

日銀貸出の決定メカニズム*

井澤裕司・筒井義郎

1. はじめに

本稿は、日銀貸出(借り手である銀行——主に都市銀行——からみれば日銀借入)の決定メカニズムについて、理論的および実証的な分析を行なうことを目的とする。本稿における基本的な分析視点は、日銀貸出が日銀の意図した水準に実現していたのか否かであって、この点で、日銀貸出の決定メカニズムを日銀の政策手段の観点から捉えていた従来の分析とは異なる方向での展開を試みようとするものである。

本稿の以下の構成と主要な分析結果は次の通りである。まず第2節において、政策手段を中心とした従来の分析を批判的に展望し、われわれの日銀貸出の決定メカニズムに対する分析視点のもつ意味を明らかにする。続く第3節では、日銀貸出が日銀の意図した水準に決定していたのか否かという問題を統計的因果関係についての検定方法を適用することによって実証的に分析する。そこでわれわれが得た結論は、昭和41~54年については日銀貸出は日銀によってその意図した水準にコントロールされていたというものであった。この結論からは、ではその水準を日銀はどのように決定していたのかという疑問が生じるが、われわれはこの問題解明のひとつの試みとして、第4節において再び統計的因果検定を適用し、日銀はコール・レートを配慮しながらその貸出水準を決定していたことを実証的に示した。言うまでもなく、日銀の意思決定のメカニズムの解明は極めて困難

な作業であり、本稿での試みはそのほんの1歩にすぎない。そこで、日銀の意思決定関数の推定に伴う問題点を第5節で整理し、本稿のむすびに代えることにしたい。

2. 問題の所在と分析の系譜

[1] 従来の分析視点——信用割当仮説とインプリシット費用仮説

まず、われわれの提示する問題および分析の視点をもつ意義を明らかにするために、日銀貸出決定についての従来の研究の経緯を振りかえっておくことにしよう。

戦後における日銀貸出の決定メカニズムをどのような観点から捉えるかについては、現在ほぼ定形化された接近法が存在する。すなわち、日銀による貸出の調整が信用割当を課すことによって行なわれてきたのか、それとも日銀借入に対して何等かのインプリシットな費用を課すことによって行なわれてきたのかを問題にするという、政策手段重視の接近法がそれである。この問題については現在も論争が進行しているが、そこでの各々の立場は次のようにまとめることができるであろう。

まず第1の立場は、銀行にとっての日銀借入の限界費用は公定歩合のみであるとする。このときコール・マネー調達限界費用はコール・レートであるので、もし日銀による信用割当が行なわれていなかったならば、コール・レートが公定歩合を上回っている限り、銀行の費用最小化行動よりコール・マネーから日銀借入への短期資金需要の代替が続き、結局コール・レートと公定歩合とは均等化するはずである。しかしこれは戦後一貫してコール・レートが公定歩合を上回ってきたというわが国の金融市場の事実と整合的ではなく、結局、日銀は信用割当を行なってきたと考えざるを

* 本稿の作成にあたっては、寺西重郎、畠中道雄、堀内昭義、蠟山昌一の各教授より有益な助言を頂いた。また本誌レフェリーからも詳細なコメントを頂いた。記して感謝申し上げます。言うまでもなく、あり得べき誤りは全て筆者によるものである。

えないのだと主張するのである。われわれはこのような見解を「信用割当仮説」と呼ぶことにしよう。この信用割当仮説はほぼ通説として認められており、その代表的なものとしては蠟山(1971)をあげることができよう。

これに対して第2の立場は、コール・レートの割高という事実の背後には、日銀が公定歩合の他に日銀借入に対して何等かの費用を課していたというもうひとつの事実があったはずであり、このインプリシットな費用と公定歩合との和がコール・レートに等しくなるように日銀借入の水準が銀行によって決定されていたとするものである。このような見解を「インプリシット費用仮説」と名付けておこう。インプリシット費用仮説は最近になって、堀内(1980; 第2章)および古川(1981)等によって展開されており、特に後者は実証分析から通説に対して否定的な結論を導出し、この問題に再び検討を迫っているのである。

[2] 新たな問題の所在

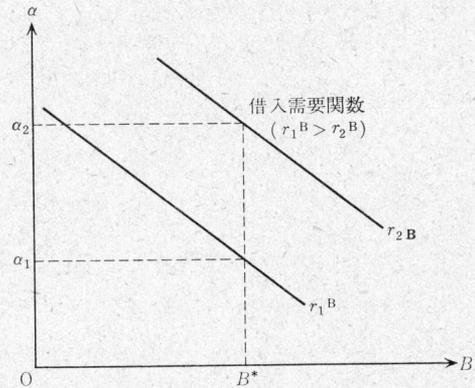
われわれの主張は、日銀貸出の決定メカニズムを論じるにあたって、信用割当仮説とインプリシット費用仮説のどちらが現実にと妥当していたのかという従来からの問題の捉え方とは独立に、日銀貸出は日銀の意図した水準(intended level)が実現していた(われわれはこれをIT仮説と呼ぼう)のか、あるいは意図せざる水準(unintended level)が実現していた(これはUI仮説と呼ぼう)のかという重要な問題が存在するということがある。

例えばインプリシット費用仮説の下でも、日銀はその意図した水準に日銀貸出を定めることが可能であることをみておこう(第1表の第I欄に相当する)。コール・レート r^C をパラメーターとする銀行の日銀借入需要関数:

第1表 従来の諸説の分類

	IT 仮説	UI 仮説
インプリシット費用仮説	I {堀内(1980; 第2章)}	II {古川(1981)}
信用割当仮説	III {蠟山(1971)}	IV {日銀関係者, 寺西(1979)}

第1図

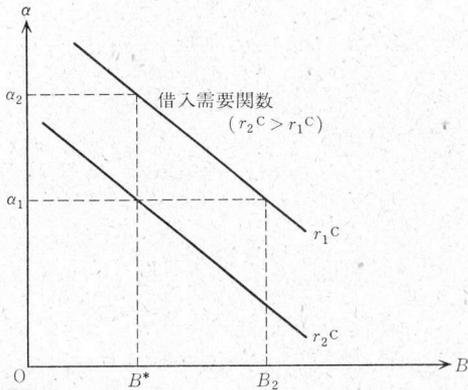


$$B = B(r^C, r^B, \alpha) \quad \text{①}$$

は第1図のように描くことができる。ここで B は日銀借入額、 r^B は公定歩合であって、 α はインプリシットな費用を増加させる日銀の操作変数を示し、以下では貸出抑制変数と呼ぶことにする。日銀は適正と考える貸出水準 B^* をもっているわけであるが、それを実現するためには、無数に存在する公定歩合と貸出抑制変数の組合せ $(r_1^B, \alpha_1), (r_2^B, \alpha_2), \dots$ の中のどれかを採用すればよい。仮に、日銀は α のみに依って B^* を実現させようとしているとしても、日銀が正確に銀行の需要関数を経験的に知っているならば、所与の r^B に対して B^* を実現させるような α を選び出すことができるはずである。他方、日銀にはこのような α を選び出すための情報や能力に欠けているか、あるいはたとえ知ってはいても、制度的制約等のために充分 α を動かさえないとするならば、日銀の意図せざる水準に日銀貸出が実現するであろう。すなわち第1表の第II欄の場合である。

ここではコール・レートの変化に対して、日銀が充分速く対処できる場合とできない場合とを対比してみよう。簡単化のために、 r^B および B^* は変化しないものとする。さて当初コール・レートは r_1^C であり、日銀は貸出抑制変数を α_1 に設定していたために B^* が実現していたものとしよう(第2図参照)。ところが次の期にコール・レートが r_2^C に上昇したため、借入需要関数が右上方へシフトしたとする。このとき、もし日銀が充分迅速にこの変化に対応することができるならば、貸

第2図



出抑制変数を α_2 に改定することによって B^* を保持し続けることができるであろう (IT 仮説が妥当)。反対に、もし日銀が α_1 から α_2 への改定を行なうのに時間を要するならば、その間は B^* を上回る水準 B_2 が実現するであろう (UI 仮説が妥当)。すなわち、ここでは日銀の操作変数ではないコール・レート等の変数の変化によって銀行の日銀借入需要関数はシフトするが、その変化を相殺するように充分速く日銀が行動できるかどうか、日銀貸出の決定メカニズムを考える際の最も重要な論点となってくるのである¹⁾。

もはや明らかなように、貸出政策の効果に対しては、従来からの政策手段を重視した議論は適切な解答を与えるものではない。われわれは、IT 仮説と UI 仮説のどちらがより現実に妥当しているのかという問題をこそ分析するべきであろう。

1) 信用割当仮説をとった場合についても全く同様に考えることができる (第1表第Ⅲ、Ⅳ欄参照)。第Ⅲ欄の IT 仮説が妥当する場合があります。第Ⅳ欄については、日銀は信用割当の他には有効な貸出抑制手段をもたず、もっぱら信用割当によってのみ適正水準 B^* の実現を意図しているのだが、制度的制約等によって、その信用割当額自体を充分伸縮的に動かすことができないというような状況が例としてあげられよう。実際、日銀関係者が日銀貸出の決定メカニズムについての説明としてあげている「積の調整」はここに分類しておくことが適当であると思われる。鈴木 (1974; p. 176-7)、山本 (1980) および安田 (1981) 参照。一方、堀内 (1980; 第2章) はインプリシット費用を課すことによって日銀は意図した水準を実現させることが可能であるという、IT 仮説をとっているものと思われる。なお、具体的に貸出調整のために日銀がどのような行動をとっているのか

この IT 仮説と UI 仮説の妥当性についての検討を突き詰めてゆけば、通貨主義と銀行主義との対立という金融理論における古典的かつ重要な論争にまで辿りつくことになる。また最近ではこの問題がマクロ的政策論の中で、中央銀行によるマネー・サプライのコントロール可能性という形で議論の対象とされており、その分析の第1歩としても IT 仮説と UI 仮説の妥当性を明らかにすることは重要である。われわれはこの視点から明示的に問題を設定し、これに対して実証的な分析を試みることにする。

[3] 従来の実証分析の再検討

われわれの実証分析の前に、上述の理論的分析を踏まえて、従来 of 接近法による実証分析について若干みしておくことにしよう。

たとえば従来 of 接近法による代表的な実証研究である古川 (1981) は、昭和41年から54年の月次データをを用い、都市銀行の日銀借入額 (B) を公定歩合 (r^B) とコール・レート (r^C) とに回帰させて、

$$B = 131.7 + 16.1r^C - 16.9r^B, \bar{R}^2 = 0.13$$

$$(5.7) \quad (3.9) \quad (-2.7)$$

(() 内は t 値)

②

という結果を得た。また、さらに資金ポジション²⁾ の変化 (ΔNR) を B の説明変数に加えることによって、

$$B = 130.1 + 15.6r^C - 16.2r^B - 0.17\Delta NR, \bar{R}^2 = 0.20$$

$$(5.4) \quad (4.0) \quad (-2.8) \quad (-5.1)$$

③

という結果も得ている。古川 (1981) はここで r^C , r^B , ΔNR の各係数が全て有意であり、しかも各々の符号が銀行の合理的な選択行動の結果として期待される条件を満たしていることから、 B は銀行の主体的均衡条件の内点解として定まっており、②③式は信用割当仮説への反証となっているとするのである。

しかしながら、②③式は日銀貸出の需要関数であるのか供給関数であるのかがアイデンティファイされないために、このような実証分析ではわれわれの設定した問題に適切な解答を与えることは

については、呉 (1973) を参照されたい。

2) 銀行の短期運用資産合計額から借入金合計額を差引いたもの。

できない。すなわち、②③式を銀行の借入需要関数とみれば、古川の実証結果はUI仮説を支持しているものと解釈できるのに対して、もし②③式を日銀の貸出供給関数とみるならば、それはIT仮説を支持しているものと解釈することも可能だからである。このことは取りも直さず、UI仮説とIT仮説の検証を行なうためには、このような従来の実証研究とは異なる分析方法が工夫されねばならないことを示しているのである。

3. IT仮説とUI仮説の実証分析

IT仮説とUI仮説との妥当性の実証分析を試みるに際してわれわれがとった基本的な考え方は次のようなものである。

r^B と B との関係に注目するとき、もし現実にUI仮説が妥当しているとすれば、日銀によって公定歩合が改定されると日銀借入需要額が変化するので、その結果として日銀貸出の実現値が変化することになる。すなわち、公定歩合の変更は日銀貸出額の変化の原因となっているのである。これに対して、もしIT仮説が妥当しているのだとすると、日銀は公定歩合と日銀貸出額を同時に決定することができるのであるから、両者は原因・結果の関係にはないことになる。それゆえ、公定歩合が日銀貸出の原因・結果の関係にあるのかどうかを検定できれば、両仮説のいずれが現実に妥当しているのかを明らかにすることができるはずである。この点についてのより詳細な検討は、実際に得たわれわれの実証分析の結果を踏まえて、後に行なうことにしよう。

[1] 統計的因果関係

ところで、統計的に検証できる因果関係はGranger(1969)によって定式化され、その後いくつかの具体的な検定方法が開発されてきているのであるが、この「Granger因果」はわれわれが日常生活において用いている「因果関係」という概念とは多少異なる点がある。簡単に言えば、Grangerの意味で「 X が Y の原因でない」とは、 X の過去値を情報として用いても、それを用いなかった場合に比較して Y の現在値についての予測が改善されないということである。この意味か

らは、Granger因果は日常的な因果に関する概念としてより、むしろ予測可能性に関する概念として捉える方が適切である。同様の発想から、 X の現在値を用いても、それを用いなかった場合に比較して Y の現在値についての予測が改善されないうとき、 X から Y への「同時的因果(instantaneous causality)」が存在しないという³⁾。このような同時的因果を日常的な因果関係の概念に結びつけて理解することは困難であろう。実際、Granger因果と日常的な因果についての概念との間に乖離が生じるような例は幾つもあげることができるのであって、おそらく、Granger因果の存在は日常的な意味での因果関係の存在のための必要条件ではあるだろうが、十分条件ではない。したがって統計的因果の検定結果に対する解釈には十分な注意を必要とする。ほとんど全ての計量的手法についてと同様に、因果検定が有力であるのは、ある理論モデルから因果関係の存在が予想されているような変数間の関係について実証的な分析を加えるような場合なのである。

以下では「原因」「因果」という語はGrangerの意味で用いることにする。

[2] 日銀貸出と公定歩合の因果関係

われわれが実際に行なった実証分析について説明しよう。

まず、日銀貸出額(B)および公定歩合(r^B)は2変数自己回帰過程の実現値とみなし⁴⁾、次のように表現されているものとする。すなわち、

$$A^{(0)} \begin{pmatrix} r_t^B \\ B_t \end{pmatrix} = A^{(1)} \begin{pmatrix} r_{t-1}^B \\ B_{t-1} \end{pmatrix} + A^{(2)} \begin{pmatrix} r_{t-2}^B \\ B_{t-2} \end{pmatrix} + \dots + U_t \quad (5)$$

ただし、ここで、

$$A^{(j)} = \begin{bmatrix} a_1^{(j)} & a_2^{(j)} \\ a_3^{(j)} & a_4^{(j)} \end{bmatrix} \quad j=0, 1, 2, \dots,$$

3) 厳密な定義については、Granger(1969)、Pierce-Haugh(1977)、およびFeige-Pearce(1979)参照。

4) ⑤式における B, r^B は平均からの乖離として定義されており、平均は0である。一方、われわれの実際の計測にはこのような変換を施さない元々の B, r^B を用いている。⑦~⑨式等に定数項が現われるのはこのためであるが、このことによって以下の検定の結果が影響を受けることはない。

第2表 r^B と B の GRANGER 検定

回 帰 式	帰無仮説 [*]	F 値		回帰式の統計量		
			上側確率 (%)	\bar{R}^2	F 値	標準偏差
$B_t = f(B_{t-i}, r_{t-i}^B)$	$r^B \not\rightarrow B$	0.47	75.9	0.71	44.7	2.08
$r_t^B = f(r_{t-i}^B, B_{t-i})$	$B \not\rightarrow r^B$	1.26	28.9	0.98	930.4	0.21
$B_t = f(B_{t-i}, r_{t-i}^B, r_{t-i}^B)$	$r^B \not\rightarrow B$	0.92	47.1	0.70	45.8	2.06

* 矢印は因果の方向を示す。以下も同じ。

第3表 r^B と B の MEHRA 検定

回 帰 式	帰無仮説	F 値		回帰式の統計量		
			上側確率 (%)	\bar{R}^2	F 値	標準偏差
$B_t = f(r_{t-i}^B, r_t^C, \Delta NR)$	$B \not\rightarrow r^B$	0.38	82.5	0.24	5.43	3.26
$r_t^B = f(B_{t+i}, r_t^C, \Delta NR)$	$r^B \not\rightarrow B$	1.64	16.8	0.94	219.0	0.36

第4表 同時的因果検定

回 帰 式	帰無仮説	F 値		回帰式の統計量		
			上側確率 (%)	\bar{R}^2	F 値	標準偏差
$\varepsilon_t = f(\mu_t)$	$\text{cov}(\varepsilon_t, \mu_t) = 0^*$	3.06	9.10	0.012	2.948	0.207
$B_t = f(B_{t-i}, r_{t-i}^B, r_{t-i}^B)$	$\beta_0 = 0$	2.98	8.70	0.70	45.8	2.06

* ε_t と μ_t との相関係数は 0.136 であった。

第5表 r^C と B の GRANGER 検定

回 帰 式	帰無仮説	F 値		回帰式の統計量		
			上側確率 (%)	\bar{R}^2	F 値	標準偏差
$B_t = f(B_{t-i}, r_{t-i}^C)$	$r^C \not\rightarrow B$	0.47	75.5	0.69	44.7	2.08
$r_t^C = f(r_{t-i}^C, B_{t-i})$	$B \not\rightarrow r^C$	1.06	37.8	0.97	746.2	0.31
$B_t = f(B_{t-i}, r_{t-i}^C, r_{t-i}^C)$	$r^C \not\rightarrow B$	4.10	0.16	0.72	52.5	1.96

$$U_t = \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix}, E(U_t', U_s) = \begin{cases} \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & \sigma_2 \\ \sigma_3 & \sigma_4 \end{pmatrix} & \text{for } t=s \\ 0 & \text{for } t \neq s \end{cases}$$

であり、 $A^{(0)}$ は正則とする。したがって、⑤は、

$$\begin{pmatrix} r_t^B \\ B_t \end{pmatrix} = A^{(0)-1} A^{(1)} \begin{pmatrix} r_{t-1}^B \\ B_{t-1} \end{pmatrix} + A^{(0)-1} A^{(2)} \begin{pmatrix} r_{t-2}^B \\ B_{t-2} \end{pmatrix} + \dots + A^{(0)-1} U_t \quad (6)$$

とできる。

(a) Granger 検定

このとき、「公定歩合は日銀貸出の原因ではない」という帰無仮説 H_0 は「 $A^{(0)-1} A^{(j)}$, $j=1, 2, \dots$ が upper triangular である」ことと同値であり⁵⁾ それゆえ H_0 について次の命題の検定を行なえばよい:

$$B_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i r_{t-i}^B + \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i B_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

なる回帰式において、 $\beta_i = 0$, $i=1, 2, \dots$ である。

(b) 同時的因果関係

また現実には IT 仮説が妥当しているとすれば、 B と r^B との間に同時的因果関係が存在していることが期待される。 B と r^B とが同時的因果関係にないことの必要十分条件は、⑥式の攪乱項 $A^{(0)-1} U_t$ の共分散行列、 $A^{(0)-1} \Sigma A^{(0)-1}$ が対角行列であることである⁶⁾。またこれは、「⑤式において $A^{(0)}$ と Σ を両方も対角行列にすることができるといふ命題⁷⁾と同値である。したがって、われわれは次の2つの帰無仮説について検定を行なった:

(i) ⑥式の攪乱項の母相関係数 $\rho = 0^8)$ 。

(ii) ⑤式は適当な直交行列をかけて $A^{(0)}$ を lower triangular にしうる。この変換後の

第2成分;

$$B_t = \alpha_0 + \beta_0 r_t^B + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i r_{t-i}^B + \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i B_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

なる回帰式において、 $\beta_0 = 0$ 。

(c) Mehra 検定

さらに、 B の決定には r^B の他に、コール・レ

5) Hatanaka(1982), Sargent(1976, 1979), および Granger(1969) 参照。

6) Hatanaka(1982) 参照。

7) Pierce and Haugh(1977) 参照。

8) ⑥式を回帰させてその残差項 ε_t と μ_t ($\begin{pmatrix} \mu_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \equiv A^{(0)-1} U_t$) の標本相関係数を r とすると、 $z \equiv (1/2) \ln(1+r)/(1-r)$ は、平均 $(1/2) \ln(1+\rho)/(1-\rho)$, 標準偏差 $\sigma = 1/\sqrt{n-3}$ の正規分布する (Fisher の z 変換)。また、 $w \equiv r^2(n-2)/(1-r^2)$ は自由度 $(1, n-2)$ の F 分布する。ここで n はサンプル数を示す。

ート(r^C)および資金ポジションの変化(ΔNR)も関与しているという古川(1981)の実証研究における想定を考慮して、われわれは次のような検定も行なってみた:

もし $B_t = f(r^C, r^B, \Delta NR)$ という定式化が正しいとすると、帰無仮説 H_0 の下では、

$$r_t^B = \alpha_0 + \alpha_1 r_t^C + \alpha_2 \Delta NR_t + \sum_{i=-\infty}^{\infty} \beta_i B_{t-i} + \varepsilon_t \quad \textcircled{9}$$

なる回帰式において、 $\beta_i = 0, i = -\infty, \dots, -1$ でなければならない⁹⁾。

ここで、 $\textcircled{7} \sim \textcircled{9}$ 式の ε_t は全てホワイト・ノイズである。また、Granger 検定および Mehra 検定については「日銀貸出は公定歩合の決定の原因ではない」という帰無仮説(H_0')についても検定を行なってみることにした。

実際の検定結果は第2~4表にまとめてある。 B としては都市銀行の日銀借入金をとっている。計測期間は昭和41年1月から54年12月であり、月次データを用いるのでサンプル数は168である¹⁰⁾。また実際の計測にあたっては $\textcircled{8} \sim \textcircled{10}$ 式のラグおよびリードの期間は4期まで考慮することにした¹¹⁾。

第2表に示した Granger 検定の結果から、非

9) Mehra(1978)参照。

10) 計測期間は古川(1981)との対照を考慮して決定したが、以下で述べるように、われわれの実証においてはリード・タイムおよびラグ・タイムを4としたことと、2次のフィルターを用いた実証結果との比較対照を行なったために、計測式においては、 $t = \text{昭和}41\text{年}7\text{月} \sim \text{昭和}54\text{年}8\text{月}$ としている。なおデータは全て『経済統計年報』より採った。

11) 以上の検定が有効であるためには、各変数が定常過程の実現値であり、残差項 ε_t に系列相関がないという条件が満たされていなければならない。前者については、各変数のグラフを描いて判断した。各変数について明確なトレンドは認められず分散についてもほぼ一定とみなして差しつかえない程度のものであった。後者については、「 $\varepsilon_t = \rho_i \varepsilon_{t-i} + \mu_i, i = 1, 2, 3, 4$ 」という回帰式で $\rho_i = 0, i = 1, 2, 3, 4$ を検定した。その結果、Granger 検定および同時的因果検定については残差項の系列相関は全く問題にならない程度のものであった。Mehra 検定については、若干の系列相関が認められるため、ラグおよびリードを10期まで延長した検定を行なってみたが、系列相関については改善されなかった。ところで、上記の2つの性質を満たすように適当なフィルターを用いて変数を変換して検定を行なおうとする立場もある[たとえば Sims

常に高い有意水準をとっても H_0 および H_0' は棄却されないことが分かる。また第3表に示した Mehra 検定からも、15%水準では H_0 が棄却されないことが分かる。一方、第4表の同時的因果検定は、10%水準で帰無仮説が棄却されることを示している。以上3つの検定は、いずれも B と r^B とは原因・結果の関係ではなく同時に決定されていたということを強く示唆している。すなわち、これらの実証結果は IT 仮説を支持しているのである。

ここで以上の検定に用いたデータについて若干の検討を加えておこう。われわれの使用したデータは、日銀借入金は月末残高であるのに対して、公定歩合およびコール・レートは月平均値である。したがって、Granger 検定においては t 期の日銀借入金に対して公定歩合は $t-1$ 期のものまでを過去の値とみなしていたのだが、あるいは t 期の値も過去値に含めておいた方が良いということも考えられる。われわれはこのようなデータの性質を考慮して、実際に $\textcircled{7}$ 式に代わって

$$B_t = \alpha_0' + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i' r_{t-i}^B + \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i' B_{t-i} + \varepsilon_t \quad \textcircled{7}'$$

の定式の下に「 $\beta_i' = 0, i = 0, 1, \dots$ 」を検定してみたが(第2表第3行)、 H_0 がかなり高い有意水準をとっても棄却できないという結論に変わりはなかった¹²⁾。

[3] 実証結果の検討

われわれは、公定歩合と日銀貸出の水準との間

(1972)]。しかしこのような変換を行なった場合、フィルターの選び方によって因果検定の結果が影響を受けるとい主張が Yamamoto(1977)、Feige-Pearce(1979)によってなされている。そこでわれわれは各変数に2次のフィルター $[(1-kL)^2, k=0.1, 0.2, \dots, 1.0]$ 、ここで L はラグ演算子]を用いて変換を施した場合についても検定を行なってみたが、基本的な実証結果は全く変わらなかった。

12) $A^{(0)}$ が対角行列である場合、Granger の意味で X は Y の原因ではないということは、分布ラグ形のモデルを用いて、 $X_t = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$ なる回帰式において、 $\alpha_i = 0$ for $i = -\infty, \dots, -1$ ということと同じことであることが Sims(1972)によって示されている。われわれは念のため、Granger 検定とともに、この Sims 検定も行なってみたが、基本的な結果は全く同一であった。

に因果関係が存在するか否かで IT 仮説と UI 仮説との妥当性の判定を行なうことができるという立場で分析を進めてきたわけであるが、ここで再び、われわれの実証結果が IT 仮説を支持しているということを明らかにしておきたい。

いま問題とされねばならないのは、公定歩合と日銀貸出の水準とが同時に決定されていて、なおかつ UI 仮説が妥当しているというような状況が現実にあるのかということであるが、議論を整理するために、ここではインプリシット費用仮説が妥当する場合と、信用割当仮説が妥当する場合とに状況を分けて検討してみることにしよう。

先ずインプリシット費用仮説の場合を考えてみよう。インプリシット費用仮説によれば公定歩合と貸出抑制変数 α は両方とも銀行に対してコストとして作用するのであるから、UI 仮説が正しいならば、公定歩合が改定されると、その効果は必ず一定期間を経た後に日銀貸出額に影響を与えるはずである。したがってこの場合、因果検定によれば公定歩合が原因で日銀貸出額がその結果であるという計測結果を得るはずであり、われわれの実証結果は UI 仮説を支持しない。

もっとも、 α の発動について特殊な仮定を設けるならば、UI 仮説によってもわれわれの計測結果を説明できないわけではない(第3図参照)。もし t_2 時点で公定歩合を上げるとともに、その効果を相殺するように貸出抑制変数を下げると仮定するならば、 t_3 においても日銀貸出は変化しない可能性がある。そして、さらに t_1 時点において α を上げておくならば、 t_2 時点において日銀貸出額は減少することになるであろう。この場合、因果検定によれば、われわれのものと同様に公定歩合と日銀貸出額が同時的因果関係にあるという結果が得られるであろう。しかしながら、このような説明はあまりにも不自然であり、なぜ日

銀は t_2 時点において公定歩合の効果を丁度相殺するように貸出抑制変数を動かすというような奇妙な行動をとらねばならないのかを説明できなければ、説得的なものとはなりえない。結局、公定歩合の改定と日銀貸出額の変化とが同時に生じていたというわれわれの実証結果は、IT 仮説をとることによって自然に理解されるのである。

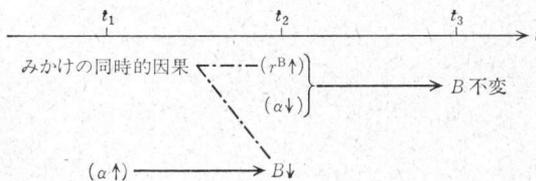
次に信用割当仮説が妥当している場合を考えてみよう。信用割当仮説と UI 仮説との組合せ(第1表第IV欄)が現実には発生しているということはただちには理解し難いが、日銀関係者や寺西(1979)が一応ここへ分類することができる。この考えによると、日銀が信用割当(具体的には「積の調整」)を実施して後かなりの時間を経てからその効果が現われ、実際に日銀貸出額が変化することになるのである。この立場に立って、公定歩合と日銀貸出額が同時的因果関係にあったというわれわれの計測結果を説明しようとする、信用割当を実施した後、その効果が現われる時点でタイミングよく公定歩合を改定すると考える他はない。しかしこのような説明では、公定歩合の改定がどのような目的で行なわれるのかが理解し難い。公定歩合改定も何等かのルートによって金融情勢に影響を与えることを意図している限り、日銀貸出水準の改定と同時期に公定歩合の改定が行なわれるものとするのが自然である。この場合、もし UI 仮説が正しいとするならば、因果検定によって公定歩合が日銀貸出の原因であるという結果が得られるはずである。他方、IT 仮説が正しいならば、公定歩合と日銀貸出額が同時的因果関係にあるという結論を得ることになる。

結局、インプリシット費用仮説、信用割当仮説のいずれをとるにしても、われわれの実証結果は IT 仮説を支持するのである。

4. 日銀の意思決定とコール・レート

日銀信用の水準は日銀貸出の水準と債券手形操作による信用供給との和であり、日銀貸出に比べて債券手形操作の方が日銀は自らの意思を反映させることが容易であろうと思われるので、日銀貸出が日銀の意図した水準に決定されていたという

第3図



前節の結論は日銀信用全体もまた日銀の意図した水準に決定されていたのではないかという推測を生じさせる。このような推測が正しいとするならば、日銀信用供給の決定メカニズムの解明は、結局、日銀の意思決定メカニズムの解明に帰着する。日銀信用全体の水準の決定に対する本格的な分析は本稿が目的とする範囲を越えており、それはまた別の機会に譲らざるをえないが、ここではこの問題の解明への1つの接近として、コール・レートが日銀の意思決定の原因となっていたかという問題を統計的因果検定を適用し実証的に明らかにしてみたい。

実際に Granger 検定を適用し、「コール・レートは日銀貸出決定の原因ではない」という帰無仮説(\bar{H}_0)と、「日銀貸出はコール・レート決定の原因ではない」という帰無仮説(\bar{H}_0')を検定した結果が、第5表の第1,2行である¹³⁾。 \bar{H}_0 、 \bar{H}_0' はともに棄却されない。ところが、前節で触れたデータの性格を考慮して、コール・レートの月平均値を同月末の日銀貸出残高に対しては過去値として見做して \bar{H}_0 を検定すると¹⁴⁾、第5表の第3行目に示したように、 \bar{H}_0 は非常に低い有意水準で棄却される。すなわち、日銀はコール・レートを考慮しながら日銀貸出の水準を決定しているが、日銀貸出の水準はコール・レート決定の原因とはなっていないと結論されるのである¹⁵⁾。

13) 具体的には「 \bar{H}_0 の下では、 $B_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \cdot B_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_i \cdot r_{t-i}^C + \varepsilon_t$ なる回帰式において、 $\beta_i = 0$ for $i=1, 2, \dots, 4$ 」および「 \bar{H}_0' の下では、 $r_t^C = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i \cdot r_{t-i}^C + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \cdot B_{t-i} + \varepsilon_t$ なる回帰式において、 $\alpha_i = 0$ for $i=1, 2, \dots, 4$ 」を検定した。ここでも残差項の系列相関は問題にならなかった。

14) 具体的には「 \bar{H}_0 の下では、 $B_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \cdot B_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i \cdot r_{t-i}^C + \varepsilon_t$ なる回帰式において、 $\beta_i = 0$ for $i=0, 1, \dots, 4$ 」を検定したのである。

15) この結果は、日銀貸出額はコール・マネーの需要に直接影響をおよぼすと考えられることから、納得しがたいものであるかもしれない。しかしながら、これについては次のような解釈を与えることができるであろう。第1に、債券手形操作による信用供給が存在するために、日銀信用全体と日銀貸出とは必ずしもパラレルに変動していないことがあげられる。実際、資

ところで、この結果は窓口指導の有効性についてもひとつの含意を与えている。すなわち、日銀が実際にコール・レートの水準をみながら、それが低い時には日銀信用を減少させるという意思決定を行なっているとするならば、部分的にせよ窓口指導は有効である(ただし、窓口指導は単独で有効であるとは言えない)。なぜならば、窓口指導はコール市場の需要を縮小し、コール・レートを下落させるので、その結果として日銀信用量が抑制されることが期待されるからである¹⁶⁾。

5. む す び

われわれの分析を要約しておこう。

日銀貸出の決定メカニズムについては、これまで日銀の政策手段を重視する観点から、信用割当仮説とインプリシット費用仮説との妥当性をめぐっての論争が進行していた。しかしながら、われわれの検討からは、貸出政策の有効性を問題にするときにはこのような政策手段についての議論は有用なものではないということが明らかとなった。日銀貸出が日銀の意図した水準にコントロールされていたのかどうかということが直接に論点として取り上げられねばならないのである。われわれは、統計的因果関係についての検定から実証的に日銀貸出は日銀の意図した水準に実現されており、しかもその水準はコール・レートを参考にして決定されてきたことを示すことができた。これらの実証結果はいくつかの重要な含意を与えることになるであろう。たとえば、日銀貸出が日銀によって意図した水準にコントロールされていることは、マネー・サプライを政策的に決定しうる

金需給実績によると、昭和40~53年度の間で日銀貸出額と日銀信用の増減に乖離が生じている期間がおおよそ3分の1存在している。このため、たとえ日銀信用全体はコール・レート決定の原因となっているとしても、日銀貸出額についても同様であるとは限らないのである。第2に、われわれがデータとして入手可能な半月以上のタイム・スパンでは、銀行の短期資金需要量を一定とみなすことができないのかもしれない。この場合には、次節で述べるように、日銀貸出のコール・レートに対する効果は不確定となるのである〔注17)参照〕。

16) このような主張を明確にしているものとして、寺西(1979)がある。

というマクロ的政策論にひとつの論拠を与えることになる。また、日銀が適正と考える貸出水準がコール・レートを参考として決定されているということからは、たとえ部分的にはあるにせよ窓口指導は有効であるという主張を導くことができるのである。

ただし、本稿の実証分析は主としてデーターについての制約を受けており、より精密なデーター、たとえば週データー、が利用可能となったときには上記の結論が変更される可能性が存在することは否定できない。また、インプリシット費用仮説が妥当する場合、「貸出抑制変数」を何等かの方法で数量化することが可能となれば本稿の実証研究が改善されることは当然であろう。

いずれにしろ、日銀信用供給の意思決定がどのようなメカニズムに依っているのかを究明することは難しい作業であって、本稿の分析はそのほんの一步にすぎないことは認めねばならない。ここでは、より詳細に日銀の意思決定関数を推定しようとする際に解決されねばならないいくつかの課題を示してむすびに代えることとしたい。

(1) 日銀の意思決定関数が、市中銀行の日銀借入需要関数から識別されうるような定式化がなされねばならない。

(2) コール市場が明示的に考慮されねばならない。

(3) 日銀信用を日銀貸出と債券手形操作とに分割して取り扱うのか、一括して取り扱うのかについて、その可能性および妥当性が検討されねばならない。

(4) 月次データーを用いる場合、市中銀行の貸出量が一定であるという仮定を置くことの妥当性が検討されねばならない¹⁷⁾。

井澤 裕司(電力中央研究所)

筒井 義郎(大阪大学経済学部)

17) 銀行の貸出額を一定と考えるのか否かで、コール市場の定式化は大きくかわってくる。例えば、山本(1980)のように分析の対象とする期間を短くとり貸出額を一定とすると、日銀信用の増加はコール・レートを引下げる効果をもつであろう。一方、寺西(1979)のように貸出額が変更されうるようなタイム・スパンで考えれば、その効果を確定することはできない。

参考文献

[1] Feige, E. L. and D. K. Pearce, "The Casual Causal Relationship between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis," *Review of Economics and Statistics*, (November 1979), pp. 521-33.

[2] Granger, G. W. J., "Investing Causal Relationships by Econometric Models and Cross Spectral Methods," *Econometrica*, Vol. XXXVII, (July 1969), pp. 424-38.

[3] Hatanaka, M., "The Causality and the Exogeneity Tests in the Simultaneous Equations," Discussion Paper Number 33, March 1982, Osaka University.

[4] Mehra, Y. P., "Is Money Exogenous in Money Demand Equations?" *Journal of Political Economy*, Vol. LXXXVI, (1978), pp. 211-28.

[5] Pierce, D. A. and L. D. Haugh, "Causality in Temporal Systems: Characterizations and a Survey," *Journal of Econometrics*, Vol. V, (May 1977), pp. 265-93.

[6] Sargent, T. J., "A Classical Macroeconometric Model for the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. LXXXIV, (1976), pp. 207-37.

[7] —, *Macroeconomic Theory*, Academic Press, Inc., New York: 1979.

[8] Sims, C. A., "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, Vol. LXVI, (September 1972), pp. 540-52.

[9] Yamamoto, T., "Notes on Money, Income and Causality," *The Soka Economic Studies Quarterly*, Vol. VII, (June 1977), 創価大学, pp. 113-7.

[10] 古川顕「日本銀行の貸出供給ルール」『季刊現代経済』第45号(1981年11月), pp. 61-75.

[11] 堀内昭義『日本の金融政策』東洋経済新報社, 1980年。

[12] 呉文二『金融政策』東洋経済新報社, 1973年。

[13] 蠟山昌一「わが国の金融メカニズム」島野卓爾・浜田宏一(編)『日本の金融』岩波書店, 1971年, 序章, pp. 1-24.

[14] 鈴木淑夫『現代日本金融論』東洋経済新報社, 1974年。

[15] 寺西重郎「人為的低金利政策下での金融政策」『計測室テクニカルペーパー』第49号(日本証券経済研究所, 1979年12月), pp. 1-50.

[16] 山本和「わが国におけるマネー・サプライ・コントロールのメカニズムについて」『金融研究資料』第5号(1980年5月), pp. 1-14.

[17] 安田正「マネー・サプライ・コントロールのあり方」『金融研究資料』第10号, (1981年11月), pp. 37-62.