

## 「窓口指導」の有効性\*

堀 内 昭 義

### I はじめに

従来、日本銀行はいくつかの金融政策の手段と並んで、都市銀行を中心とする金融機関の一部に対して、その貸出量を直接的に規制するという方法を金融引締め的重要手段として使用してきた。この手段が「窓口指導」と呼ばれるものである<sup>1)</sup>。このような直接的な規制が持つ弊害は多くの論者によって指摘されてきたが、しかし、今日においても、「窓口指導」は金融引締め手段としてきわめて有効であるという意見が大勢を占めているように思われる<sup>2)</sup>。この論文では、鈴木淑夫[3]以来標準的となった、コール資金市場の調整機能を重視する金融モデルにもとづいて、理論的ならびに実証的分析を行い、その結果から、従来の「窓

口指導」が有意な効果を持つ金融政策手段とは考えられないことが主張される。まず、次の第II節では、「窓口指導」自体の金融引締め効果が理論的に検討され、それが有効な引締め手段とは考えられないことが明らかにされる。この結果は、貸出資金市場の競争条件の如何や、(実効的な)貸出金利の調整機能の有無によって直接影響を受けるものではないのである。そして、第III節では、第II節で主張された命題を裏づけるために、第II節の理論モデルにもとづいて単純な実証的分析がおこなわれる。ここで示される実証の結果は、あくまでも暫定的なものではあるが、「窓口指導」の有効性に関する実証的な検討が皆無に等しいことを考えれば、何がしかの価値を持つものと思われる<sup>3)</sup>。最後に、第IV節に要約と若干の問題点が述べられている。

### II 理論的分析

呉文二[1]、鈴木淑夫[3]等によると、従来の「窓口指導」は必ずしもその対象となる銀行によって厳重に守られたわけではなく、それゆえに、その実効性が疑わしいこともしばしばあったと言われる。以下では、「窓口指導」は実効的であり、貸出量に対し上限を指示された銀行はその指示を忠実に守るものと仮定する。そして、たとえ、この仮定のように、「窓口指導」が実効的であっても、有意な引締め効果を持たないことが理論的に証明できるのである。

以下の理論的分析において本質的な仮定は、

3) 「窓口指導」の有効性に関する実証的分析としては、古いところでは Patrick [11]、最近では浜田宏一他[6]を挙げることができる。両者とも、「窓口指導」が有効であるという結論を出しているが、使用されている方法は必ずしも十分とは言えない。詳しくは堀内昭義[7](31-33ページ)を参照されたい。

\* 本稿は第14回計量経済研究会議(昭和51年7月)に提出された報告論文を基礎としている。会議の席上有益なコメントを与えられた大阪大学蟻山昌一、一橋大学寺西重郎の両氏に深く感謝したい。また、論文の作成過程で助言や御批判を下された方々、とりわけ、東京大学の館龍一郎、小宮隆太郎、貝塚啓明、浜田宏一、横浜国立大学西村周三の各氏、さらに、いくつかの建設的コメントを下された本誌レフリーにも謝意を表したい。この論文に幾分かの価値があるとすれば、それは多くの点でこれらの方々に負っているのである。もちろん、当然残っているであろう不完全な点や誤りの責任は全て筆者に帰するものである。なお、この論文は、日本経済研究奨励財団の財政的援助に基づく研究の一部であることを付記しておく。

1) 日本銀行によっておこなわれる、いわゆる「窓口指導」は、「日常の資金繰り指導」と「貸出規制」の2つに分けられる(鈴木淑夫[4]176-186ページ)。ここで取上げられるのは後者である。実際には、個別の銀行に対して、貸出の増加率が指示されるが、結局のところ、貸出額自体が指示されるのと同じである。

2) たとえば、日本銀行調査局[5]はマネー・サプライを政策目標として重視すべきことを強調しているが、同時に、マネー・サプライをコントロールする手段として「窓口指導」は有効であると主張している。

(1)「窓口指導」の対象となる金融機関——以下では「都市銀行」と呼ぶ——と、対象とならない金融機関——以下では「その他の金融機関」と呼ぶ——が存在すること、(2)各金融機関相互間で短期資金を貸借する短期資金市場——以下では「コール資金市場」と呼ぶ——が存在し、それが完全競争市場であること、の2つである。さらに、とりあえず、個々の金融機関の貸出に伴う派生的預金は存在しないことを仮定するが、この仮定が取り除かれる場合の分析も以下でおこなう。また、貸出資金市場において、個々の金融機関が価格支配力を持っているか否か、あるいは、貸出資金市場で(実効的な)貸出金利が伸縮的に変動して需給関係を調整しているか否かは、以下の分析の本質に影響を与えないことが明らかにされる。

当初、貸出資金市場で均衡が成立しているものと想定しよう。もし、(実効的な)貸出金利の伸縮的な調整がおこなわれる場合には、この均衡において、貸出に対する需要と供給とが一致している。また、貸出資金市場で、金利によって伸縮的に需給関係が調整されないならば、金融機関による何らかの形での信用割当がおこなわれているであろう。しかし、いずれにしても、この均衡においては、個々の銀行が、その供給する貸出量を積極的に変更する誘因を何ら持たないのである。そこで、想定された均衡の下では、次のような条件(a)、(b)が成立していることが必要である。最初の仮定(2)により、個々の銀行ないし金融機関は、一定のコール・レートによって、常に短期資金を借入れることができるし、また一定のコール・レートで資金を貸付けることもできるから、(a)この均衡においては、個々の銀行ないし金融機関は、その貸出の限界純収入(これは、貸出の限界収入から、貸出を取扱うために要する限界費用を控除したもので定義される)が、コール・レートによって示される貸出の機会費用に等しくなるところまで貸出をおこなっている。もちろん、個々の金融機関が各々ある程度価格支配力を持っている場合には、貸出の限界収入は、その金融機関の貸出に対する需要曲線の弾力性を含んだ形で定義されるし、また、貸出資金市場が完全競争的であるな

らば、貸出の限界収入は市場で与えられる(実効的な)貸出金利に等しい。そして、同時に、この均衡においては、(b)個々の銀行ないし金融機関はその債務である預金残高に見合って最適な、あるいは法定された量の準備を保有しており、かつ、市中金融機関全体として保有している準備の総量が、金融当局によって外生的に与えられる準備の量に一致している。もし、ある金融機関が必要とされる水準以下の準備しか保有せず、しかも、他のいかなる金融機関も余分の準備を保有しないとすれば、結局のところ、コール資金市場に超過需要が発生して、コール・レート的水準が上昇して、全ての金融機関の貸出が若干ずつ抑制されることによって、均衡に必要な条件(b)が満たされるであろう<sup>4)</sup>。以上の(a)、(c)の必要条件は、たとえ貸出資金市場で(実効的な)貸出金利が硬直的であって、需要と供給とが清算(clear)されていない場合にも成立しなければならないことは明らかである。

次に、以上のような均衡状態の下で、市中金融機関の一部である都市銀行に対して、その貸出量に上限を課すという「窓口指導」が実効的におこなわれたとしよう。この「窓口指導」の結果、他の条件が一定であれば、個々の都市銀行の貸出量は、その銀行にとって最適な水準を下回るものになる。それゆえに、市中の金融機関全体の総貸出額は減少するかに見える。しかし、この状況は均衡状態ではありえない。「窓口指導」の結果、都市銀行は最適な貸出量よりも低い貸出しかおこなえないが、このことは、都市銀行の手元に余分

4) 条件(b)が満たされる過程を多少詳しく説明すれば以下のとおりである。まず、不十分にしか準備を保有していない金融機関はその貸出量を削減せざるを得ないだろう。しかし、貸出の削減は貸出の限界純収入を高めるので、その金融機関にとって、当初のコール・レートのもとでは、コール資金を取入れて貸出を増加させることが有利となる。したがって、コール資金市場で超過需要が発生する。それゆえ、コール・レートが若干上昇し、全ての金融機関の貸出量がわずかつ削減される。結局回復された均衡の下では、最初に不十分な準備しか保有しなかった銀行へ、他の金融機関による貸出削減によって余分となった準備が流入していることになるのである。

の準備が残ることを意味している。したがって、都市銀行はその余分の準備を処分するために、コール資金市場からの取入れ額を減少させるなり、コール資金市場への資金供給量を増加させるなりするであろう。それゆえに、コール資金市場では、当初のコール・レートの下で超過供給が発生し、コール・レートが低下する。このコール・レートの低下によって、「窓口指導」の対象となっていない金融機関に、その貸出を増加させる誘因が与えられるのである。つまり、「窓口指導」という直接的規制は、もしそれが実効的であるならば、その規制の対象である都市銀行の貸出を抑制する効果を持っているが、同時に、規制の対象外のその他の金融機関の貸出を相殺的に増加させるのである。そして、市中の金融機関が全体として利用可能な準備の量が外生的に与えられているから、その他の金融機関による貸出の増加分は、ちょうど都市銀行の貸出減少額に等しくなるであろう。なぜなら、「窓口指導」がおこなわれるか否かにかかわらず、均衡においては、市中金融機関全体の貸出量が市中金融機関全体に与えられている本源的預金の総量と準備の総量との和に等しくなければならないから、この本源的預金の総量も、個々の金融機関の貸出行動によって左右されないと考えられるからである<sup>5)</sup>。

以上にみたように、「窓口指導」が実効的であれば、つまり、「窓口指導」の結果、都市銀行の貸出量がそうでない場合に比較して低い水準に決定されるならば、その他の金融機関の貸出が相殺的に増加するという、一種の差別的効果が生じるわけであるが、この相殺的効果を抑えるためには、日本銀行はコール資金市場の需給関係を調整することによって、言い換えれば、市中の金融機関全体にとって利用可能な準備の量を削減することによって、コール・レートの低下を防ぐことが必要である。そして、この場合に金融引締め効果がみ

5) この結論が、都市銀行とその他の金融機関との間で、貸出を取扱うことによる限界費用曲線の形状に差異があるかどうか、あるいは、それらの金融機関がそれぞれどのような貸出需要曲線に直面しているかに依存しないことは、これまでの説明から明らかである。

られるとすれば、それは、日本銀行が準備の総量を直接抑制しているからであって、「窓口指導」それ自体の効果ではないのである。

ここまでの議論では、貸出に伴う派生的預金の存在を無視した。しかし、実際には、個々の銀行ないし金融機関の貸出に伴って、その額の何割かが当該金融機関に預金として留まるし、またその金融機関の外へ流出する資金の多くも、他の銀行、金融機関へ本源的預金として流入するであろう。このように、貸出に伴って派生的に創造される預金が金融機関の貸出をさらに増加させるのである。したがって、派生的預金の存在は「窓口指導」の有効性と次のような形でかかわりを持つことになる。もし、「窓口指導」の対象である都市銀行の1単位の貸出に伴って(当該の都市銀行に留まる派生的預金ばかりでなく、他の銀行、金融機関へも流入する預金をも含めた)金融機関全体として派生的に創造される預金の量が、その他の金融機関の同じ量の貸出に伴うそのような派生的預金の量よりも有意に大きいならば、都市銀行の貸出を減少させ、相殺的にその他の金融機関の貸出を増加させるという「窓口指導」は、市中金融機関全体としての派生的預金の量を何がしか抑制し、したがって市中金融機関全体の貸出の量をも抑制する効果を持つ。しかし、このような条件が整っていると先験的に判断するに十分な根拠が存在するとは思われないのである<sup>6)</sup>。

### III 実証分析

#### III-1: 計測モデル

この節では、「窓口指導」が金融機関の貸出総量をコントロールする上で有効であったか否かが、前節の単純な議論に則して実証的に検討される。

貸出資金市場が完全競争的で、個々の市中金融

6) 都市銀行の方が一定量の貸出に伴って、その銀行に留まる派生的預金の量は大きいかも知れない。しかし、その他の金融機関の貸出による派生的預金は、そのかなりの部分がそこからリークしても、他の銀行、金融機関の預金となるであろう。それゆえ、市中金融機関全体について考えてみると、都市銀行の貸出から派生する預金の量の方が有意に大きいと判断することはできないのである。

機関が price-taker として行動するならば、都市銀行およびその他の金融機関の貸出(残高)供給量  $L_{CS}$  および  $L_{OS}$  は、各々の実効的な貸出金利  $r_i (i=C, O)$  の増加関数、コール・レート  $\rho$  の減少関数として表現される。

$$(1) \quad L_{iS}(t) = L_{iS}(r_i(t), \rho(t)); \quad \partial L_{iS} / \partial r_i > 0, \\ \partial L_{iS} / \partial \rho < 0, \quad (i=C, O)$$

ただし、 $t$  は時点を示す変数である。

他方、各貸出に対する需要  $L_{iD} (i=C, O)$  は各々の貸出金利  $r_i (i=C, O)$  の減少関数とみなすことができるが、同時に各金融機関に対する資金需要者(企業)の事前的な投資計画額  $X_i (i=C, O)$  および各資金需要者が保有する流動的な資産の残高  $M_i (i=C, O)$  によっても規定されると考えることができるだろう。もちろん、 $L_{iD}$  は  $X_i$  の増加関数、 $M_i$  の減少関数と仮定するのが妥当である。すなわち;

$$(2) \quad L_{iD}(t) = L_{iD}(r_i(t), X_i(t), M_i(t)); \\ \partial L_{iD} / \partial r_i < 0, \quad \partial L_{iD} / \partial X_i > 0, \\ \partial L_{iD} / \partial M_i < 0, \quad (i=C, O)$$

貸出資金市場において(実効的な)貸出金利  $r_i$  が伸縮的に調整され、需要と供給とが清算されると仮定すれば、事後的な貸出残高  $L_i$  および貸出金利  $r_i$  は次の条件によって決定される:

$$(3) \quad L_i(t) = L_{iS}(r_i(t), \rho(t)) \\ = L_{iD}(r_i(t), X_i(t), M_i(t)), \quad (i=C, O)$$

ゆえに、

$$(4) \quad L_i(t) = L_i(\rho(t), X_i(t), M_i(t)), \quad (i=C, O)$$

したがって、市中金融機関全体を通じて貸出される残高  $L(t)$  は;

$$(5) \quad L(t) = L_C(t) + L_O(t) \\ = L(\rho(t), X_C(t), X_O(t), M_C(t), M_O(t)) \\ \text{ただし;} \quad \partial L / \partial \rho < 0, \quad \partial L / \partial X_i > 0, \\ \partial L / \partial M_i < 0, \quad (i=C, O)$$

(5)式は、(実効的な)貸出金利の伸縮的調整によって、貸出の需給が均等化されるという仮定の下に導き出された関係式である。しかし、金利の調整が完全でなく、硬直的な金利の下で超過需要がもたらされ、何んらかの信用割当がおこなわれているとしても、形式的には事後的な貸出残高はやはり(5)式のように表現される。ひとつの極端

な場合として、信用割当の結果、事後的な貸出量が常に貸出の供給曲線上に決められるというケースを考えることができる。この場合には、(5)式において  $L$  を規定する説明変数のうち、需要曲線にかかわる変数、すなわち、 $M_i, X_i$  は有意な説明力を持たないことになるはずである。

コール資金市場を中心とする短期資金市場の需給関係を変更させることによって、銀行等の貸出の供給を調整しようとする金融政策の諸手段は、コール・レート  $\rho$  の変化を通じてその目的を達成することができる。しかし、「窓口指導」はコール・レートの変化を通じてではなく、直接的に金融機関の貸出量を抑制しようとする政策手段である。他の条件が変わらなくとも、「窓口指導」がおこなわれることによって、貸出総量  $L$  が有意に減少するならば、この「窓口指導」は有効な引締め手段であるとみなすことができるであろう。そこで、次のように、「窓口指導」を示すダミー変数  $Z$  を上の(5)式へ入れることにする。

$$(6) \quad L(t) = L(\rho(t), X_C(t), X_O(t), M_C(t), \\ M_O(t), Z(t))$$

さらに、都市銀行に対応する資金需要者およびその他の金融機関に対応する資金需要者の貸出需要を規定する要因  $X_i, M_i (i=C, O)$  は、それぞれ同じように動くものとして、事後的な貸出残高  $L$  は経済全体としての貸出需要を規定する要因  $X, M$  に依存すると仮定しよう。すなわち;

$$(7) \quad L(t) = L(\rho(t), X(t), M(t), Z(t))^{7)}$$

ここまでは、市中の金融機関が price-taker として行動することを前提としてきたが、個々の金融機関が右下りの資金需要曲線に直面する独占的競争の場合には、個々の金融機関の貸出量およびその(実効的)貸出金利は貸出の機会費用である

7) 全く同様に、実効的な貸出金利  $r(t)$  も  $\rho(t), X(t), M(t)$  および  $Z(t)$  の関数として表現することができる。しかし、この実効的な貸出金利を統計的に把握することはきわめて困難である。この困難の一ばんは、貸出のかなりの部分について、その金利が臨時金利調整法にもとづいて規制されており、このような金利が貸出資金市場の需給関係を正確に反映していないという事実由来している。以下では専ら貸出残高についての関係式を問題にする。

コール・レートと貸出に対する需要曲線から導出される貸出の限界純収入曲線の位置とによって決定される。個々の金融機関の貸出に対する需要曲線の位置を左右するパラメーター  $M, X$  の変化が貸出の限界純収入曲線の位置をどのようにシフトさせ、その結果その金融機関の貸出量にどのような影響を与えるかは、理論的には不明確であることがよく知られているが、上に想定したように、貸出量が  $X$  の増加関数、 $M$  の減少関数であると考えるのは不自然ではない<sup>8)</sup>。いずれにしても、市中の金融機関の貸出量は(7)と同じ形式で表現されるのである。

以下の計測の基礎となるのは、上の(7)式であるが、計測に使用される資料について簡単に説明しておこう。まず、被説明変数  $L(t)$  としては、市中の全金融機関の貸出残高をとる。 $X(t)$  は資金需要者である企業の事前的な投資計画額とされているが、十分に信頼に足るデータを入手できないので、ここでは過去何期かの GNP の加重平均値が企業の事前的な投資需要を規定するものと仮定して、この GNP の加重平均値を  $X(t)$  とする<sup>9)</sup>。また、 $M(t)$  は法人企業が保有する現金通貨、預金通貨および定期性預金の総額として定義する。最後に「窓口指導」を示す変数  $Z(t)$  であるが、ここでは、「窓口指導」が厳しくおこなわれたと

8) 一般に、独占ないし独占的競争の状態にある企業の需要曲線のシフトがその企業の生産量にどのような影響を与えるかは確定的ではない。

9) 企業によって計画されている投資額についてのデータとしては、日本銀行と経済企画庁の調査によるものがある。しかし、両者ともサンプル調査であり、調査対象の企業が、必ずしも時系列上連続していないという難点がある。また、 $X(t)$  の時系列の作り方も、以下の分析ではそれほど本質的なものではない。たとえば、 $X(t)$  の系列として、一年前(4四半期前)の GNP としても計測の結果にほとんど差異はない。市中の金融機関全体の貸出に関して、一年前の GNP を  $X(t)$  とした場合の計測結果を下に示しておく。これは、第 I 表の(1)に対応するものである。

$$L(t)/L(t-1) = 1.259 - 0.00544 \rho(t) - 0.5731 m(t) \\ (25.77) \quad (6.645) \quad (4.988) \\ + 0.001330 x(t) + 0.01942 Z_I(t) \\ (1.836) \quad (3.855) \\ - 0.003207 Z_{II}(t) + 0.01136 Z_{III}(t) \\ (1.009) \quad (2.555)$$

$$: R^2 = 0.4324, DW = 1.055.$$

言われる期間は 1、そうでない時期には 0 の値をとるダミー変数として定義される。それゆえに、もし「窓口指導」が有効な引締め効果を持ったとすれば、変数  $Z(t)$  の係数はマイナスの有意な値をとるはずである。ところで、以下の推計でとられている標本期間は昭和 38 年第 1 四半期から 50 年第 1 四半期まで(四半期データ)であるが<sup>10)</sup>、この期間中に「窓口指導」が強化された期間として、昭和 39 年第 1 四半期から 40 年第 1 四半期まで、42 年第 3 四半期から 43 年第 3 四半期まで、そして 48 年第 1 四半期から 49 年第 4 四半期までの 3 つの時期をとることにした<sup>11)</sup>。この 3 つの時期における「窓口指導」強化の引締め効果が、各々の時期で異なっている可能性があるため、以下では  $Z_I(t), Z_{II}(t), Z_{III}(t)$  を、 $Z_I(t)$  は 39 年第 1 四半期から 40 年第 1 四半期、 $Z_{II}(t)$  は 42 年第 3 四半期から 43 年第 3 四半期、 $Z_{III}(t)$  は 48 年第 1 四半期から 49 年第 4 四半期の「窓口指導」に対応するダミー変数として、各々定義する<sup>12)</sup>。

ところで、上のように各変数を具体的に定義すると、(7)式に含まれる変数のうち  $L(t), X(t), M(t)$  は明らかに指数的な上昇トレンドを持っている変数である。本稿で問題とされているのは長期的な趨勢ではなく、短期的な変動であるから、これらのトレンドを除去することが望ましい。そ

10) 計測期間を昭和 38 年以降としたのは、昭和 37 年末コール資金についての標準レートの制度が廃止されるまでは、コール資金市場に対して日本銀行の内面指導がおこなわれており、市場の需給関係を反映する「実勢レート」が公表されたレートと大幅に乖離する時期(とくに 36 年から 37 年にかけての時期)があったこと、また、いわゆる「含み貸出」が広汎におこなわれており、表面的な貸出残高の動きが必ずしも実態を正確に反映していない時期もあったと言われることを考慮したためである。

11) 「窓口指導」強化の期間を定めるについては、浜田宏一他 [6] に示されている資料を参考にした。

12) これらの「窓口指導」が強化された期間は、当然金融引締め期でもあったが、しかし、昭和 44 年後半から約 1 年間にわたっておこなわれた金融引締め期には、「窓口指導」は強くおこなわれなかったものとみられる。これは、日本銀行の政策運営の方針が 43 年末から 2 年ほどの間は「流動性ポジション」についての規制に重点を置くものだったからである。詳細は鈴木淑夫 [4] (184 ページ)、および OECD [10] (41 ページ) を参照。

第I表 計測結果(OLS)

	const.	$\rho(t)$	$m(t)^*$	$x(t)^{**}$	$Z_I(t)$	$Z_{II}(t)$	$Z_{III}(t)$	$R^2$	DW
(1) $L(t)/L(t-1)$ (S 38I-50I)	1.269 (30.07)	-0.005667 (7.700)	-0.5891 (5.981)	0.001118 (1.660)	0.01976 (4.449)	-0.003393 (1.198)	0.01058 (2.643)	0.5776	1.025
(2) $L_C(t)/L_C(t-1)$ (S 38I-49IV)	1.359 (13.99)	-0.007477 (3.946)	-0.8985 (4.017)	0.002405 (1.347)	0.02181 (2.141)	-0.01297 (2.004)	0.01048 (0.939)	0.3719	1.351
(3) $L_O(t)/L_O(t-1)$ (S 38I-49IV)	1.207 (15.20)	-0.004846 (3.128)	-0.4508 (2.465)	0.001399 (0.959)	0.01756 (2.107)	0.000889 (1.452)	0.01325 (0.168)	0.0926	2.337

注) \*  $m(t) = M(t)/L(t-1)$

\*\*  $x(t) = X(t)/L(t-1)$

( )内は  $t$  値

ここで、ここでは、 $L(t)$ ,  $X(t)$ ,  $M(t)$  をそれぞれ前期の貸出残高  $L(t-1)$  で除したものを変数として計測をおこなうことにした。OLSによって、具体的に推計される関係式は次のようなものである：

$$(8) \quad L(t)/L(t-1) = a_0 + a_1\rho(t) \\ + a_2M(t)/L(t-1) \\ + a_3X(t)/L(t-1) \\ + a_4Z_I(t) + a_5Z_{II}(t) \\ + a_6Z_{III}(t).$$

第II節の理論的分析によれば、「窓口指導」は、もしそれが実効的であれば、規制の対象となっている都市銀行の貸出を抑制する一方、規制の対象とはなっていないその他の金融機関の貸出を促進させるという効果を持っている。そこで、上の(8)式と全く同じ形式で、都市銀行の貸出残高  $L_C(t)$  およびその他の金融機関の貸出残高  $L_O(t)$  についても同様の計測をおこなって、「窓口指導」の影響を調べることは意味のあることである。以下では、次の2つの関係式についても、同時に推計をおこなうこととした：

$$(9) \quad L_C(t)/L_C(t-1) = b_0 + b_1\rho(t) \\ + b_2M(t)/L(t-1) \\ + b_3X(t)/L(t-1) \\ + b_4Z_I(t) + b_5Z_{II}(t) \\ + b_6Z_{III}(t)$$

$$(10) \quad L_O(t)/L_O(t-1) = C_0 + C_1\rho(t) \\ + C_2M(t)/L(t-1) \\ + C_3X(t)/L(t-1) \\ + C_4Z_I(t) + C_5Z_{II}(t) \\ + C_6Z_{III}(t).$$

### III-2: 計測結果

第I表に(8), (9), (10)式についての計測結果が示されている。第I表の(1), (2), (3)をみると、いずれも決定係数 ( $R^2$ ) があまり高くないが、被説明変数および説明変数のトレンドが除去されていることを考えれば、やむを得ない。 $\rho(t)$ ,  $m(t)$  ( $\equiv M(t)/L(t-1)$ ),  $x(t)$  ( $\equiv X(t)/L(t-1)$ ) の係数はいずれも理論的に予想される符号、つまり  $\rho(t)$  および  $m(t)$  については負、 $x(t)$  については正の符号をとっており、 $\rho(t)$ ,  $m(t)$  は十分に高い有意性を持っている。とくに、第I表の(1)をみると、市中の全金融機関の貸出がコール・レートによってきわめて強く規定されていることが分る。このことは、従来から鈴木淑夫 [3], [4] によって強調されてきた点であり、本稿の計測結果もその主張を支持している。

他方、「窓口指導」を示す変数  $Z_i(t)$  ( $i = I, II, III$ ) についてみると、第I表の(1)において、いずれの  $Z_i(t)$  も有意な負の係数をとっていない。また、第II表には、「窓口指導」の変数  $Z_i(t)$  ( $i = I, II, III$ ) と他の説明変数との相関係数が示されている。たとえば、当然予想されるとおり、 $Z_i(t)$  とコール・レート  $\rho(t)$  とはある程度の正の相関を示しているが、 $Z_i(t)$  と他の説明変数との間の重複共線性のゆえに  $Z_i(t)$  の有意性が大幅に低められているとは判断できない<sup>13)</sup>。それゆえに、金

13) 一般に金融引締め期には、「窓口指導」と並んで、もっとオーソドックスな政策手段、つまりハイ・パワード・マネーの供給を直接抑制する手段も使用されるから、コール・レートが上昇する。したがって「窓口指導」を示すダミー変数  $Z_i$  ( $i = I, II, III$ ) とコール・レートとの間に高い相関関係を想像する人が多いだろう。しかし、過去の日本銀行の政策運営のされ

融機関全体の貸出を抑制する上で「窓口指導」は有効な役割を果たさないという前節の理論的推論が第 I 表の結果によって支持されたとみなせるであろう。

第 I 表の(2)および(3)をみると、「窓口指導」 $Z_{II}$ 、つまり昭和42年第3四半期から43年第3四半期にかけての「窓口指導」が都市銀行の貸

出を有意に抑制したことが示されている。この時期の「窓口指導」は直接の規制対象である都市銀行の貸出を有意に減少させたという意味で実効的であったことになる<sup>14)</sup>。しかし、この場合にも、「窓口指導」が全金融機関の貸出総量を抑制することには成功しなかった点は(1)に示されているとおりである。ところで、吉野俊彦[8]は昭和42年後半からおこなわれた金融引締めの特徴として「窓口指導」の適用対象金融機関と対象外の金融機関との貸出増勢にかなりの格差が生じたこと([8], 8-15 ページ)を指摘している。つまり、「窓口指導」の対象の金融機関(主として都市銀行)の貸出が抑制される一方、対象外の金融機関はむしろ貸出を積極的におこなったというのである。こ

方を見ると、必ずしもその想像は正確なものではない。なぜなら、金融引締めの初期には、「窓口指導」の強化はおこなわれるが、日銀はあまり積極的にはハイ・パワード・マネー供給の抑制をおこなわないので、コール・レートが比較的低い水準にとどまることが多いからである。このような金融引締め政策の運営のしかたが、 $Z_i$  ( $i=I, II, III$ ) と  $\rho$  との相関の程度を比較的低いものにしてしているのである。

14)  $Z_I$  や  $Z_{III}$  の「窓口指導」は、それがおこなわれない場合に比較して、都市銀行の貸出を削減することができなかったので実効的ではなかったと考えられる。日銀による他の金融引締め政策手段の運営の結果、コール・レートが上昇し、都市銀行にとっての最適な貸出量が、「窓口指導」によって指示された上限以下になった場合には、「窓口指導」がおこなわれなくても、都市銀行の貸出量は金融当局が望ましいと考える程度に抑制され得るのである。この場合には、「窓口指導」は何ら実質的役割をはたしていない(小宮隆太郎[2] 37 ページ)。

第 II 表  $Z_i(t)$  と他の変数との相関係数

期間: S 38I-50I					
	$\rho(t)$	$m(t)$	$x(t)$	$L(t)/L(t-1)$	
$Z_I(t)$	0.3019	0.3709	0.3650	-0.0682	
$Z_{II}(t)$	-0.0224	0.0307	0.1385	-0.2259	
$Z_{III}(t)$	0.4259	-0.2683	-0.3206	-0.1649	
期間: S 38I-49IV					
	$\rho(t)$	$m(t)$	$x(t)$	$L_C(t)/L_C(t-1)$	$L_O(t)/L_O(t-1)$
$Z_I(t)$	0.3386	0.3771	0.3662	-0.1045	-0.0162
$Z_{II}(t)$	-0.0063	0.0151	0.1328	-0.2959	-0.0695
$Z_{III}(t)$	0.4762	-0.3088	-0.3406	-0.2258	-0.0800

のことは、本稿の文脈から言えば、「窓口指導」が実効的であり、そのために差別的な効果があらわれたということである。この吉野氏の主張は、第 I 表の(1)~(3)の結果によって裏づけられている。

### III-3: 引締め期とそうでない期間の区別

既に述べたように、貸出金利が硬直的で、その結果貸出に関して何んらかの形での信用割当てがおこなわれている場合にも、金融機関の貸出に関する計測式の形には本質的な差異はなく、ただ推計結果の中で、貸出の需要を規定すると考えられる変数の有意性が低下するということになるものと予想される。しかし、金融緩和期には貸出資金市場での需給の清算が実現されているが、金融引締め期には(実効的な)貸出金利が十分に伸縮的に調整されず、それゆえに、貸出に関する信用割当てがおこなわれているとすれば、貸出資金市場の調整メカニズムが金融引締め期とそうでない時期とで異なっていることになる。このような場合には、引締め期とそうでない時期とを区別せずに推計した結果(第 I 表)は何らかのゆがみを持っている可能性がある。そこで昭和38年第1四半期から50年第1四半期までの期間を、金融引締めがおこなわれていない時期(A)と、引締め期(B)とに区別して、上の(8), (9), (10)と同じ関係式の推計を試みた。その結果が第 III 表である。

この第 III 表をみると、次のようなことが分る:  
(1) 引締めがおこなわれていない時期の計測結果(A)では、どの式も各説明変数の係数の符号条件が理論的に予測されるものと一致しており、かつ

第 III 表 計測結果(金融引締め期とそうでない期間とを区別した場合)

被説明変数	const.	$\rho(t)$	$m(t)$	$x(t)$	$Z_I(t)$	$Z_{II}(t)$	$Z_{III}(t)$	$R^2$	DW
A-期間: 金融引締めがおこなわれていない期間									
(1) $L(t)/L(t-1)$	1.323 (21.03)	-0.006717 (4.783)	-0.7276 (4.837)	0.001266 (1.462)				0.4052	0.813
(2) $L_C(t)/L_C(t-1)$	1.535 (12.37)	-0.01667 (2.296)	-1.444 (4.123)	0.005628 (1.554)				0.3070	1.080
(3) $L_O(t)/L_O(t-1)$	1.232 (10.28)	-0.004702 (2.028)	-0.4224 (1.617)	0.001452 (0.667)				0.0772	2.463
B-期間: 金融引締めのおこなわれている期間									
(4) $L(t)/L(t-1)$	0.6165 (3.795)	-0.002532 (3.123)	0.4480 (2.422)	0.01123 (2.335)	-0.03027 (2.762)	-0.01807 (5.112)	0.04052 (2.108)	0.7595	1.331
(5) $L_C(t)/L_C(t-1)$	0.3794 (1.569)	-0.0003291 (2.726)	0.8885 (3.226)	0.01334 (1.862)	-0.04593 (2.814)	-0.02482 (4.715)	0.04512 (1.577)	0.5268	1.945
(6) $L_O(t)/L_O(t-1)$	0.08789 (0.297)	-0.002571 (1.741)	0.8830 (2.620)	0.02585 (2.949)	-0.06666 (3.339)	-0.02624 (4.074)	0.09407 (2.686)	0.4984	2.230

注) B-期間とは、昭和39年第1四半期—40年第1四半期、42年第3四半期—43年第3四半期、44年第4四半期—45年第3四半期、48年第1四半期—49年第4四半期のことである。昭和38年第1四半期から50年第1四半期までの期間で、残りのものは全てA-期間とされている。

コール・レート  $\rho$  と企業の手元流動性  $m$  とは十分に高い有意性を持っている。(2) 引締めがおこなわれている時期の計測結果(B)では、企業の手元流動性  $m$  の係数の符号がいずれも正で有意であり、これは、先の理論的分析の結果と一致しない。(3) 各計測式について、(A)と(B)とを比較すると、コール・レート  $\rho$  の係数は、その他の金融機関の(B)を除けば、全て高い有意性を持っているが、その係数の絶対値は(A)のものの方が有意に(B)のものよりも大きくなっている。(4) 「窓口指導」のダミー変数  $Z_i (i=I, II, III)$  については、いずれの計測式においても、 $Z_I$  と  $Z_{II}$  とが負で有意、 $Z_{III}$  が正で有意になっている。

以上の(1)から(3)までを考慮すると、コール・レートの変化が貸出に対して有効な調整効果を与えるという点については依然として成立するけれども、金融引締め期とそうでない時期とで貸出資金市場の機能のしかたが若干違っているという推測が成り立つかも知れない<sup>15)</sup>。しかし、本稿では、

市場における調整メカニズムの差異をより詳細に検討するという非常に困難な問題には立入らない。

むしろ、ここで重要なのは「窓口指導」の有効性について、本稿がくだしてきた(否定的な)評価が、第 III 表の結果から修正をせまられるかどうか

第3四半期までの時期を、引締めがおこなわれていない時期とを比較すれば、貸出資金市場のメカニズムの相異がより正確に評価できる。この評価のためには、いわゆる Chow の検定が利用できる。つまり、本文の(8)、(9)ないし(10)式による計測を金融引締めがおこなわれない時期に関して適用し、その残差平方和  $S_1$  をもとめる。次に同じ計測を、上のデータに昭和44年第4四半期から45年第3四半期までのデータを加えておこない、その残差平方和  $S_2$  をもとめる。そして、次のような式で定義される  $F$  の値が十分に大きい場合には、観測値が金融引締め期にも、そうでない時期と同一の関係式に従うという帰無仮説が棄却されるのである。

$$F = \frac{(S_2 - S_1)/m}{S_1/(n-k)}$$

ただし、 $m, n$  はそれぞれ引締め期およびそうでない時期の標本数、 $k$  は(定数項を含む)説明変数の数である(Johnston [9], 192-207 ページ)。

実際に、市中の全金融機関(8)、都市銀行(9)、その他の金融機関(10)について、上に定義した  $F$  の値をもとめてみると、それぞれ0.080, 0.144, 0.274と非常に小さい値である。それゆえに、この方法によると、引締め期とそうでない時期とで資金市場のメカニズムに差異がないという仮説は棄却できないのである。ただし、第 III 表の(1)から(3)までの計測結果の決定係数は十分に高いとは言えないから、以上の結論もあくまでも暫定的なものにすぎない。

15) 厳密に言えば、以上の方法は金融引締め期とその他の時期とにおける貸出資金市場のメカニズムの相異を評価する正しい方法とは言えない。なぜなら、引締め期には「窓口指導」という、その他の時期にはあられもない要因が含まれており、これが両者の時期の構造上の相異になっていることは明らかだからである。そこで、金融引締め期で「窓口指導」の強化されなかった時期、つまり昭和44年第4四半期から45年



第IV表 計測結果(コール・レートの変動)

	const.	$\rho(t-1)$	$m(t)$	$x(t)$	$Z_I(t)$	$Z_{II}(t)$	$Z_{III}(t)$	$R^2$	DW
(1) $L(t)/L(t-1)$ (S 38I-50I)	1.258 (25.16)	-0.005141 (5.940)	-0.5815 (4.820)	0.001328 (1.687)	0.01544 (3.148)	-0.007936 (2.499)	0.00300 (0.723)	0.4464	0.767
(2) $L_C(t)/L_C(t-1)$ (S 38I-49IV)	1.329 (12.20)	-0.005522 (2.700)	-0.8061 (3.113)	0.001841 (0.937)	0.01293 (1.224)	-0.01899 (2.788)	-0.00423 (0.408)	0.2641	1.173
(3) $L_O(t)/L_O(t-1)$ (S 38I-49IV)	1.230 (15.09)	-0.005062 (3.286)	-0.5350 (2.710)	0.001658 (1.129)	0.01646 (2.084)	-0.003017 (0.592)	0.00734 (0.933)	0.1106	2.273

かという問題である。上述の(4)は「窓口指導」が実際に有効であることを示唆するようにみえるかも知れない。しかし、(B)の計測式は金融引締め期のみを対象としているわけであるから、変数 $Z_i(i=I, II, III)$ の係数も、金融引締め期の中で厳しい「窓口指導」がおこなわれなかった時期、つまり具体的には、昭和44年第4四半期から45年第3四半期までの時期との比較の意味を持っているにすぎない。(4)の意味するところは、この44年第4四半期から45年第3四半期までの時期に比べて、39年から40年初頭にかけての時期および42年後半から43年前半にかけての時期には、市中金融機関の貸出総額を有意に低めることができたということである。しかし、同時に、48年から49年末までの引締め期には、むしろ貸出総額は高くなっているわけであり(第III表(4)式の $Z_{III}$ の係数が正で有意になっている)、金融引締め期にかぎって考えてみても、「窓口指導」が一貫して有効な引締め効果を持っていたとは言えないのである。

#### III-4: 調整の遅れの評価

「窓口指導」の有効性に関する以上の評価に対して、考えられうる有力な批判のひとつは、市場の調整や金融機関の行動にありうる遅れを無視すべきではないというものであろう。なぜラグが無視しえない重要性を持つかと言えば、「窓口指導」が規制対象の金融機関に対して持つ引締め効果は、この政策手段の性格から言って、ほとんど瞬時的に発揮されるのに対して、規制対象外の金融機関を通じる相殺的な緩和効果は、コール資金市場を中心とする短期資金市場の調整を経由して発揮されるからである。もし、コール資金市場における調整の過程と、その結果が銀行ないし金融機関の貸出行動に影響を与える過程とにラグが

あるとすれば、「窓口指導」は当初に金融引締め効果、その後に緩和効果を持つ政策手段ということになる。

たとえば、金融機関の貸出が当期のコール・レートではなく、四半期前のコール・レートに依存するのであれば、上の(8), (9), (10)式の形で計測をおこなうことは、「窓口指導」の効果を実証的に評価しないことになっているかも知れない。そこで、(8), (9), (10)のそれぞれにおいて、コール・レートを1期前のもの、つまり $\rho(t-1)$ に置き換えて計測をおこなってみた。その結果が第IV表に示されている。第I表と比較してみると、全金融機関および都市銀行の貸出については、コール・レートにラグを導入した場合の方が決定係数が低くなっている。また、「窓口指導」の変数に関しては、(1)における $Z_{II}$ 、つまり昭和42年から43年にかけての「窓口指導」が負の有意な係数を持っていることを別にすれば、基本的には、第I表に示された結果と同一である。したがって、金融市場の調整や金融機関の貸出行動における調整の遅れが、「窓口指導」の有効性に対する本稿の否定的評価を根本的にくつがえすものではないと考えられる。

#### IV 要約と問題点

第II節の理論的分析で明らかにされたように、「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径路を変更させる機能を持っていると考えられる。第III節の実証的分析は、過去10年余りの資料にもとづくものであるが、「窓口指導」は貸出の総額を抑制する上で有効ではないという主張を支持する結果を導き出している。

しかし、第Ⅲ節の実証分析は、どちらかと言えば暫定的なものであって、いくつかの点が今後に残された課題になっていることを断っておくべきであろう。とくに、ここでは、市中の銀行および金融機関の貸出資金の市場にのみ注目し、コール・レートや企業の手元流動性等の変数を相互に独立した外生変数として扱っている。実際には、これらの諸変数はもっと包括的な一般均衡体系の中で、同時に決定されるものであるから、最も理想的に言えば、日本経済についての包括的で斉合的な金融計量モデルを作成し、そのモデルの枠内で、本稿で取上げられた「窓口指導」の有効性の計量的評価がおこなわれるべきであろう。しかし、こうした分析に堪えるだけの金融モデルを作るのは、現在のところでは至難のことである。

本稿の目的は、そのような困難を回避して、かなり便宜的な分析方法にもとづいて、「窓口指導」は有効な金融引締め手段であるという一般的な通念に疑問を提起し、より厳密な再検討の必要性を主張することである<sup>16)</sup>。

(横浜国立大学経済学部)

## 引用文献

- [1] 呉文二「日本銀行の窓口指導」『季刊現代経済学』No. 17, (Spring 1975)。
- [2] 小宮隆太郎「昭和48,9年インフレーションの原因」『経済学論集』第42巻, 1号, 昭和51年4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] 鈴木淑夫『現代日本金融論』東洋経済新報社, 昭和49年。
- [5] 日本銀行調査局「日本におけるマネー・サプライの重要性について」『調査月報』, 昭和50年7月。
- [6] 浜田宏一, 岩田一政, 島内昭, 石山行忠「金融政策と銀行行動——日銀信用の役割について」『経済分析』第56号, 昭和50年7月。
- [7] 堀内昭義『金融政策の有効性と短期資金市場の調整』国民経済研究協会基礎研究シリーズ, 76—1, 昭和51年2月。
- [8] 吉野俊彦, 「今回の金融引締めの特徴と問題点」『金融』No. 258, 昭和43年9月。
- [9] J. Johnston, *Econometric Methods*, 2nd ed., 1972.
- [10] OECD, *The Role of Monetary Policy in Demand Management: The Experiences of Six Major Countries*, 1975.
- [11] H. T. Patrick, *Monetary Policy and Central Banking in Contemporary Japan: A Case Study in the Effectiveness of Central Bank Techniques of Monetary Control*, 1962.

16) 「窓口指導」はそれ自体としては有効な金融引締め手段ではないという本稿の主張は、かなり唐突な印象を与えるかも知れないが、しかし実際には、それほど唐突なものではない。なぜなら、吉野俊彦、呉文二、鈴木淑夫といった日本銀行の具体的な政策運営を熟知している各氏がおりにふれて「窓口指導」について述べている議論を注意深く読んでみると、そこに、実質的には本稿の主張を支持する内容を見出すことができるからである。鈴木氏は、第1に「窓口指導」が規制の対象となっている銀行によってきちんと守られているかどうか確かでないこと、第2に、「窓口指導」の対象となっていない銀行の態度如何によっては、全

体としての貸出額はほとんど影響を受けないかも知れないことをあげて、「窓口指導」を『単独に大きな効果を発揮しうる政策手段であると判断することは誤りである』と主張している([3], 124-125ページ)。また、呉氏の、他の金融政策の手段は「窓口指導」の枠をまもりやすくする方向に運営されているという議論は、「窓口指導」自体の実効性を疑わせるに十分なものであるし([1], 141-144ページ)、吉野氏の「窓口指導」がもたらす差別的効果の指摘は、本稿の理論的分析と完全に斉合的である。