

## 窓口規制の有効性

—堀内・江口論争をめぐる—

古 川 顕

### I はじめに

最近の本誌紙上において、堀内昭義氏と江口英一氏の間に窓口規制の有効性についての興味ある論争が展開された<sup>1)</sup>。「窓口指導」それ自体は金融機関全体を通じて供給される貸出の総額を抑制する手段としての有効性を持っておらず、もしそれが何らかの効果を持つとすれば、むしろ貸出の供給される経路を変更させる機能を持っている<sup>2)</sup>という堀内氏の主張に対し、江口氏は「窓口規制は引締め的手段として有効であること、すなわち、それは総体としての金融機関貸出をすくなくとも方向として抑制することが判明した<sup>3)</sup>」(傍点、江口)と反駁する。

この論争は細部を別にすれば、江口氏によって示された明示的な理論モデルに堀内氏が同意しつつも、そのモデルの基軸的ともいえる仮定において、両者の見解が最終的に異なるという形でピリオドが打たれている。すなわち、江口氏はわが国金融機関の支払準備がコール・手形レートなどの短期市場金利の減少関数とみなすのに対し、堀内氏の方は準備金需要は短期市場金利の変化に無反応であると仮定する。

このように窓口規制が有効な政策手段であるか否かは金融機関の現実の支払準備が短期市場金利の変化に有意に反応しているかどうかというすぐれて実証的な問題に帰着する。したがって金融機関の準備金保有行動が実証的に明らかにされないかぎり、窓口規制が有効ないしは無効であるという確定的な結論を得ることはできない。

以下では、まず江口氏のそれをより一般的な形に修正したモデルを用いて堀内・江口論争の要点を確認し、ついでわが国の金融機関を業態別にブレイク・ダウンしてそれぞれの準備金需要関数の計測を行なう。そしてこれらの理論的・実証的分析を通じて、未だ十分なコンセン

サスの得られていない窓口規制の有効性に関し、肯定的かつ明白な結論を導くことができると思われる。

### II 窓口規制のモデル

わが国の金融市場の特徴を織り込んだ理論モデルを設定するのに伴う困難の1つは、貸出市場の構造が十分に明らかになっていないという点である。わが国の場合、貸出金利が公定歩合との制度的連動性や金利調整の遅れのために不均衡水準に決定される可能性が<sup>4)</sup>よく、そのため非価格的な信用割当(nonprice rationing)が成立する余地も大きいとする考え方が支配的である。しかし他方では金利、とくに実効金利による貸出資金需給の調整の可能性も否定しがたいように思われる<sup>4)</sup>。信用割当成立の可否によってモデルは異なってくるため、最初にまず貸出金利が需給調整機能を果たしているより一般的なケースを考察する。このとき窓口規制は次のように記述されるモデルを用いて分析しよう。

- (1)  $Z + \bar{N} = R^D + \overline{CUR}$
- (2)  $CL + R^D + L^S = D + \bar{N}$
- (3)  $CL = 0$
- (4)  $L^S = L^D$
- (5)  $L^S = \bar{L}_1 + L_2$
- (6)  $D = D_1 + D_2$

4) 浜田・岩田・石山[5]はFair=Jaffeeにより開発された不均衡分析の手法を用いて日本の貸出市場の性格を分析した結果、市場が均衡しているとの仮定に立つよりも不均衡であるとの仮定に立つ方がもっともらしい推定結果が得られたとして、日本の貸出市場において信用割当が成立する可能性が大きいと主張する。これに対し拙稿[8]ではほぼ同様の観点から分析を試みたが、その結果は浜田氏等とは対照的に不均衡仮説よりも均衡仮説を支持するものであった。なおこれらの分析はともに貸出の名目金利を対象としているが、実効金利ベースを考慮すれば、貸出市場における需給均衡の可能性が<sup>4)</sup>よまるとも考えられる。こうした実効金利による市場の調整機能を重視する代表的なものとして寺西[4]がある。

1) 堀内[6],[7]および江口[1],[2]を参照せよ。

2) 堀内[6] p. 212。

3) 江口[1] p. 244。

$$(7) D_1 = m_1 \bar{L}_1 + m_2 L_2 + \alpha Z - \beta \overline{CUR}; m_1 > m_2$$

$$(8) D_2 = (1 - m_1) \bar{L}_1 + (1 - m_2) L_2 + (1 - \alpha) Z - (1 - \beta) \overline{CUR}$$

$$(9) R^D = f(q, \rho, D); f_1 > 0, f_2 < 0, f_3 > 0$$

$$(10) L_2 = g(i, \rho, D_2); g_1 > 0, g_2 < 0, g_3 > 0$$

$$(11) L^D = h(i, t); h_1 < 0, h_2 > 0$$

ここで各変数の定義は次のとおりである。

$Z$ : 日本銀行の対政府純信用(対外純資産を含む),  $N$ : 日銀貸出,  $R^D$ : 市中金融機関の現金準備(日銀預け金を含む),  $CUR$ : 流通現金通貨,  $CL$ : ネットのコール・ローン,  $L^S$ : 市中金融機関の貸出供給残高,  $D$ : 預金残高,  $L^D$ : 市中金融機関からの借入需要残高,  $L_1$ : 都市銀行貸出残高,  $L_2$ : その他金融機関貸出残高,  $D_1$ : 都市銀行預金残高,  $D_2$ : その他金融機関預金残高,  $q$ : 法定預金準備率,  $\rho$ : コール・レート,  $i$ : 貸出実効金利,  $t$ : 経済活動水準。

各式について簡単に説明しておこう。(1)式, (2)式はそれぞれ日本銀行と市中金融機関のバランス・シートを示す。(3)式はコール市場の需給均衡式であり, (4)式は貸出市場の均衡式を表わす。(5)式, (6)式については自明であるが, ただ(5)式において都市銀行の貸出のみが外生化されている(変数上の-はそれが外生変数であることを示す)のは, 市中金融機関全体の貸出のうち都市銀行の貸出が窓口規制によって実効的に規制されるのに対し, その他金融機関はその適用を受けないということ仮定している点に留意すべきである<sup>5)</sup>。次に(7)および(8)式はそれぞれ都市銀行, その他金融機関の預金の定義的な決定式を示す。すなわち, 都市銀行の預金は貸出のうち預金として歩留まる部分((7)式の右辺第1項と第2項)と対政府信用供与残高のうち都市銀行への預金の形で歩留まる部分(右辺第3項)の合計より都市銀行からの現金漏出額(右辺第4項)を控除したものと表わしうる。ここで  $m_1, m_2$  はそれぞれ都市銀行とその他金融機関の貸出の都市銀行への預金歩留り率であり, 一般に  $m_1 > m_2$  と仮定できる。また  $\alpha$  は対政府信用供与の中で都市銀行の預金となる割合を,  $\beta$  は民間非金融部門

5) 窓口規制が有効であるか否かの議論の前提として, 個別の銀行がその規制枠を守ることが必要である。いわゆる「含み貸出」の問題に象徴されるように, 銀行が窓口規制に従うという保証は必ずしも存在しない。窓口規制の枠がどの程度守られているかについて, 従来から全く公表されていないために確かなことは云えないけれども, もし都市銀行などが規制枠を守らなるとすれば, その行動を熟知している日本銀行が最近のように窓口規制を半ば恒常的に実施することはないはずである。

の現金通貨需要のうち都市銀行から漏出する比率をあらわす。(8)式に示されるようにその他金融機関の預金の決定式も(7)式と全く対照的に取り扱うことができる<sup>6)</sup>。さらに(9)式は市中金融機関全体の現金準備に対する需要関数であり, その偏微係数に示されるように, 法定準備率の増加関数, コール・レートの減少関数, 預金の増加関数であると仮定される。(10)式は窓口規制対象外金融機関の貸出供給関数であるが, 貸出金利および預金についての増加関数, コール・レートの減少関数であると仮定される。最後に(11)式は民間非金融部門の借入れ需要関数を示し, 貸出金利の減少関数, 経済活動水準の増加関数であると仮定される。

さて上述の体系は(1)~(11)式で記述されるが, 体系における内生変数は,  $R^D, CL, L^S, D, L^D, L_2, D_1, D_2, \rho, i$  の合計10個である。したがって方程式の数が未知数の数より1個多く, このモデルは一見, 過剰決定のようにみえる。しかし(2)式を移項し, これに(5)~(8)式を代入し整理すれば次式が得られる。

$$(12) CL = (D + \bar{N}) - (R^D + L^S) \\ = (\bar{Z} + \bar{N}) - (R^D + \overline{CUR})$$

これより, (3)式のコール市場の均衡式が成立すれば日本銀行の予算制約式を示す(1)式が必ず成り立つからモデルにおける方程式は1つ余分であり, したがって以上の体系は完全に閉じていることが理解できるのである。

(12)式はきわめて重要な含意をもっている。すなわち, (1)式の右辺はハイ・パワー・マネーに対する需要であり, 左辺はその供給を示すから, これをハイ・パワー・マネーの需給均衡式として解釈しうる。また(1)式を変形すれば,  $\bar{Z} + \bar{N} - \overline{CUR} = R^D$  となるが, この式の右辺は準備金に対する需要を, 左辺はその供給を示すから, (1)式は同時に準備金市場の均衡式とみなすことができる。そこで(12)式を考慮すれば, ハイ・パワー・マネー市場の均衡=準備金市場の均衡=コール市場の均衡という等義的な関係を見出すことができる。それゆえコール市場における超過需要( $CL < 0$ )がコール・レート( $\rho$ )の上昇によってクリアーされることは, 準備金ないしはハイ・パワー・マネーに対する超過需要( $R^D - R^S > 0$ , ただし  $R^S = \bar{Z} + \bar{N} - \overline{CUR}$ )がコール・レートの

6) 江口 [1], [2] におけるモデルとわれわれのモデルがもっとも異なるのはこの預金決定式である。すなわち, 江口氏の場合窓口規制の強化如何にかかわらず, 都市銀行とその他金融機関の預金シェアが不変であるという相当につよい仮定を置いているが, われわれのモデルは預金シェアが可変的なケースをも考察しうるようになっている。

上昇によってクリアーされねばならないことになる。つまり、準備金需要がコール・レートの減少関数であることは、コール市場および準備金市場(およびハイ・パワード・マネー市場)で均衡が成立するための必要条件であるといえる<sup>7)</sup>。

さて簡単な比較静学分析を試みるために、上述の体系を全微分し、 $dL_2, di, d\rho$  について整理すると次の3つの式が導かれる(ただし  $dCUR=0$  とする)。

$$\begin{aligned} f_3 dL_2 + f_2 d\rho &= -f_3 dL_1 + (1-f_3)Z + dN - f_1 dq \\ dL_2 - h_1 di &= -dL_1 + h_2 dt \\ [1 - (1-m_2)g_3] dL_2 - g_1 di - g_2 d\rho &= (1-m_1)g_3 dL_1 + \\ &\quad (1-\alpha)g_3 Z \end{aligned}$$

この体系のヤコビアン行列式を  $J_1$  とすると、

$$\begin{aligned} J_1 &= h_1 [f_3 g_2 + f_2 \{1 - (1 - (1 - m_2)g_3)\}] - f_2 g_1 > 0 \\ (\because 0 < g_3 < 1, 0 < m_2 < 1) \end{aligned}$$

したがって都市銀行に対する窓口規制枠の変化が体系に及ぼす効果は次のようになる。

$$\begin{aligned} dL_2/dL_1 &= \{-f_3 g_2 h_1 + f_2 g_1 + (1-m_1)f_2 g_3 h_1\}/J_1 \\ dL^S/dL_1 &= 1 + dL_2/dL_1 = f_2 h_1 [1 - (m_1 - m_2)g_3]/J_1 > 0 \\ (\because 0 < m_2 < m_1 < 1, 0 < g_3 < 1) \end{aligned}$$

$$di/dL_1 = f_2 \{1 - (m_1 - m_2)g_3\}/J_1 < 0$$

$$d\rho/dL_1 = -f_3 h_1 \{1 - (m_1 - m_2)g_3\}/J_1 > 0$$

すなわち、窓口規制の強化(都市銀行貸出の削減)は最終的に、市中金融機関全体の貸出を減少させるとともに、貸出市場金利の上昇、コール・レートの低下という結果を招くことになる。ただその他金融機関の貸出に及ぼす影響については、窓口規制の強化によって誘発されるその他金融機関の預金減少が貸出を抑制する効果とコール・レートの低下および貸出金利の上昇が貸出を促進させるという相反する効果が働き、確定的な結論は得られない<sup>8)</sup>。

7) 江口 [2] p. 83 参照。

8) 窓口規制は他のオーソドックスな政策手段と併用されるのが通常である。このモデルで窓口規制が実施されているもとの他の政策手段が体系に及ぼす効果を分析すると

$$dL_2/dN = g_2 h_1 / J_1 > 0, di/dN = [f_3 g_2 + f_2 \{1 - (1 - m_2)g_3\}] / J_1 < 0$$

$$d\rho/dN = [-g_1 + h_1 \{1 - (1 - m_2)g_3\}] / J_1 < 0$$

$$dL_2/dq = -f_1 g_2 h_1 / J_1 < 0, di/dq = -f_1 g_2 / J_1 > 0$$

$$d\rho/dq = f_1 [g_1 - h_1 \{1 - (1 - m_2)g_3\}] / J_1 > 0$$

となる。すなわち、日銀貸出の削減および預金準備率の引上げはともに、その他金融機関の貸出を抑制し、貸出市場金利およびコール・レートを上昇させる。これより窓口規制単独よりも、他の正統的な金融政策手段との併用による方が全体としての引締め効果がより

このように窓口規制は市中金融機関の貸出を全体として抑制するという意味で有効な政策手段であるといえるが、この理論的帰結は既に述べたように、準備金需要がコール・レートの変動に対して有意に反応するか否かに依存することは明らかである。何故なら  $f_2=0$  ならば  $dL^S/dL_1=0$  となり、全体としての貸出供給に何の変化も生じないからである。なお窓口規制の強化が都市銀行とその他金融機関の預金シェアに及ぼす影響については、 $f_2 < 0$  の場合、一義的なことは云えないけれども、かりにも  $f_2=0$  ならば次のような興味ある結果が得られる。いま都市銀行の預金シェアを  $\gamma (=D_1/D)$  とすると、

$$\begin{aligned} d\gamma/dL_1 &= (DdD_1/dL_1 - \gamma dD/dL_1)/D \\ &= (m_1 - m_2)f_3 g_2 h_1 / J_1 > 0 \\ (\because dD/dL_1 = dL^S/dL_1 = 0) \end{aligned}$$

すなわち、金融機関の支払準備が短期金融市場金利の変化に非感応的な場合、窓口規制の強化は都市銀行の預金シェアを減少させ、逆にその他金融機関の預金シェアを増大させるという差別的な効果を伴うといえる。

以上は貸出市場において信用割当が成立せず、貸出金利が資金需給を調整するよう伸縮的に動く状況での窓口規制の効果であるが、次に信用割当が成立している状況について考察しよう。この状況のもとでは、市場で取引される現実の貸出額は借手の事前の需要とは独立に専ら貸手の事前的な供給によって決定される。こうした信用割当機構を上モデルに導入するためのもっとも簡単なしかも現実的な方法は、(4)式および(11)式を削除し、貸出金利は外生的に決定される( $i=i$ )とみなすことである。そうすれば、方程式が2つ減り同じく未知数も2つ減る( $L^D$ と $i$ )から、依然体系は完結している。この修正されたモデルによって窓口規制の効果を求めると

$$dL^S/dL_1 = -f_2 \{1 - (m_1 - m_2)g_3\} / J_2 > 0$$

$$d\rho/dL_1 = f_3 \{1 - (m_1 - m_2)g_3\} / J_2 > 0$$

となる。ただし  $J_2 = -f_3 g_2 - f_2 \{1 - (1 - m_2)g_3\} (> 0)$  である。したがってこの場合においても、 $f_2 > 0$  であるかぎり窓口規制は有効であり、 $f_2 = 0$  である場合のみ全体の貸出は不変、つまりそれは単に貸出供給の径路を変更する手段としての意味しかもちえない訳である。

信用割当が成立する場合とそうでない場合では窓口規制の及ぼす効果において殆ど差異はないが、ただ異なるのはその効果の強さという点である。いま信用割当が成立する場合の窓口規制が全体の貸出供給に及ぼす効果を

大きく表われることが確認できる。

$(dL^S/dL_1)^*$  とし、成立しない場合の効果をもそのまま  $dL^S/dL_1$  と表わすと、先の計算結果から

$(dL^S/dL_1)^* - dL^S/dL_1 = f_2^2 g_1 \{1 - (m_1 - m_2) g_3\} / J_1 J_2 > 0$  となる。つまり信用割当が成立している場合の方がそうでない場合よりも窓口規制の有効性が大きいといえることができる。

### III 準備金需要関数の計測

前節から明らかのように、金融機関保有の現金準備が短期金融市場金利の変化に反応するか否かを検証することによって、間接的な形で窓口規制の有効性を実証することができる。わが国の金融機関の現金準備保有についての実証研究は皆無に等しいが、唯一の例外として鈴木淑夫氏による分析がある<sup>9)</sup>。鈴木氏はその分析を通じて、日本の現実の銀行保有現金はコール・レートの変動に対して有意な反応を示していないことから、それは「預金の受払や手形交換戻などの決済に必要な最低限の運転残高から成っており、いわゆる idle balance がほとんど存在しない」<sup>10)</sup>と指摘する。もしこれが事実とすれば、窓口規制は有意でないという結論が導かれる筈である。

わが国の市中金融機関における現金準備の決定関数(準備金需要関数)を計測するために、前節の(9)式を次のような対数線形モデルの形に書き改めて specification を行なう。

$$\log R^D = a_0 + a_1 \log RCW + a_2 \log QW(DD+DT) + u$$

ここで  $R^D$  は前と同様に市中金融機関の現金準備残高、 $RCW$  はコール・レート、 $QW$  は法定準備率、 $DT$  は定期性預金残高(定期預金+定期積金)、 $DD$  は定期性預金以外の預金残高を表わす。したがって  $DD+DT$  は金融機関の全預金残高であり、 $QW(DD+DT)$  はいわゆる法定準備(必要準備)に相当する。 $u$  は攪乱項である。

さらに具体的なデータの採択において、 $RCW, QW$  をそれぞれ次のように求める。

$$RCW = w_1 RCS + (1 - w_1) RCL$$

$$QW = w_2 QDD + (1 - w_2) QDT$$

ここで  $RCS$  は無条件物レート(東京・月中平均)、 $RCL$  は月越物レート(同)、ウェイト  $w_1$  は無条件物残高(全国)と月越物残高(同)の合計に占める無条件物の比率を表わす。つまり、 $RCW$  はコール市場においてもっとも比重の大きい無条件物と月越物の加重平均レートである。なお月越物コールは昭和47年6月以降廃止され手形売

買市場にとってかわられたから、これ以降は手形レートおよび手形売買市場残高を用いた。また  $QDT$  と  $QDD$  はそれぞれ定期性預金、その他預金に対する法定準備率であり、ウェイト  $w_2$  は総預金に占めるその他預金の比率を表わすから、 $QW$  は結局、法定準備率の加重平均値である。なお  $QDD, QDT$  は都市銀行を含む全国銀行の場合、預金規模に応じてその値が異なるという問題があるが、ここでは簡単のために最大の預金規模区分に適用される準備率を採用した。

以上のデータはすべて『経済統計年報』からとることができるが、最後に被説明変数の現金準備( $R^D$ )として何を採択するかという問題が残る。鈴木氏の場合はマネー・サプライ・ベースでの銀行保有現金(日銀預け金を含まない銀行手持ちの銀行券・補助貨)を対象とするが、われわれは市中金融機関の準備金保有行動をより詳細に検討するために、全国銀行・都市銀行・相互銀行・信用金庫という4つの業態別にブレイク・ダウンしてそれぞれの保有準備を分析する。この保有準備に該当するデータとしては、『経済統計年報』の各金融機関勘定の資産欄に記載された「現金」および「預け金」の項目がある。以下の計測においては、被説明変数として「現金」のみをとる場合と「現金」と「預け金」の合計をとる場合の2通りについて行なうことにした<sup>11)</sup>。

計測はすべて月次データをもとに行ない、その対象期間は全国銀行、都市銀行、相互銀行については昭和41年1月から53年12月まで(sample size 156個)、信用金庫については昭和43年1月から53年12月まで(同132個)である<sup>12)</sup>。推定方法は単純最小自乗法を用いたが、そのままでは攪乱項にかなり強い正の系列相関が存在し推定結果に好ましくない影響を及ぼす可能性があるため、いわゆる「コ克蘭=オーカットの繰返し法」(Cochrane=Orcutt iterative technique)を利用した

11) 「現金」には金融機関保有の小切手・手形が含まれている。また「預け金」の内容は公表されていないが、日銀預け金と他の民間金融機関への預け金が含まれる筈である。銀行の狭義の支払準備(第一線準備)は手持ち保有現金と日銀預け金であるが、金融機関の業態別にはこの数字を取り出すことができないため、被説明変数として、「現金」とそれに「預け金」を加えた2通りのケースを考慮することにした訳である。

12) 計測期間を昭和41年1月以降としたのは、長期国債が発行されるようになってからの金融機関の支払準備を分析しようとしたからである。ただし信用金庫については、定期性預金についてのデータが昭和43年以前ではとれないため、43年1月以降が計測の対象となった。

9) 鈴木[3]第3章。

10) 鈴木, 前掲書 p. 90。

表 1 準備金需要関数 (準備金=「現金」の場合)

	定数項	コール・レート $\log RCW$	必要準備 $\log QW$ ( $DD+DT$ )	$\bar{R}^2$	SE	$\hat{\rho}$	DW
全国銀行	2.987 (37.80)	-0.172 (-6.35)	0.397 (54.56)	0.95080	0.078	0.220	2.029
都市銀行	2.741 (37.02)	-0.183 (-7.05)	0.410 (57.60)	0.95561	0.063	0.341	2.132
相互銀行	0.980 (5.36)	-0.366 (-5.04)	0.657 (22.52)	0.76782	0.252	0.914	2.262
信用金庫	-1.035 (-4.28)	-0.658 (-8.76)	0.926 (24.69)	0.82450	0.263	0.835	2.043

(注) 1.  $\bar{R}^2$ : 自由度調整済決定係数, SE: 残差の標準偏差,  $\hat{\rho}$ : 1階の自己回帰係数推定値, DW: ダービン・ワトソン比。  
 2. ( ) 内は t-value。  
 3. 計測期間昭和41年1月~53年12月, ただし信用金庫のみ昭和43年1月~53年12月。

表 2 準備金需要関数 (準備金=「現金」+「預け金」の場合)

	定数項	コール・レート $\log RCW$	必要準備 $\log QW$ ( $DD+DT$ )	$\bar{R}^2$	SE	$\hat{\rho}$	DW
全国銀行	2.684 (34.56)	-0.155 (-5.81)	0.454 (63.53)	0.96330	0.084	0.143	2.031
都市銀行	2.519 (28.19)	-0.194 (-6.24)	0.462 (53.90)	0.94964	0.073	0.372	2.196
相互銀行	1.478 (9.00)	-0.472 (-7.23)	0.694 (26.49)	0.81932	0.226	0.830	2.343
信用金庫	1.930 (9.76)	-0.997 (-16.21)	0.870 (28.33)	0.87200	0.215	0.875	1.855

(注) 表1に同じ。

(ただし, 1次の系列相関を修正するとどめた)。

表1は被説明変数として金融機関の手持ち現金をとった場合の推定結果である。一見して明らかのように, 結果はきわめて良好である。すなわち, 相互銀行と信用金庫の決定係数は他に比べて若干低いけれども総じて式の説明力は高く, しかもコール・レートと必要準備の2つの説明変数はすべての金融機関について望ましい符号条件を満たし, かつそれらは統計的に高度に有意(すべて1%水準で有意)である。市中金融機関の支払準備の決定要因として, 必要準備がおそらく高度の有意性を示すであろうことは予想されたことであるが, コール・レートもすべての金融機関についてきわめて高い説明力もっていることは強調するに値する。このことは前述の鈴木氏の分析, つまり日本の銀行の保有現金がコール・レートの変化に対して有意に反応していないという結果とは完全に矛盾しているように思われる<sup>13)</sup>。

つぎに表2は現金と預け金の合計を被説明変数とした

場合の推定結果を示しているが, 支払準備の定義を広くとったこの場合においても, 全般に説明力が高まっている

13) ちなみにわれわれは鈴木氏と同様に, マネー・サプライ・ベースでの銀行手持ち現金(『経済統計年報』の「マネーサプライおよび関連指標」欄における全国銀行等保有現金)について推定を行なった。その結果は次の通りであった。

$$\log R^D = 1.441 - 0.071 \log RCW + 0.346 \log QW(DD+DT)$$

(13.07) (-1.49)  
(28.40)

$$\bar{R}^2 = 0.88924, SE = 0.128, \hat{\rho} = 0.089, DW = 1.721$$

ここで  $QW$  は全国銀行の法定準備率(加重平均値)を用い計測期間は該当するデータをすべてとることのできる昭和42年1月から51年12月まで(sample size 120個)とした。この結果が示すようにコール・レートは期待される符号条件を満たしているものの, その有意性は表1, 表2の推定結果と比べて格段に低い。しかしこの場合でも10%水準でコール・レートは有意に効いている。

る点(ただし都市銀行のみ決定係数は若干低下)を除けば、表1の場合と全く同様のことが云える。

なお上の推定結果においてとくに注目されるのは、金融機関の業態に応じて準備金保有行動が異なるという点である。このことは金融機関によって説明変数の係数推定値がかなり大幅に異なるという事実によって確認できる。表1、表2に共通して云えるように、コール・レートの推定値、すなわち支払準備のコール・レートについての弾力性は相互・信金など小規模金融機関の方が都市銀行などに比べて大きい。必要準備の係数推定値についても同様のことがいえる。これはしばしば余資金融機関とされる相互銀行や信用金庫の方が相対的に過剰な支払準備を保有し、必要準備の変動に対してはもちろん、機会費用としての短期金融市場金利の変化に対しても保有準備の量的調整が比較的容易に行なわれやすいからであるとみられる。

ともかく以上の準備金需要関数における計測結果は、わが国金融機関保有の現金準備が金融機関によって程度の差はあるものの、短期金融市場金利の変化にきわめて弾力的に反応していることを示している。この事実を前節の理論的分析に照らして斉合的に解釈するかぎり、金

融政策手段として種々の問題点を有するものの窓口規制が有効な政策手段であることは否定しがたいと思われる。

(大阪大学教養部)

#### 参考文献

- [1] 江口英一「コメント：堀内昭義『『窓口指導』の有効性』『経済研究』第28巻第3号(昭和52年7月)。
- [2] 江口英一「短期金融市場のワーキングについて——堀内昭義氏のリジョインダーへの答えもかねて」『経済研究』第29巻第1号(昭和53年1月)。
- [3] 鈴木淑夫『金融政策の効果——銀行行動の理論と計測』東洋経済新報社、昭和41年。
- [4] 寺西重郎「長期資金市場と短期資金市場」『季刊現代経済』No.17(昭和50年3月)。
- [5] 浜田宏一・岩田一政・石山行忠「日本の貸出市場における不均衡について」『経済研究』第28巻第3号(昭和52年7月)。
- [6] 堀内昭義『『窓口指導』の有効性』『経済研究』第28巻第3号(昭和52年7月)。
- [7] 堀内昭義「江口英一氏のコメントに答える——窓口規制の有効性について」『経済研究』第29巻第1号(昭和53年1月)。
- [8] 古川顕「不均衡分析と日本の貸出市場」『季刊理論経済学』第30巻第2号(昭和54年8月)。