準備と考えることができること、(b)中銀貸出は金利に非弾力的な信用割当型関数ではなく、金利に感応的な需要決定型の関数によって説明できること、またこの関数において金利弾力性はきわめて大きく、中銀貸出はこれまできわめて受動的に貸し出されていたことがうかがえること、(c)こうして自由準備は銀行手持現金マイナス中銀貸出として

1) 推計された関数は次の通りである。

$$RS = -1.75 + 1.0375 \cdot RDIS + 0.1938 \cdot REUD$$

$$(3.8) \quad (12.3) \quad (5.3)$$

$$+ \sum_{i=0}^1 a_i \cdot RESF / (DD + DT - RRES)_{-i} \cdot 100$$

$$\sum a_i = -0.705$$

$$a_i: \text{Shiller-lag, } d=0, \text{ s. c=no, e. c=yes, k=1.0}$$

$$R^2=0.933 \quad S=0.695 \quad DW=1.28$$

(1973Q1-1985Q1)

RS: 短期金利

RDIS: 公定歩合

REUD: ユーロダラー金利

DD: 要求払預金

DT: 定期性預金

RRES: 必要準備

RESF: 自由準備

有意味に定義できるということを示す。

第3節では(a)短期金利は準備通貨の需給が均衡するように決まるとするマネー・マーケット・アプローチの理論式に忠実な金融セクターモデルを構築し、わが国においてもこのアプローチが有意に適用できることの示す。(b)その際、上記③の(i)、(ii)の問題点に関して、関数の特定化ミスや同時推計バイアスが生じないように留意した。その結果、 M_1 を構成する現金通貨や当座性預金通貨および金融債については OLS による推計バイアスは小さいが準備通貨を構成する銀行手持現金や中銀貸出については OLS による推計バイアスは大きいことがわかった。また、(c)銀行手持現金や中銀貸出を内生化した場合と外生化した場合とで、準備通貨の供給曲線と需要曲線の傾きがどの程度異なるかを分析し、銀行手持現金の金利弾力性が大きいために準備通貨の需要曲線はかなりフラットになっており、また、中銀貸出の金利弾力性が大きいために準備通貨の供給曲線はフラットになっていることを明らかにする。

最後に第4節では、第3節で構築された金融セクターモデルをその1部として含む日本経済のマクロモデルを用いて財政拡大の政策効果分析をおこなった。その結果、日本の場合、財政拡大によって為替レートが減価しがちなのは、銀行手持現金と中銀貸出が利子弾力的になっていることによるものであるという実証結果を得た。

II 金融セクター・モデルの理論モデルと予備的考察

(1) 理論モデル

マネー・マーケット・アプローチによる短期金利決定のプロト・タイプは次の9本の式で示すことができる(なお以下の記号の説明中(*)のついた変数は外生変数とする)。

$$UBR = NFA + NGP + OCDB \quad (2-1)$$

$$MRS = UBR + BR \quad (2-2)$$

BR:

| | | |
|-------|--------------------------|--------|
| タイプ 1 | $BR=f(RS, RDIS)$ | (2-3) |
| タイプ 2 | $BR=$ 外生変数 | (2-4) |
| | $MRD=CURP+RRES+ERES+OTH$ | (2-5) |
| | $MRS=MRD$ | (2-6) |
| | $RRES=rr \cdot D$ | (2-7) |
| | $ERES=f(RS, RDIS)$ | (2-8) |
| | $CURP=f(Y, RS)$ | (2-9) |
| | $D=f(Y, RS)$ | (2-10) |

記号

| | | | |
|------|-----------------|------|--------------|
| BR | : 中銀貸出 | ERES | : 超過準備 |
| MRS | : 準備通貨の供給 | RRES | : 必要準備 |
| MRD | : 準備通貨に対する需要 | rr | : 法定準備率 (*) |
| UBR | : 非借入れ準備 | Y | : GNP (*) |
| NFA | : 対外純資産 (*) | RS | : 短期金利 |
| NGP | : 対政府信用 (*) | RDIS | : 公定歩合 (*) |
| OCDB | : その他中銀信用 (*) | D | : 預金 |
| BR | : 中銀貸出 | CURP | : 民間部門保有現金通貨 |
| OTH | : その他準備通貨需要 (*) | | |

(2-1)式は非借入れ準備の定義式である。(2-2)式は準備通貨の供給の定義式であり非借入れ準備と借入れ準備、すなわち中銀貸出(中銀借入)からなる。中銀貸出の決定方式については、これが、民間銀行部門の最適行動によって決まるとする需要決定型の方式((2-3)式)と、中央銀行の信用割当によって決まるとする供給決定型((2-4)式)の2つの方式がある。例えば、神崎〔1988〕は前者を米国連銀タイプ、後者を日本銀行タイプと呼んでいるおり、わが国では(2-4)式のような信用割当型が一般的であるとしているが、筆者は後に述べるような理由によって(2-3)式タイプの関数を採用する。(2-5)式は準備通貨の需要の定義式であるが、同式右辺3項の超過準備がわが国では存在しないこと

は以下ですぐに述べる。(2-6)式は準備通貨の需給均衡式でありこの式が満たされるように短期金利(RS)が決定されるのである。なお(2-7)式~(2-10)式は特段の説明は不要であろう。

(2) 銀行手持現金と中銀貸出

① 以上述べたような理論モデルを日本の金融セクターに適用するにあたって、まず超過準備と中銀貸出について次のような予備的考察をおこなう。

第1表は日本銀行のB/Sからマネー・マーケット・アプローチの分析に必要な項目を取り出したものであるが次の2点について特に留意する必要がある。

まず第1は日本の場合、超過準備((2-5)式右辺第3項)はほぼゼロであるという点である。黒田[1988, p. 46]によればわが国の銀行の場合超過準備対総準備比率は昭和48年以降でみると0.09%以下である。一方、米国の場合は1-2%である。それ故、超過準備-中銀貸出によって定義される自由準備の絶対値は中銀貸出そのものであり自由準備は特別の意味をもった概念とはならない。そして、超過準備がゼロであるから、総準備はすべて必要準備と考えることができる。それゆえ、第1表のRRESは総準備(=必要準備)である。

第2点は総準備の中に含まれないが中銀の負債にあたる銀行手持現金は決し

第1表 日本銀行のバランスシート

| 資 産 | | 負 債 | |
|------|---------|------|---------|
| NFA | 52,732 | CURP | 174,751 |
| | 118,162 | | 285,826 |
| NGP | 93,346 | VC | 28,521 |
| | 62,168 | | 33,441 |
| BR | 20,510 | RRES | 26,317 |
| | 60,171 | | 29,927 |
| OCDB | 32,000 | OTH | -31,001 |
| | 47,993 | | -60,700 |

注) 各項目の上段は1980年12月、下段は1987年12月の計数である。
単位は億円

て無視できる大きさではないという点である。第1表の VC が銀行手持現金であるが同表からもわかるように1976年以降でみると、銀行手持現金は総準備とほぼ同じオーダーの大きさに推移している。このことから、これまでのモデル分析で無視されていた銀行手持現金を明示化する必要がある。以上2点に留意して、ここでは中銀の B/S を第1表のようにまとめて、準備通貨の需要と供給のデータとした²⁾。式で表すと準備通貨の供給は(2-2)式のとおりであるが準備通貨の需要式が次の式におき替わる。

$$\text{MRD} = \text{CURP} + \text{RRES} + \text{VC} + \text{OTH} \quad (2-5)$$

② 上で強調した銀行手持現金が内生できないのならば、さらに言えば、銀行手持現金が金利の動きと無関係に変動しているのであれば、これを明示化する意味はほとんどない。事実、黒田 [1988] によると、『民間非銀行部門の現金需要と銀行部門の現金需要……のそれぞれについて、諸金利およびスケール変数を説明変数とする回帰式の計測結果によれば、金利項の係数が符号条件を充足し、かつ、通常の有意水準で有意と認められるのは、民間非銀行部門の現金需要に関する計測式の1部(計測期間、昭和41/Q3-59/Q1)のみであり、銀行部門の現金需要は……上記条件をみたしていない。』(pp. 48-49) のである。

果してそうであろうか？ ここでは銀行手持現金は必要準備と短期金利によって決定されるとの理論式(前者の説明変数はプラス、後者はマイナスの符号を期待する。)にデータをあてはめて、金利に係るパラメータの符号条件と有意性をみた。使用データは月次季節調整済データと、四半期季節調整済データの両方を試みた。なお、推計方法は OLS を用いた(以下の推計式で VC=銀行手

2) 各項目とも『経済統計月報』(日本銀行)の第4表マネタリー・サーベイの(2)通貨当局勘定及び、(3)預金通貨銀行勘定の次の項目より引用。

- NFA : (2)の対外資産(短期)(純)
- NGP : (2)の政府向け信用-(2)の政府預金等
- BR : (2)の預金通貨銀行向け貸出
- OCDB : (2)の預金通貨銀行向け信用-預金通貨銀行向け貸出
- CURP : (2)の現金通貨発行高-VC
- VC : (3)の現金日銀預け金-(2)の預金通貨銀行預り金
- RRES : (2)の預金通貨銀行預り金
- OTH : NFA+NGP+BR+OCDB-(CURP+VC+RRES)

持現金, RRES=必要準備, RS=短期金利, RDIS=公定歩合である)。

(a) 月次季調済データ

$$\text{LOG}(\text{VC}) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(\text{RRES}) - a_2 \cdot \text{RS}$$

| 推計期間 | a_0 | a_1 | a_2 | R^2 | S | DW |
|------------|----------------|----------------|-----------------|-------|------|-----|
| 77/1-87/12 | 3.39 (9.8) | 0.67 (19.2) | -0.025 (6.0) | 0.73 | 0.09 | 1.3 |
| 79/1-87/12 | 5.03 (10.9) | 0.51 (11.2) | -0.031 (8.2) | 0.63 | 0.08 | 1.4 |
| 81/1-87/12 | 6.9 (12.5) | 0.34 (6.4) | -0.039 (7.0) | 0.66 | 0.06 | 1.7 |

$$\text{LOG}(\text{VC}) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(\text{RRES}) - a_2 \cdot (\text{RS} - \text{RDIS})$$

| 推計期間 | a_0 | a_1 | a_2 | R^2 | S | DW |
|------------|----------------|----------------|-----------------|-------|-------|-----|
| 77/1-87/12 | 2.78 (7.1) | 0.72 (18.1) | -0.078 (5.2) | 0.72 | 0.09 | 1.4 |
| 79/1-87/12 | 4.04 (10.9) | 0.60 (11.2) | -0.090 (8.2) | 0.56 | 0.09 | 1.3 |
| 81/1-87/12 | 4.93 (8.2) | 0.50 (8.5) | -0.022 (0.9) | 0.46 | 0.076 | 1.3 |

ここでの関心事である金利については1つの推計式を除いていずれの場合とも符号条件, 有意性とも満たされている。

(b) 四半期季調済データ

$$\text{LOG}(\text{VC}) = 2.42 + 0.764 \cdot \text{LOG}(\text{RRES}) - 0.0287 \cdot \text{RS}$$

(6.3) (19.7) (5.5)

$$R^2 = 0.89 \quad S = 0.20 \quad \text{DW} = 0.98$$

(1976Q1-87Q4)

$$\text{LOG}(\text{VC}) = 2.02 + 0.753 \cdot \text{LOG}(\text{RRES}) - 0.092 \cdot \text{RS} + 0.069 \cdot \text{RDIS}$$

(5.9) (16.5) (3.7) (2.32)

$$R^2 = 0.87 \quad S = 0.06 \quad \text{DW} = 1.25$$

(1977Q1-87Q1)

四半期データを使用した場合も, 短期金利はきわめて有意である。また金利弾

夫性は月次データの場合と同様、四半期データの場合でもかなり大きくなっている。また2番目の推計式では、公定歩合変更のアナウンスメント効果を捉えるため短期金利と並んで公定歩合を導入したが、これもきわめて有意である。即ち公定歩合の引上げ(引下げ)は将来の短期金利の一層の上昇(低下)をもたらすと銀行部門によって予想されるならば、合理的に行動する銀行は現在の手持現金を増加(減少)させるとの仮説が棄却できないことが実証されている。そして、銀行手持現金がこのように、短期金利と公定歩合で有意に説明できるのであれば、このことは、わが国においては銀行手持現金が米国においてみられる超過準備の機能を果たしているといえよう。

③ つぎに中銀貸出について、これが供給決定型なのか需要決定型なのか検討してみよう。わが国においては、米国と違い中銀貸出は信用割当が行われており、この大きさは、日本銀行の能動的オペレーションによって決定されるとする考え方が金融当局を中心にして支配的である。このような考え方に従うと、中銀貸出は諸金利(短期金利や公定歩合)に関して、全く非弾力的な関数(モデル上は外生変数)となることはいうまでもない。

しかしながら、古川〔1985〕が強調するように公定歩合が市中の短期金利より低い通常の場合においても、中銀貸出に関するサーベイランス・コストが中銀貸出に伴って逓増的に増加すると考えるならば、中銀貸出しは利子に関して完全に非弾力的にはならないのである³⁾。

3) いま、中銀借入の総コスト(TC)は借入れに伴う直接的なコスト(RDIS・BR)とサーベイランスコスト(S)からなり、サーベイランスコストは次のように特定化されると仮定する。

$$S = b / (BR^* - BR)$$

BR*: 中銀貸出限度額

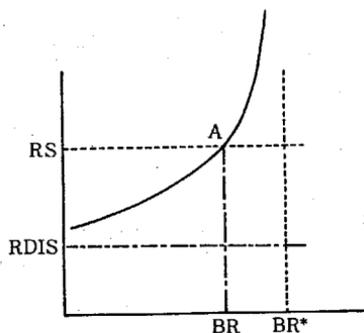
BR: 中銀貸出

b: 定数

銀行部門の利潤最大化行動を仮定すれば、限界収入=限界費用より

$$RS = RDIS + b / (BR^* - BR)^2$$

を満たすようにBRが決定されることにな



ここでは、通常の回帰分析によって、短期金利と公定歩合は中銀貸出の有意な説明変数になっているかどうか見てみよう。推計方法は OLS を使用した。ここでも、月次データと四半期データの両方について試みた（なお以下の推計式で、UBR=非借入れ準備、LBP=民間銀行部門貸出、D803=1980年第3四半期のみ1.0とするダミー変数である）。

(a) 月次季調済データ

$$\text{LOG}(\text{BR}) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(\text{UBR}) + a_2 \cdot \text{LOG}(\text{LBP}) + a_3 \cdot \text{RS} + a_4 \cdot \text{RDIS}$$

| 推定期間 | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | R^2 | DW |
|------------|----------------|----------------|---------------|---------------|----------------|-------|------|
| 77/1-87/03 | 25.01 (5.4) | -3.16 (3.7) | 1.63 (3.3) | 0.46 (4.6) | -0.76 (5.6) | 0.34 | 0.71 |
| 79/1-87/03 | 15.3 (2.8) | -4.41 (4.7) | 3.28 (4.9) | 0.56 (5.2) | -0.79 (5.1) | 0.45 | 0.88 |

$$\text{LOG}(\text{BR}) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(\text{UBR}) + a_2 \cdot \text{LOG}(\text{LBP}) + a_3 \cdot (\text{RS} - \text{RDIS})$$

| 推定期間 | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | R^2 | DW |
|------------|--------------|----------------|---------------|---------------|-------|------|
| 79/1-87/03 | 6.6 (1.2) | -5.29 (5.5) | 4.52 (7.4) | 0.32 (3.5) | 0.37 | 0.72 |

(b) 四半期季調済データ

$$\text{BR} = a_0 + a_1 \cdot \text{UBR} + a_2 \cdot \text{LBP} + a_3 \cdot \text{RS} + a_4 \cdot \text{RDIS} + a_5 \cdot \text{D803}$$

| 推定期間 | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | R^2 | DW |
|-----------|---------------|-----------------|-----------------|----------------|------------------|-------|-----|
| 77/1-87/1 | 5027 (6.9) | -0.318 (4.6) | 0.0159 (5.6) | 629.2 (3.6) | -1052.2 (5.1) | 0.70 | 1.2 |
| 79/1-87/3 | 4127 (4.6) | -0.292 (3.9) | 0.0173 (4.5) | 873.8 (4.2) | -1346.9 (4.9) | 0.82 | 1.2 |

$$\text{LOG}(\text{BR}) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(\text{UBR}) + a_2 \cdot \text{LOG}(\text{LBP}) + a_3 \cdot \text{RS} + a_4 \cdot \text{RDIS} + a_5 \cdot \text{D803}$$

| 推定期間 | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | R^2 | DW |
|-----------|---------------|----------------|---------------|---------------|----------------|-------|------|
| 77/1-87/1 | 16.7 (3.3) | -3.28 (3.0) | 1.91 (3.2) | 0.59 (3.7) | -0.91 (4.8) | 0.50 | 0.89 |

、RDIS が RS より低い場合でも BR は中銀貸出限度額以下の内点で決定される。（左図のA点）

| | | | | | | | |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|
| 79/1-87/3 | 11.6 | -3.62 | 2.57 | 0.74 | -1.07 | 0.66 | 1.00 |
| | (2.0) | (3.1) | (3.1) | (4.3) | (4.7) | | |

月次データの場合でも四半期の場合でも、推計結果から次のような興味ある点を指摘できる。まず第1は金利変数はいずれも有意であること、そして第2は金利のパラメータはきわめて大きいことである。例えば、四半期データを使用した対数線型式でみた場合、短期金利（公定歩合）が1%ポイント変化すると中銀貸出は60-70%（90-100%）も変化するとの結果が得られた。このことは、民間銀行部門は金利の変化にきわめて敏感に反応して中銀貸出を調整していることを示している。中銀貸出は信用割当が行われており、利子に関して完全に非弾力的なステープな関数であるとの金融専門家の常識と逆の実証結果がえられた。この点で筆者は古川〔1985〕と同じ立場に立つものである。換言すれば、ここでの結果は、中銀貸出関数はきわめて利子弾力的であり、通貨当局は民間銀行からの借り入れ要求をアクセプトするという貸出態度（以下、accommodating な貸出態度と呼ぶ）を取ってきたとの仮説が棄却できないことを示している。そして、以下の節で分析するように、このような中銀貸出を前提とするならば、何らかの原因（例えば、財政拡大）によってGNPが拡大した場合でも中央銀行のaccommodating な貸出によって準備通貨が供給され金利の上昇圧力は弱まることになる。

さらに、このようにして、中銀貸出が需要決定型の利子弾力的な金融変数であり、かつ、上で述べたように、銀行手持現金が超過準備としての機能を果たしていると考えられるならば、銀行手持現金マイナス中銀貸出と定義された自由準備はわが国でも十分意味をもつ概念となるのである⁴⁾。

4) 本文中で述べた自由準備関数を推計した結果は以下のとおりである。

$$RESF = a_0 + a_1 \cdot UBR + a_2 \cdot RS + a_3 \cdot RDIS + a_4 \cdot rr + a_5 \cdot RESF_{-1}$$

RESF: 自由準備（銀行手持現金—中銀貸出）

(a) 月次未季調データ

| 標本期間 | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | a_5 | R^2 | DW | Dh |
|------------|-----------------|---------------|----------------|----------------|-------|---------------|-------|------|-----|
| 76/1-87/12 | -50976 (8.0) | 0.16 (6.1) | -5938 (4.3) | 11808 (6.3) | — | — | 0.36 | 0.85 | |
| 76/1-87/12 | -32768 (5.4) | 0.11 (4.6) | -4246 (3.5) | 7845 (4.6) | — | 0.48 (7.0) | 0.52 | — | 1.8 |

III 金融セクター・モデルの特性

(1) 構造パラメータの推計結果

モデル体系とその推計結果は末尾の付録のとおりである。構造方程式は長期金利 (RL) を除いてすべて、単純最小二乗法 (OLS), 二段階最小二乗法 (TSLs), 制限情報最尤法 (フラーの修正なし, LIML ($\alpha=0$)), 制限情報最尤法 (フラーの修正係数=1, LIML ($\alpha=1$)), 制限情報最尤法 (フラーの修正係数=4, LIML ($\alpha=4$)) の5つの推計方法でそれぞれ推計した (なお, ここで準備通貨の需要曲線と供給曲線を識別するいわゆる *identifiability* の条件は満たされていることは言うまでもない)。推計期間は1977年第1四半期から87年第1四半期である。

本節ではこれら推計方法の違いによってパラメータ及び政策効果がどの程度異なるかを分析する。

まず、構造方程式のパラメータから見てみよう。

- ① VC: OLS の場合の金利パラメータの大きさは同時推定法 (TSLs, LIML) の場合のその約半分になっており、両者の間でパラメータの大きさにかなりの差がみられる。TSLs と LIML を比較すると LIML のほうが利子パラメータは若干大きくなっている。フラーの修正を行った場合と行わない場合では金利パラメータの大きさにあまり差はない。
- ② CURP: どの推計方法によってもパラメータの大きさはほとんど変わらない。
- ③ DD: CURP と同様、どの推計方法によってもパラメータの大きさはほとんど変わらない。

| | | | | | | | | | |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|---|-----|
| 76/1-87/12 | -4050 | 0.12 | -5104 | 7957 | 9715 | 0.52 | 0.54 | - | 1.7 |
| | (6.0) | (5.0) | (4.1) | (4.7) | (2.3) | (7.4) | | | |

(b) 四半期季節調整済データ

$$\text{RESF} = -40480 + 0.1297 \cdot \text{UBR} - 4335 \cdot \text{RS} + 9067 \cdot \text{RDIS}$$

(4.4) (2.1) (2.1) (3.3)

$R^2=0.36$ $S=7471$ $DW=0.46$
(1976Q1-87Q2)

- ④ DT: VC の場合と同様に、同時推計法の場合のほうがパラメータは大きくなっている。また、TSLS と LIML の間では後者の方が利子パラメータはかなり大きくなっている。
- ⑤ SEC: CURP, DD の場合と同様、推計方法の違いによるパラメータの大きさの差は少ない。
- ⑥ BR: VC の場合と同様、推計方法の違いによるパラメータの差がこの関数でもかなり大きくなっている。OLS による金利パラメータは TSLS によるその約半分、LIML は TSLS の約3倍になっている。

以上のことから、推計方法の違いによるパラメータの大きさの差異について次のように要約できる。すなわち、マネー・サプライ M_1 を構成する現金通貨 (CURP) や当座性預金 (DD) については OLS を適用しても同時性バイアスによるパラメータの歪みは比較的少ないが、それ以外のマネタリー・アグリゲート、特に、これまで余り分析されていなかった銀行部門手持現金、および中銀貸出については OLS 推計から得られたパラメータはかなり歪んでいる恐れがあると言えよう。

- ⑦ RSEC: 説明変数に分布ラグを含んでいるためにシラー (Shiller) 分布ラグ法で推計した。

(2) 内挿テスト

内挿テスト (テスト期間は1980年第1四半期から1986年第4四半期) の結果

第2-1表 内挿テスト (中銀貸出は内生)

| | M_1 | M_2 | RS |
|--------------------|-------|-------|------|
| OLS | 2.2 | 1.1 | 0.55 |
| TSLS | 2.2 | 1.2 | 0.39 |
| LIML($\alpha=0$) | 2.2 | 1.5 | 0.36 |
| LIML($\alpha=1$) | 2.2 | 1.5 | 0.36 |
| LIML($\alpha=4$) | 2.2 | 1.5 | 0.37 |

注) M_1 と M_2 は RMSPE (%), RS は RMSE (% point)

RMSPE は Root Mean Square Percentage Error, RMSE は Root Mean Square Error

第2-2表 内挿テスト (中銀貸出は外生)

| | M ₁ | M ₂ | RS |
|--------------------|----------------|----------------|------|
| OLS | 1.6 | 0.9 | 1.21 |
| TOLS | 1.8 | 0.9 | 0.87 |
| LIML($\alpha=0$) | 1.9 | 1.0 | 0.67 |
| LIML($\alpha=1$) | 1.9 | 1.0 | 0.69 |
| LIML($\alpha=4$) | 1.9 | 1.0 | 0.74 |

注) 表2-1と同じ

は第2-1表、第2-2表のとおりである。ここでは、中銀貸出をそのまま内生変数として取り扱った場合と外生化した場合についてのテストの結果を掲げた。

推計方法の違いによる誤差率(誤差)の差はM₁、M₂についてはほとんど見られないが、しいていえば、短期金利についてはOLSの場合の誤差率(誤差)が最も悪くなっている。

(3) 準備通貨の供給曲線と需要曲線

ここでは、準備通貨を構成する諸項目より得られる準備通貨の供給曲線と需要曲線を求めてみよう。既に述べたように、準備通貨の供給(MRS)は非借入れ準備(UBR)と中銀貸出(BR)の和であり準備通貨の需要(MRD)は現金通貨(CURP)、必要準備(RRES)、銀行手持現金(VC)及びその他準備(OTH)の和である。式で示すと次のとおりである。(なお、当該項目が金利(RS, RDIS)やGNPの関数になっている場合にはその旨明示化した。例えばBR(RS, RDIS)である)。

$$MRS = UBR + BR(UBR, RS, RDIS)$$

$$MRD = CURP(GNP, RS) + RRES(GNP, RS) \\ + VC(RRES, RS, RDIS) + OTH$$

第3表は短期金利を1%ポイント上昇させた場合の準備通貨の供給と需要及びその構成項目へのインパクトを1年目(1980年)について見たものであるが

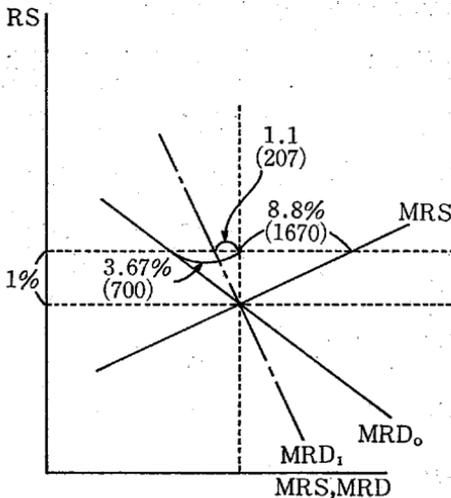
(ここでは OLS の場合と LIML($\alpha=1$) の場合について掲げた。), この表より, 図1-1の準備通貨の供給曲線と需要曲線が描ける (LIML ($\alpha=1$) のみ掲げた)。同図・同表より次の諸点が指摘できる。

まず第1に準備通貨の供給について見れば, まず, OLS の場合, 短期金利の1%の上昇によって中銀貸出は額にして6290億円, 率にして44.5%増加するため, 準備預金の供給は額にして6290億円, 率にして3.4%増加する。LIML の場合は中銀貸出の利子弾力性がさらに大きくなるため, 準備預金の供給は額にして OLS ケースの約3倍の1兆6700億円, 率にして8.8%増加する。第2は準備通貨の需要についてであるが, 1%の短期金利の上昇に伴う需要の変化分は額でみても, 率でみても, 供給の変化分に比して小さい。

以上2点を曲線の傾きに翻訳していえば次のようにいえる。まず, OLS ケ

第1-1図

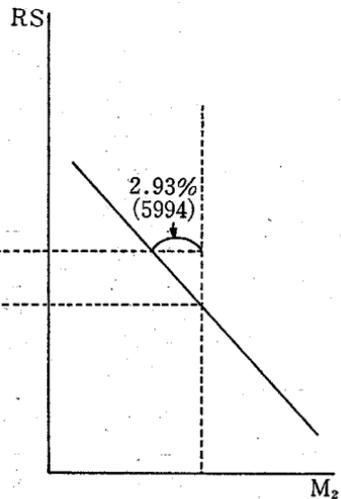
準備通貨の供給曲線と需要曲線



MRS₀: VC 内生の場合の MRS 曲線
 MRD₀: VC 内生の場合の MRD 曲線
 MRD₁: VC 外生の場合の MRD 曲線

第1-2図

貨幣需要曲線



M₂: VC 内生の場合の M₂ 需要曲線 (LIML($\alpha=1$))

ース、LIML ケースいずれの場合でも準備通貨の供給曲線は需要曲線より傾きが（絶対値でみて）小さく、フラットになっている。とくに LIML ケースにおける供給曲線は OLS ケースのそれより約2.5倍弱フラットになっている。このようなよりフラットな供給曲線は、いうまでもなく、中銀貸出しがフラットであることによるものである。このことは、よりステイブな供給曲線の場合に比して、準備通貨の需要曲線の右方シフトをもたらすようなショックがあった場合、金利の上昇はより少ないことを意味している。

次に需要曲線の傾きについてであるが供給曲線よりはステイブではあるが、1%の金利の上昇によって3350億円～7000億円減少しそれ自体としてはかなりフラットな形状をしているといえよう。そしてこの傾きに最も寄与しているのが銀行手持現金であることがわかる（特に LIML ケース）。ちなみに、銀行手持現金を外生扱いにした場合の需要曲線の傾きは内生化した場合の傾きの約1/3になっている（第3表の左欄と右欄を比較）。このことから、銀行手持

第3表 短期金利1%ポイント上昇の効果（1年目）

| | 銀行手持現金 (VC) は内生 | | 銀行手持現金 (VC) は外生 | |
|----------------|------------------|--------------------|-----------------|--------------------|
| | OLS | LIML($\alpha=1$) | OLS | LIML($\alpha=1$) |
| MRS | 3.42 (629) | 8.80 (1670) | 同左 | 同左 |
| BR | 44.5 (629) | 83.62 (1670) | 同左 | 同左 |
| MRD | -1.77 (-335) | -3.67 (-700) | -0.73 (-137) | -1.10 (-207) |
| CURP | -0.70 (-109) | -0.80 (-124) | | |
| VC | -9.39 (-199) | -25.40 (-493) | 0 (0) | 0 (0) |
| RRES | -0.93 (-28) | -2.80 (-83) | | |
| M ₁ | -1.08 (-728) | -1.10 (-742) | | |
| M ₂ | -0.96 (-1965) | -2.93 (-5994) | | |

注) 上段はかい離率(%), 下段()内はかい離幅(10億円)

現金を内生化した場合と、外生化した場合とでは、供給曲線の左方シフトが起こった場合の金利の上昇にかなりの差が出るものと推測される（この分析は次節で行う）。

なお、第3表には短期金利が1%ポイント変化した場合の M_2 の変化率を掲げておいた。また、図1-2はこれに対応する M_2 のグラフである。

(4) 政策効果

ここでは、本金融セクターモデルを用いて、(a)GNPが1%増大した場合、(b)非借入準備が1%増大した場合、(c)公定歩合を1%ポイント引上げた場合の3つのケースにおける短期金利と M_2 への効果を分析する。その際、中銀貸出と銀行部門手持現金の内生化に伴う効果を明示化するために、(a)、(b)、(c)のそれぞれについて、(i)中銀貸出と銀行部門手持現金のいずれも外生化した場合、(ii)中銀貸出は外生化、銀行部門手持現金は内生化した場合、(iii)ここでの金融セクター・モデルの構造そのままに中銀貸出、銀行部門手持現金とも内生化した場合の3つの比較を行った。

1) 実質GNPが増大した場合

① GNPの増大は3つのルートを経由して短期金利(RS)に影響を与える⁵⁾。

5) 短期金利は次式によって決定される。(ここで、GNP, UBR, RDIS, OTHは外生変数である。)

$$UBR + RB(UBR, RS, RDIS) = CURP(GNP, RS) + RRES(GNP, RS) + VC(RRES, RS) + OTH$$

ここで、GNP, UBR, RDISが変化した場合のRSへのインパクトを式で示すと以下のとおりである。

$$\begin{aligned} & (\partial BR / \partial RS - \partial CURP / \partial RS - \partial RRES / \partial RS - \partial VC / \partial RRES \cdot \partial RRES / \partial RS - \partial VC / \partial RS) \cdot \Delta RS \\ & = (\partial CURP / \partial GNP + \partial RRES / \partial GNP + \partial VC / \partial RRES \cdot \partial RRES / \partial GNP) \cdot \Delta GNP \\ & \quad + (-\partial BR / \partial RDIS + \partial VC / \partial RDIS) \cdot \Delta RDIS - (1 + \partial BR / \partial UBR) \cdot \Delta UBR \end{aligned}$$

各微係数の符号条件は次のとおりである。

$$\partial BR / \partial RS \geq 0, \partial CURP / \partial RS \leq 0, \partial RRES / \partial RS \leq 0, \partial VC / \partial RRES \geq 0$$

$$\partial RRES / \partial RS \leq 0, \partial VC / \partial RS \leq 0$$

$$\partial CURP / \partial GNP \geq 0, \partial RRES / \partial GNP \geq 0, \partial VC / \partial RRES \geq 0,$$

$$\partial RRES / \partial GNP \geq 0,$$

$$\partial BR / \partial RDIS \leq 0, \partial VC / \partial RDIS \geq 0, -1 \leq \partial BR / \partial UBR \leq 0$$

ここで、

$$D = (\partial BR / \partial RS - \partial CURP / \partial RS - \partial RRES / \partial RS - \partial VC / \partial RRES \cdot \partial RRES / \partial RS - \partial VC / \partial RS)$$

第1のルートは GNP の拡大→民間現金通貨 (CURP) 需要の増大→RS の上昇である。第2のルートは GNP の拡大→当座性預金 (DD), 定期性預金 (DT), 金融債 (SEC) の増大→必要準備 (RRES) の増大→RS の上昇である。第3は第2のルートによる RRES の増大→銀行手持現金 (VC) →RS の上昇である。これらの3つのルートはいずれも準備通貨曲線(MRD) を右方にシフトさせることにより, 短期金利を上昇させるのである。

② さて, このようなGNPの拡大が生じたとき, 中銀貸出が内生化されている場合と, 外生化されている場合とでは, 短期金利の上昇の程度はどの程度異なってくるのであろうか。第4-1表よりわかるとおり(以下すべて1年目(1980年)の効果である。), OLS ケースでみると, 前者の場合は短期金利は0.22%ポイントしか上昇しないが, 後者の場合は0.65%ポイントと約3倍大きく上昇することとなる。また, LIML($\alpha=1$)の場合においては, 前者の場合には短期金利の上昇はごくわずかな0.08%ポイントであるが, 後者の場合は0.27%ポイント上昇することとなる。第2-1図は LIML($\alpha=1$)の場合における短期金利上昇の状況を通貨準備の供給曲線と需要曲線を使って示したものである。GNPがシフトする前の均衡点をA点とすると, GNPがシフトしたあとの新しい均衡点はB点に移動するが, もし, 中銀貸出が外生化されている場合には, C点にシフトするのである。

このことより, また他の推計方法Ⅰ(TSLS, LIML($\alpha=0$), LIML($\alpha=4$))の比較より次の2つのことがいえる。第1は OLS 推計の場合に比して, 同時推

$$F_{GNP} = (\delta CURP / \delta GNP + \delta RRES / \delta GNP + \delta VC / \delta RRES \cdot \delta RRES / \delta GNP)$$

$$F_{RD} = (-\delta BR / \delta RDIS + \delta VC / \delta RDIS)$$

$$F_{UBR} = (1 + \delta BR / \delta UBR)$$

とおくと,

$$D > 0, F_{GNP} > 0, F_{RD} > 0, F_{UBR} > 0$$

であるから,

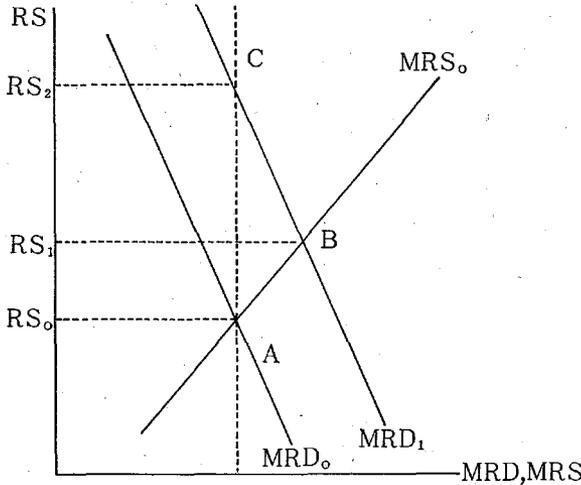
$$\Delta RS / \Delta GNP > 0$$

$$\Delta RS / \Delta RDIS > 0$$

$$\Delta RS / \Delta UBR < 0$$

となる。

第2-1図 GNPの増大による短期金利の上昇



第4-1表 GNPが1%増大したときの効果

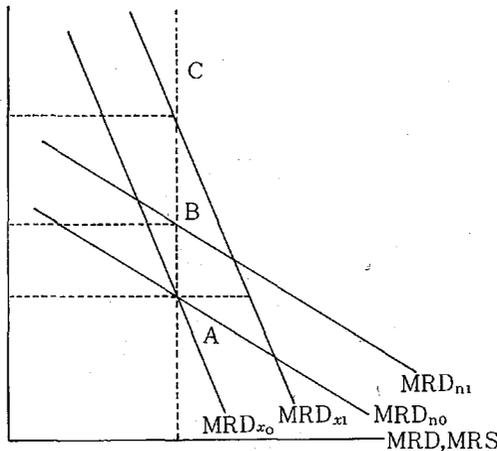
| | BR は内生 VC は内生 | | BR は外生 VC は内生 | | BR は外生 VC は外生 | |
|-----------|------------------|----------------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | RS | M ₂ | RS | M ₂ | RS | M ₂ |
| OLS | 0.22 | 1.25 | 0.65 | 0.78 | 1.49 | 0.02 |
| TSLs | 0.12 | 1.33 | 0.41 | 0.93 | 1.42 | -0.15 |
| LIML(α=0) | 0.08 | 1.24 | 0.26 | 0.57 | 0.96 | -1.47 |
| LIML(α=1) | 0.08 | 1.23 | 0.27 | 0.56 | 0.97 | -1.43 |
| LIML(α=4) | 0.10 | 1.21 | 0.30 | 0.53 | 1.00 | -1.30 |

注) M₂ は標準ケースからのかい離率(%), RS は標準ケースからのかい離率(%ポイント)である。

計法を用いたほうが、短期金利の上昇は小さくなっていることである。第2は中銀貸出を内生化した場合、これが利子弾力的であるため、準備通貨の供給曲線はフラットになり、このため、需要拡大に伴う短期金利の上昇圧力はかなり弱まることである。

③ もう一つの比較は銀行部門手持現金 (VC) が内生化されている場合と外生化の場合とで、GNPの増大が生じた場合、短期金利の上昇にどの程度の差が生じるかについてである。ここでは、中銀貸出が外生化されているモデルを

第2-2図 銀行手持現金内生化と外生化の場合の短期金利の上昇



注) MRD_{n0} : VC 内生の場合の需要曲線 (GNP 増大前)
 MRD_{n1} : VC 内生の場合の需要曲線 (GNP 増大後)
 MRD_{x0} : VC 外生の場合の需要曲線 (GNP 増大前)
 MRD_{x1} : VC 外生の場合の需要曲線 (GNP 増大後)

用いてこの実験を行った。第4-1表の第2欄と第3欄の比較より次のことがわかる。すなわち、VC を内生化した場合と外生化した場合とでは、短期金利の上昇の程度にかなり大きな差がでるということである。例えば、OLS ケースでみると、VC 内生化の場合では、短期金利は0.65%ポイント上昇するが、外生化の場合においては、1.49%ポイントも上昇する。このような特性はいずれの推計方法を使った場合でも当てはまる。このように VC を内生化した場合よりも外生化した場合の方が、短期金利の上昇がかなり大きくなっているのは、VC 関数を外生化した方が内生化した場合よりも準備通貨の需要曲線がかなりステイブになっているからである。(第2-2図参照)

④ 以上の分析によって、我々は実物セクターでのショック（ここではGNPの増大）が短期金利にどのような影響を与えるかをみる場合に、中央銀行貸出と銀行手持現金を内生化するか否かで結論は非常に異なることがわかった。これまでのほとんどの金融セクター・モデルでは、中銀貸出と銀行手持現金はほ

とんど明示化されておらず、また、明示化されている場合でもこれらを外生扱いしていた。すでにみたように、これら2つの金融変数は2節でみたように短期金利や公定歩合という金利変数によって有意に説明される内生変数なのである。これを認める限り、わが国においては、GNPの増大があった場合の金利へのインパクトは少ないことが実証されたのである。(いうまでもなく、この主張は1977年第1半期から1987年第1四半期までの標本期間での結論であることはいうまでもない)。さらに言えば、わが国において、GNPの拡大に伴う短期金利の上昇が少なかったのは中銀貸出と銀行手持現金が利子弾力的であったからにほかならないのである。

2) 非借入準備が増大した場合

非借入準備の増大は準備通貨の供給曲線を右にシフトさせて、(需要曲線はシフトしないから)、短期金利を低下させる。準備通貨の供給曲線の右方へのシフトの大きさは中銀貸出が内生の場合は $(1 + \delta BR / \delta UBR) \cdot \Delta UBR$ であり、外生の場合は ΔUBR であるから外生化の方が供給曲線の右へのシフトは大きい。このような供給曲線シフトの大きさの違いと、供給曲線の傾きの違い(外生の場合は垂直、内生の場合は右上がり)により、非借入準備の増大による短期金利の下落幅は中銀貸出が外生化されている場合の方が大きく(LIML($\alpha=1$) ケースでみると0.05%ポイントと0.19%ポイントの違い)、マネーサプライの増大も大きくなる(第4-2表)。銀行手持現金を外生化した場合には、

第4-2表 非借入準備が1%増大したときの効果

| | BR は内生 VC は内生 | | BR は外生 VC は内生 | | BR は外生 VC は外生 | |
|--------------------|------------------|----------------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | RS | M ₂ | RS | M ₂ | RS | M ₂ |
| OLS | -0.12 | 0.12 | -0.47 | 0.52 | -1.24 | 1.25 |
| TSLs | -0.07 | 0.08 | -0.30 | 0.40 | -1.18 | 1.40 |
| LIML($\alpha=0$) | -0.04 | 0.14 | -0.18 | 0.67 | -0.79 | 2.61 |
| LIML($\alpha=1$) | -0.05 | 0.14 | -0.19 | 0.68 | -0.80 | 2.57 |
| LIML($\alpha=4$) | -0.05 | 0.15 | -0.21 | 0.71 | -0.80 | 2.46 |

注) M₂ は標準ケースからのかい離率(%), RS は標準ケースからのかい離幅(%ポイント)である。

準備通貨の需要曲線の傾きはよりステープになるから、非借入準備の増大による短期金利の下落幅は一層大きくなる (LIML($\alpha=1$) のケースでは短期金利は0.8%ポイントの下落)。

3) 公定歩合を引き上げた場合

① 公定歩合の引上げは供給曲線を左方にシフトさせるとともに、需要曲線を右方にシフトさせ、短期金利を上昇させる。ここでのシミュレーション (LIML ($\alpha=1$)) によれば公定歩合の1%ポイントの引上げは短期金利の1.2%ポイントの上昇をもたらす結果が得られている。ちなみに、中銀貸出、銀行手持現金とも外生扱いの場合は、いうまでもなく公定歩合の引上げによる供給曲線、及び、需要曲線のシフトがないため短期金利の変化は起こらない。また、中銀貸出を外生化した場合には需要曲線のシフトのみ起こる。

そこで、公定歩合の引き上げに伴う短期金利の上昇へのインパクトの大きさを中銀貸出の内生化による分と、銀行手持現金の内生化による分に分解するとOLS ケースでは前者が約66% ($(1.3-0.44)/1.3$)、後者が34%である。また、同時推計法の場合では、前者が42%、後者が約58%となっていることがわかる。

② ここで、公定歩合政策と非借入準備政策を比較してみよう。短期金利に与える影響という観点からみたとき、公定歩合政策と非借入準備政策の有効性の評価は、中銀貸出と銀行手持現金が外生化されているか、内生化されているかによって異なってくる。本金融セクターモデルのように中銀貸出と銀行手持現金が内生化されている場合には、公定歩合政策は非借入準備政策に比較してかなり有効な政策手段であるといえよう。例えば、LIML($\alpha=1$) モデルでみると、公定歩合1%の引下げは短期金利を1.2%引下げますが、これと同じ程度の短期金利の低下を非借入準備で達成するには、非借入準備を約30%も増大させなければならないことがわかる。一方、中銀貸出を信用割当型の関数に、さらに銀行手持現金も利子非弾力的な関数にした仮想的なケースにおいて公定歩合は短期金利の操作には何ら役に立たない政策手段であり、非借入準備政策のみが有効な政策手段となるのである。

第4-3表 公定歩合が1%ポイント上昇したときの効果

| | BR は内生 VC は内生 | | BR は外生 VC は内生 | | BR は外生 VC は外生 | |
|--------------------|------------------|----------------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | RS | M ₂ | RS | M ₂ | RS | M ₂ |
| | OLS | 1.3 | -1.21 | 0.44 | -0.40 | 0 |
| TOLS | 1.2 | -1.36 | 0.69 | -0.74 | 0 | 0 |
| LIML($\alpha=0$) | 1.2 | -3.49 | 0.74 | -2.13 | 0 | 0 |
| LIML($\alpha=1$) | 1.2 | -3.40 | 0.73 | -2.03 | 0 | 0 |
| LIML($\alpha=4$) | 1.2 | -3.16 | 0.69 | -1.78 | 0 | 0 |

注) M₂ は標準ケースからのかい離率 (%), RS は標準ケースからのかい離幅 (%ポイント) である。

IV マクロ・モデルによる政策効果

上記の金融セクター・モデル（ここでは LIML($\alpha=1$) モデルを使用する。）をその一部として組み入れた日本経済のマクロモデルを用いることによって、財政・金融政策がマクロ経済全体に与えるさまざまな影響を分析することができるが、ここでは、冒頭Iでも述べた財政拡大が為替レートに与える効果を見るため、政府投資を増大させた場合の為替レートへの効果をみてみよう。（モデルの全方程式体系は貞広〔1990〕。なおここで用いたマクロモデルによる内挿テストの結果は脚注⁶⁾を見よ。また、非借入れ準備を1%増大させた場合と公定歩合を1%ポイント引下げた場合の乗数効果の結果については脚注⁷⁾に掲げる）。

6) ここで用いたマクロモデルによる1980年第1四半期—86年第4四半期にわたる内挿テストの結果は以下のとおりである。(GNP, FXS は RMSPE (%), RS は RMSE (% point) である。)

モデル全体の内挿テスト

| | BR, VC とも内生 | BR は外生, VC は内生 | BR, VC とも外生 |
|-----|-------------|----------------|-------------|
| GNP | 1.7 | 1.4 | 2.7 |
| RS | 1.97 | 0.67 | 3.8 |
| FXS | 7.8 | 8.3 | 10.3 |

注) GNP: 実質GNP, RS: 短期金利, FXS: 為替レート

7) 非借入れ準備を1%増大させた場合と公定歩合を1%ポイント引下げた場合の乗数効果は付表1と付表2のとおり。

第5表 政府投資増大 (GNPの1%)

| | BR, VC とも内生 | | | BR は外生, VC は内生 | | | BR, VC とも外生 | | |
|-----|-------------|------|------|----------------|------|-------|-------------|------|-------|
| | GNP | RS | FXS | GNP | RS | FXS | GNP | RS | FXS |
| 1年目 | 1.13 | 0.11 | 0.31 | 1.07 | 0.38 | -0.27 | 0.92 | 0.96 | -1.74 |
| 2年目 | 1.46 | 0.15 | 0.73 | 1.22 | 0.61 | -0.80 | 0.86 | 0.87 | -2.06 |
| 3年目 | 1.56 | 0.18 | 1.18 | 1.16 | 0.65 | -0.65 | 0.85 | 0.90 | -1.55 |

注) GNP, FXS はかい離率 (%), RS はかい離幅 (%ポイント)

第5表の結果は前節までの分析ではば予想されたとおりある。すなわち、中銀貸出と銀行手持現金とも内生化した場合においては、財政拡大による金利の上昇が小さく、円レートは減価する。一方、中銀貸出を外生化した仮想モデルにおいては、金利の上昇はやや大きく円レートはわずかながら増価する。さらに中銀貸出と銀行手持現金とも外生化した仮想モデルにおいては金利はさらには上昇し、円レートもさらに増価する。

V まとめと今後の課題

以上の結果より我々は本稿での分析を次のようにまとめることができる。

① 財政拡大によって、円レートが減価しがちなのは、GNPの増大に伴う短期金利の上昇が小さいことによるものである。これを、IS-LM-BP 曲線のコンテクストでいえば、財政拡大にもかかわらず円レートが減価するのは、BP 曲線の傾きが比較的にステイブになっていることにもよろうが、LM の傾きがフラットになっていることも看過できない。なお注意を要するのはここで LM 曲線といっているのは広義のマネーサプライである M_1 や M_2 の需要と供給を均衡させる所得と金利の軌跡である。

② このように LM の傾きがフラットになっているのは、準備通貨の供給曲線と需要曲線がともにフラット、即ち利子弾力的であることに原因がある。準備通貨の供給曲線がフラットであるのは通説とは逆に中銀貸出が利子弾力的な関数になっていること、即ち中銀貸出が利子感応的な民間銀行部門の中銀借入需要に受身的に対応してきたことによるものである。また、準備通貨の需要曲線

がフラットであるのは民間銀行部門の手持現金が利子感応的であることによる。この意味においてわが国においては、準備に含まれていない銀行手持現金が超過準備としての機能を果たしているといえるのである。

③ 以上の分析によって我々はこれまで比較的マクロモデルの中に組み入れられて来なかった中銀貸出と銀行手持現金がマクロ政策効果を分析する上で決して無視することのできない金融変数であることがわかった。ただ、誤解のないように急いで付け加える必要があるのは、中銀貸出を内生化した場合と外生化した場合とで、政策効果にかなりの差異が生じるのは準備通貨の供給の中で中銀貸出がある程度のシェアを占めている場合であるということである（実際1980年末では10.3%、1987年末では20.9%）。このシェアが小さければ中銀貸出を内生化した場合と外生化した場合とでは政策効果に際だった差異は生じなくなる。その意味では、今後の展望として、もし準備通貨に占める中銀貸出のウェイトがますます小さくなり、非借入準備のウェイトが大きくなれば、準備通貨の供給曲線はよりステイブになってゆくことも考えられる。そして、このことは、BP曲線の傾きが不変でもLM曲線の傾きをよりステイブにし、GNPの増大による短期金利へのインパクトをより大きくし、財政拡大によって円レートをより増価させることとなるのである。

④ 最後に今後の課題としてはここでの分析のフレームワークである短期金利決定の理論モデルであるマネー・マーケット・アプローチを本家の米国にそのまま適用し日米のマクロ政策の効果分析を同じ土俵で比較分析することが重要である。

付表1 非借入準備が増大(1%)

| | BR, VC とも内生 | | | BR は外生, VC は内生 | | | BR, VC とも外生 | | |
|-----|-------------|-------|------|----------------|-------|------|-------------|-------|------|
| | GNP | RS | FXS | GNP | RS | FXS | GNP | RS | FXS |
| 1年目 | 0.01 | -0.04 | 0.10 | 0.05 | -0.20 | 0.46 | 0.15 | -0.59 | 1.51 |
| 2年目 | 0.03 | -0.04 | 0.16 | 0.16 | -0.23 | 0.82 | 0.38 | -0.32 | 1.41 |
| 3年目 | 0.04 | -0.04 | 0.16 | 0.22 | -0.22 | 0.83 | 0.38 | -0.36 | 1.24 |

注) GNP, FXS はかい離率(%), RS はかい離幅(%ポイント)

付表2 公定歩合引下げ(1%ポイント)

| | BR, VC とも内生 | | | BR は外生, VC は内生 | | | BR, VC とも外生 | | |
|-----|-------------|-------|------|----------------|-------|------|-------------|----|-----|
| | GNP | RS | FXS | GNP | RS | FXS | GNP | RS | FXS |
| 1年目 | 0.28 | -1.13 | 2.70 | 0.16 | -0.62 | 1.56 | — | — | — |
| 2年目 | 0.82 | -1.06 | 3.80 | 0.40 | -0.35 | 1.48 | — | — | — |
| 3年目 | 1.03 | -1.03 | 3.71 | 0.37 | -0.30 | 1.09 | — | — | — |

注) GNP, FXS はかい離率(%), RS はかい離幅(%ポイント)

付録: 金融セクター・モデルの方程式体系

変数一覧表

内生変数

M_1 : マネーサプライ (M_1)

M_2 : マネーサプライ (M_2)

SEC: 金融債

UBR: 非借入準備

BR: 中銀貸出

LBP: 民間銀行貸出

RRES: 必要準備

RL: 長期金利

DT: 定期性預金

MRS: 準備通貨の供給

MRD: 準備通貨の需要

RS: 短期金利

CURP: 民間部門保有現金通貨

DD: 当座性預金

VC: 銀行手持現金

外生変数

OTH: 中銀その他負債

GNP: 実質GNP

NGP: 対政府純信用

OCDB: 民間銀行に対す BR 以外の信用

RT: 預金金利

REUD: ユーロダラー金利

PC: 消費デフレター

rr: 準備率 (implicit)

NFA: 対外純資産

RDIS: 公定歩合

PGNP: GNPデフレター

IFPV: 名目民間設備投資

CD: 譲渡可能性定期預金

推計期間

1977年第1四半期~1987年第1四半期

方程式体系

定義式

$$M_1 = \text{CURP} + \text{DD}$$

$$M_2 = M_1 + \text{DT}$$

$$\text{UBR} = \text{NFA} + \text{NGP} + \text{OCDB}$$

$$\text{MRS} = \text{UBR} + \text{BR}$$

$$\text{MRD} = \text{CURP} + \text{RRES} + \text{VC} + \text{OTH}$$

$$RRES = rr \cdot (DD + DT + SEC + CD)$$

$$MRS = MRD$$

構造方程式

$$\text{LOG}(VC) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(RRES) + a_2 \cdot RS + a_3 \cdot RDIS$$

| | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | R^2 | S | DW | k |
|--------------------|---------------|-----------------|-----------------|----------------|-------|-------|-----|------|
| OLS | 2.02 (5.9) | 0.753 (16.5) | -0.092 (3.7) | 0.070 (2.3) | 0.87 | 0.062 | 1.3 | |
| TOLS | 1.72 (4.2) | 0.798 (14.6) | -0.180 (4.4) | 0.172 (3.6) | 0.83 | 0.072 | 1.4 | |
| LIML($\alpha=0$) | 1.37 (2.3) | 0.851 (10.7) | -0.285 (4.0) | 0.294 (3.5) | 0.66 | 0.100 | 1.2 | 1.38 |
| LIML($\alpha=1$) | 1.42 (2.6) | 0.842 (11.2) | -0.269 (4.1) | 0.276 (3.5) | 0.69 | 0.096 | 1.2 | 1.34 |
| LIML($\alpha=4$) | 1.56 (3.2) | 0.823 (12.6) | -0.230 (4.3) | 0.231 (3.6) | 0.76 | 0.084 | 1.3 | 1.22 |

$$\text{LOG}(CURP/PGNP) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(GNP) + a_2 \cdot RS$$

| | a_0 | a_1 | a_2 | R^2 | S | DW | k |
|--------------------|---------------|----------------|------------------|-------|-------|-----|------|
| OLS | -7.81 (19) | 1.04 (31.8) | -0.0071 (3.0) | 0.96 | 0.024 | 0.5 | |
| TOLS | -7.81 (19) | 1.04 (31.8) | -0.0072 (3.1) | 0.96 | 0.024 | 0.5 | |
| LIML($\alpha=0$) | -7.78 (19) | 1.04 (31.6) | -0.0081 (3.2) | 0.96 | 0.024 | 0.5 | 5.68 |
| LIML($\alpha=1$) | -7.78 (19) | 1.04 (31.6) | -0.0080 (3.2) | 0.96 | 0.024 | 0.5 | 5.65 |
| LIML($\alpha=4$) | -7.78 (19) | 1.04 (31.6) | -0.0080 (3.2) | 0.96 | 0.024 | 0.5 | 5.54 |

$$\text{LOG}(DD/PGNP) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(GNP) + a_2 \cdot RS$$

| | a_0 | a_1 | a_2 | R^2 | S | DW | k |
|--------------------|----------------|----------------|------------------|-------|-------|-----|------|
| OLS | 0.033 (0.1) | 0.51 (13.2) | -0.0120 (4.4) | 0.84 | 0.029 | 0.7 | |
| TOLS | 0.033 (0.1) | 0.51 (13.2) | -0.0120 (4.3) | 0.84 | 0.029 | 0.7 | |
| LIML($\alpha=0$) | 0.033 (0.1) | 0.51 (13.2) | -0.0120 (4.1) | 0.84 | 0.029 | 0.7 | 4.92 |
| LIML($\alpha=1$) | 0.033 (0.1) | 0.51 (13.1) | -0.0120 (4.1) | 0.84 | 0.029 | 0.7 | 4.88 |
| LIML($\alpha=4$) | 0.033 (0.1) | 0.51 (13.2) | -0.0120 (4.1) | 0.84 | 0.029 | 0.7 | 4.76 |

$$\text{LOG}(\text{DT}/\text{PGNP}) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(\text{GNP}) + a_2 \cdot \text{RS} + a_3 \cdot \text{RT}$$

| | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | R^2 | SD | W | k |
|--------------------|---------------|----------------|------------------|-----------------|-------|-------|-----|------|
| OLS | -15.9 (56) | 1.87 (83.9) | -0.0090 (2.2) | 0.0102 (1.3) | 0.995 | 0.015 | 0.6 | |
| TOLS | -16.0 (55) | 1.87 (82.8) | -0.0116 (2.5) | 0.0147 (1.7) | 0.995 | 0.015 | 0.7 | |
| LIML($\alpha=0$) | -16.7 (31) | 1.92 (47.3) | -0.0403 (3.1) | 0.0654 (2.8) | 0.988 | 0.025 | 0.8 | 3.86 |
| LIML($\alpha=1$) | -16.7 (32) | 1.92 (48.7) | -0.0391 (3.1) | 0.0630 (2.8) | 0.988 | 0.024 | 0.8 | 3.82 |
| LIML($\alpha=4$) | -16.6 (35) | 1.91 (52.5) | -0.0357 (3.2) | 0.0574 (2.8) | 0.990 | 0.022 | 0.8 | 3.70 |

$$\text{LOG}(\text{SEC}/\text{PGNP}) = a_0 + a_1 \cdot \text{LOG}(\text{GNP}) + a_2 \cdot \text{RS} + a_3 \cdot \text{REUD}$$

| | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | R^2 | SD | W | k |
|--------------------|---------------|----------------|------------------|-----------------|-------|-------|-----|------|
| OLS | -18.2 (59) | 1.90 (77.3) | -0.0059 (2.8) | 0.011 (11.2) | 0.99 | 0.018 | 0.9 | |
| TOLS | -18.2 (59) | 1.90 (77.2) | -0.0056 (2.7) | 0.011 (11.2) | 0.99 | 0.018 | 0.9 | |
| LIML($\alpha=0$) | -18.1 (59) | 1.91 (77.2) | -0.0053 (2.4) | 0.011 (11.2) | 0.99 | 0.018 | 0.9 | 2.45 |
| LIML($\alpha=1$) | -18.1 (59) | 1.91 (77.2) | -0.0053 (2.4) | 0.011 (11.2) | 0.99 | 0.018 | 0.9 | 2.41 |
| LIML($\alpha=4$) | -18.1 (59) | 1.91 (77.2) | -0.0053 (2.4) | 0.011 (11.2) | 0.99 | 0.018 | 0.9 | 2.29 |

$$\text{BR} = a_0 + a_1 \cdot \text{UBR} + a_2 \cdot \text{LBP} + a_3 \cdot \text{RS} + a_4 \cdot \text{RDIS} + a_5 \cdot \text{D803}$$

| | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | a_5 | R^2 | S | DW | k |
|--------------------|---------------|-----------------|----------------|---------------|----------------|---------------|-------|-----|-----|------|
| OLS | 5027 (6.9) | -0.318 (4.6) | 0.016 (5.6) | 629 (3.6) | -1052 (5.1) | 1981 (3.9) | 0.70 | 429 | 1.2 | |
| TOLS | 4954 (6.0) | -0.340 (4.3) | 0.017 (5.1) | 1182 (4.5) | -1691 (5.4) | 1695 (2.9) | 0.62 | 488 | 1.4 | |
| LIML($\alpha=0$) | 4875 (4.5) | -0.363 (3.5) | 0.017 (4.1) | 1756 (4.2) | -2356 (4.8) | 1397 (1.8) | 0.34 | 639 | 1.3 | 1.29 |
| LIML($\alpha=1$) | 4887 (4.6) | -0.360 (3.6) | 0.017 (4.2) | 1670 (4.2) | -2255 (4.9) | 1442 (1.9) | 0.40 | 612 | 1.4 | 1.35 |
| LIML($\alpha=4$) | 4917 (5.2) | -0.351 (4.0) | 0.017 (4.6) | 1454 (4.4) | -2006 (5.1) | 1554 (2.3) | 0.51 | 551 | 1.4 | 1.20 |

黒田晃生 (1988), 『日本の金融市場』, 東洋経済

古川 顕 (1985) 『現代日本の金融分析』, 東洋経済

貞広 彰 川崎研一, 丸山雅章, 金城毅 (1987), 「世界経済モデルにおける日本経済モデル」, 『経済分析』, 第110号, 経済企画庁経済研究所

貞広 彰 (1990), 「日本経済のマクロ計量モデル」, (未定稿)