

「主要3カ国における金利と通貨量の 因果関係の比較分析」

湯浅 由一

第1節 分析の目的

本論文における目的は、マネー・サプライ集計量と市場金利との関係を時系列データにより分析することにある。より具体的には、日本・アメリカ・西ドイツの3カ国に関して、その国における代表的な市場金利とマネー・サプライ集計量との間における経済学的な意味での「因果関係」を、1960年代から現在までの時系列データを用いたシムズ・テストによって検証し、この推定結果の含意を整理することである。

第2節 因果関係 Causal Relationship

(i) グレンジャーの因果関係

Causality in Granger's sense

現実の経済システムは多くの経済変数から構成されており、さらに、これらの諸変数は複雑な相互依存関係にあるとみなすのが一般的であると考えられる。自然科学と異なり、実験の繰り返しによって変数間の関係を明らかにすることが不可能である現実経済を分析対象とする限り、経済学固有の「因果性 causality」が求められてくる。すなわち、「グレンジャー（の意味で）の因果関係」という概念である。これは、C. W. J. Granger (1969) によって定義された概念であって、経済変数間における因果関係を明らかにするための評価基準として、「予測力あるいは時間的前後関係」を用いるものである。

「グレンジャーの因果関係」は、直観的には次のように定義される（注1）。

変数Yの将来値を予測する場合、変数Yの過去及び現在の値を用いて予測するよりも、変数Xの過去及び現在の値を同時に用いたほうが、変数Yの予測力を高める時、変数Xは変数Yの原因 (cause) である (換言すると、変数Xから変数Yへの因果関係が存在する)。

ここで、グレンジャーの因果関係を定義するためには、次の2つの条件が満足されていなければならないことに注意する必要がある。

すなわち、

(1) 変数Yを予測するのに必要な情報は、すべて、変数Xと変数Yの時系列データの中にのみ含まれている。

(2) 時系列データ、XとYは、定常確率過程 stationary stochastic process にあり、XとYは、時間に関して不変な平均と分散をもつ。

という条件である。

(ii) シムズ定理

Theorem of Sims

「グレンジャーの因果関係」を、実用的に検証する方法として考えられた検定方法として「シムズ・テスト」がある。C. A. Sims (1972) は、次の「シムズ定理」に基づいて、因果関係の有無を明らかにする手法を考案したのである。それは、

2つの定常確率過程に従う、変数XとYが2変量時系列モデルの形で表現される場合、変数Yから変数Xへのグレンジャーの因果関係が存在しないならば、YはXの過去及び現在の分布ラグの形で表わすことができる。

というものである。従って、

変数Xから変数Yへの因果関係が存在する場合、Yの現在値を、Xの過去値、現在値及び将来値で回帰した時、YはXの過去値と現在値によって表わすことができ、かつ、Xの将来値は、Yの説明要因とならない。

シムズ・テストの具体的な手順については、第3節で詳しく説明することにするが、フィルター操作（注2）及びラグ分布の選択によって、テスト結果が必ずしも一義的には決まらないという性質があり（注3）、テスト結果の解釈については、慎重に考慮がなされなければならないと考えられる。しかしながら、2変量間の因果関係の存在及びその方向を、容易に検証することができるという実用的な側面から優れている手法であるとされている。

第3節 シムズ・テストと因果の判定

（i）シムズ・テスト

Sims Test

「グレンジャーの因果関係」を検証するのに実用的な検定方法であるシムズ・テストとは、次のような内容をもっている。2つの定常確率過程に従う時系列を X_t 及び Y_t とした時、 X_t と Y_t との間の因果関係の有無を検証するためには、以下の2つの回帰式を推定することが必要となる。すなわち、

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=-m}^n \beta_{1i} \cdot X_{t-i} + u_t \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$X_t = \alpha_2 + \sum_{i=-m}^n \beta_{2i} \cdot Y_{t-i} + v_t \quad \dots\dots\dots (2)$$

ここで、

α_1, α_2 : 定数項

β_{1i}, β_{2i} : 係数パラメーター

X_t, Y_t : 定常確率過程に従う時系列

X_{t-i}, Y_{t-i} : i 期前の X_t と Y_t の値

u_t, v_t : 誤差項

平均0, 分散一定, 自己相関がない,

いわゆるホワイト・ノイズ

m : 将来値の期数

n : 過去値の期数

シムズ・テストは、第2節の(ii)で述べたシムズ定理に基づき、(1)式と(2)式における、各変数の将来値の統計的有意性を検定することによって、変数間における因果関係の有無及びその方向を検証するのである。この回帰式の推定においては、次のことがらが重要なポイントになってくる。

まず第一に、変数 X_t と Y_t は、定常確率過程に従うということである。すなわち、変数は、時間に関して不変な平均と分散をもっていなければならないということである。しかしながら、経済変数が定常的であるとは一般に言えないことから、C. A. Sims (1972)は、定常的な時系列を作り出すための工夫として、 $(1 - 0.75L)^2$ という形のフィルター filter を用いている。ここで、 L はラグ・オペレーターであって、

$$L^i \cdot X_t = X_{t-i} \quad \dots\dots\dots (3)$$

を意味するから、

$$(1 - 0.75L)^2 \cdot X_t = X_t - 1.5X_{t-1} + 0.5625X_{t-2}$$

ただし、各 X_t は自然対数値

$$\dots\dots\dots (4)$$

ということになる。C. A. Sims (1972)は、この $(1 - 0.75L)^2$ というフィルターを、ア・プリオリ a priori に用いるのであるが、Y. P. Mehra (1977)は、 $(1 - kL)^2$ という形に拡張し、 $0 < k < 1$ の中から回帰式の残差における系列相関を取り除く最適な k の値を選ぶという改善を行う。これに対して、この $(1 - kL)^2$ というフィルター・フォーム filter・formにより、残差の系列相関が取り除かれる保証はないとする立場から、これとは異なる、 $(1 - L) \cdot (1 - kL)$ という形の別のフィルター・フォームが、D. Williams and C. A. E. Goodhart and D. H. Gowland (1976)によって用いられた。さらに、フィルター・フォームの違いにより、テスト結果が異なってくるというデリケートな性質が認められるのである(注4)。

第二のポイントは、ラグ lag 分布のとり方、すなわち、回帰式の説明変数

として、どれぐらいの期数を過去値及び将来値に採ることが最適であるのかという問題である。C. A. Sims (1972) は、8期の過去値と4期の将来値を選び回帰を行っているが、この期数の選択について客観的な基準はなく、しかも、ラグ分布のとり方に、テスト結果が左右されるという性質がある。一般に、できる限り、長い期数を採ることが望ましいとされるが(注5)、しかしながら、「長い期数」ということについても客観性がないことから、以下では何タイプかのラグ分布を採ってみることにする。

第三には、回帰式の推定に用いる原データは季節未調整の数値を用いることが、原則としては望ましいということがある。これは、季節調整の方法が異なるために生じるかもしれない「見せかけの因果関係 spurious causality」を回避するためである(注6)。

以上、3つの問題点に見られたように、因果関係を検証するシムズ・テストに関して、一定の固定した推定方法が確立されているわけではないことが指摘できる。

(ii) 因果の判定

(1)式と(2)式の回帰式を推定することに基づいて、2つの変数 X_t と Y_t との間における因果関係の有無及びその方向を判定することが可能となる。例えば、変数 X_t から変数 Y_t への一方方向の因果関係(unidirectional causality)が存在するのは、次のケースである。(1)式における X_t の将来値の係数パラメーターがグループとして統計的に有意ではなく、かつ、(2)式における Y_t の将来値の係数パラメーターがグループとして統計的に有意である場合である。ここで、「係数パラメーターがグループとして統計的に有意である」というのは、回帰式における説明変数全体のうち、将来値のグループに属するデータはすべてゼロであるという帰無仮説が棄却されることを意味する。この判定方法は、第2節の(ii)におけるシムズ定理に対応する内容であって、変数 X_t から変数 Y_t への因果関係が存在するならば、 Y_t の現在値を、 X_t の過去値及び現在値によって表わすことができ、かつ、 X_t の将来値は、 Y_t の説明要因とはならない、つまり、(1)式における X_t の将来値の係数パラメーターが統計的に有意ではないということに対応するのである。

また、(1)式と(2)式における X_t と Y_t の各将来値がともに、グルー

プとして統計的に有意であるならば、 X_t と Y_t の間には双方向の因果関係 (bidirectional causality) が存在すると判定されることになる。より具体的な判定方法については、第4節において述べることにする。

第4節 シムズ・テストの手順

(i) データの出所

初めに、分析に用いた時系列データに関して説明しておきたいと考える。

まず、回帰に用いたすべての時系列データは、IFS (International Financial Statistics) の各号から採った数値から作成されたものである。用いた経済変数は、表1のとおりであって、ひとつの国に関して「1つの代表的な市場金利 money market rate」と「3つのマネー・サプライ集計量 monetary aggregates の期末残高 (季節未調整値)」を選んでいる。

(ii) シムズ・テストの手順

具体的には、次のようなステップにより、シムズ・テストを行った。

(ステップ1)

3つのマネー・サプライ集計量 (期末残高) に関して、その季節未調整の原データの対前年同月比を求めた。

(ステップ2)

市場金利として採用した利子率と (ステップ1) において求めた数値について、その自然対数値をとる。

(ステップ3)

次に、回帰式の残差に系列相関がないようにするために、(ストップ2) で得た数値にフィルター操作を行った。ここで、フィルター・フォームとして、次の2タイプのフィルターを採用した。

1つは、 $(1 - kL)^2$ という形で、これは、C. A. Sims (1972), Y. P. Mehra (1977), 折谷 吉治 (1979), 幸村 千住良 (1986) において採用された形のフィルターであって、具体的には、

$$(1 - kL)^2 \cdot X_t = X_t - 2k \cdot X_{t-1} + k^2 \cdot X_{t-2} \dots\dots\dots (5)$$

ということになる。

2つめのフィルター・フォームは、 $(1 - L) \cdot (1 - kL)$ の形をしたもので、D. Williams and C. A. E. Goodhart and D. H. Gowland (1976), 古川 顕 (1985) において用いられたフィルターである。これは、

$$(1 - L) \cdot (1 - kL) \cdot X_t = X_t - (1 + k) \cdot X_{t-1} + k \cdot X_{t-2} \dots\dots\dots (6)$$

になる。

各回帰式の残差に系列相関がない、と言うよりも実際にはより系列相関を少なくするための最適な k の値を選び出すための工夫として、次のような作業を行った。すなわち、 k の値として、0.0, 0.1, 0.2, ……、0.8, 0.9, 1.0 の各値を2タイプのフィルター・フォームに代入して得られる合計20ケのフィルターを作成し、このフィルター操作によって得た加工時系列により回帰を行い、D. W. (ダービン・ワトソン) 比が最も2.0に近い値を実現する k の値を推定結果として採用していくという方法である。この方法は、Y. P. Mehra (1977) によるフィルターの決め方を応用したものである。

(ステップ4)

フィルターを決めると同時に、ラグ分布の形についても考えなければならない。ここでは、月次データを採用していることから、経済変数の影響を12ヶ月の長さで考えることにして、(12 future・12 past) すなわち、12期の将来値と12期の過去値及び現在値によって回帰を行ってみることにした。さらに、テスト結果がラグ分布のとり方に影響を受けるということを考慮して、比較のための参考として、(8 future・12past) を2つめのラグ分布の形として選んでみた。

(ステップ3) と (ステップ4) の内容から、2タイプのフィルターと2タイプのラグ分布の形を採用することになり、一組の変数間 (推定期間が異なることにより、同一の変数間においても、異なる別の一組とみなして考える) における因果関係の有無をテストする場合に、表2に示すとおり、4つのケース

でテストを行うことになった(注7)。

(ステップ5)

さらに、分析の対象とする期間(ピリオド)を2つのサブ・ピリオドに分けて、各ピリオドにおける因果関係の有無を検証するとともに、その前後の期間における因果関係の変化もあわせて考察することにした。そのためのサブ・ピリオドを決める時点として、ここでは、第一次石油ショックが生じた1973年10月を分岐時点としてみた。

(ステップ6)

次に、実際に推定を行った回帰式の形について説明すると、一組の変数間における因果関係を検討するためには、次の4つの回帰式を推定しなければならない(注8)。

コール・レート(CR)とハイ・パワード・マネー(HPM)との間の因果関係を例にして説明すると、次の(7)式から(10)式の回帰式を推定することである。ここでは、(12future・12past)の場合を例示してみた。

$$CR(0) = \alpha_{11} + \sum_{i=-12}^{12} \beta_{1i} \cdot (HPM)_{t-i} + u_{1t} \dots\dots\dots (7)$$

$$CR(0) = \alpha_{12} + \sum_{i=0}^{12} \beta_{2i} \cdot (HPM)_{t-i} + u_{2t} \dots\dots\dots (8)$$

$$HPM(0) = \alpha_{21} + \sum_{j=-12}^{12} \beta_{1j} \cdot (CR)_{t-j} + v_{1t} \dots\dots\dots (9)$$

$$HPM(0) = \alpha_{22} + \sum_{j=0}^{12} \beta_{2j} \cdot (CR)_{t-j} + v_{2t} \dots\dots\dots (10)$$

ここで、

CR(0), HPM(0) : CRとHPMの現在値

$\alpha_{11}, \alpha_{12}, \alpha_{21}, \alpha_{22}$: 定数項

$\beta_{1i}, \beta_{2i}, \beta_{1j}, \beta_{2j}$: 係数パラメーター

$(HPM)_{t-i}, (CR)_{t-j}$: i期あるいはj期前の値

$u_{1t}, u_{2t}, v_{1t}, v_{2t}$: 誤差項

である。

以上のように一組の変数間における因果関係を検証するために、過去値と現在値に回帰させた式と将来値をも含めて回帰させた式を推定するという作業は、第2節において述べたシムズ定理の内容を具体化するためのものである。

(iii) 因果の方向

因果関係の方向を判定するための条件は、表3に示すように要約することができる。表中の矢印は因果の方向を示している。記号の(-)は、変数の過去値、(0)は現在値、そして(+)は将来値を意味している。②と⑤の欄の、 $X(+)$ と $Y(+)$ は、 $Y(0) = X(-, 0, +)$ と $X(0) = Y(-, 0, +)$ における変数 X と Y の将来値の統計的有意性をF検定により検証することを示している(注9)。以下では、この判定方法に従って得た、日本・アメリカ・西ドイツに関しての実証分析が提示されることになる。

第5節 実証結果

(i) 日本におけるコール・レートとマネー・サプライ集計量との因果関係

日本におけるコール・レートと3つのマネー・サプライ集計量、すなわち、ハイ・パワード・マネー、 $M1$ 、 $M2 + CD$ との間における因果関係を検証してみた最終的なテスト結果は、表4に要約された形で示されている。この表の見方を説明すると、まず、矢印は、因果関係の方向を意味している。各欄の○印は、第4節の(iii)において述べた判定方法により、変数間の因果関係が認められたケースであることを示している。そして、×印は、一方方向あるいは双方向の因果が認められなかったケースである。各ケースの1から4は、第4節の(ii)において説明した推定方法の場合分けに対応するものである。

さて、この表4の結果からは、次のことがらが認められる。

第一に、コール・レートと $M1$ との関係に注目してみると、推定を行ったすべてのケースにおいて、一方方向あるいは双方向の因果関係が認められないということである。

コール・レートと $M1$ との推定結果を、一つ前の段階において考えてみると、1960年1月から1985年5月までの全期間を推定期間とした時、 $(1 - L) \cdot (1 - kL)$ というフォームのフィルターを用いたケース3およびケース4に

において、コール・レートをM1の過去値、現在値、将来値に回帰させた時、M1の将来値が説明要因になっていることが認められた（それぞれ、5%水準で有意）。しかし、この時、逆に、M1をコール・レートの過去値、現在値、将来値に回帰させた式そのものは統計的に有意ではなかった。すなわち、コール・レートの変動が、M1の変動に対する説明要因になっていなかったことがうかがわれるのである。

これに対して、推定期間を1960年1月から1973年9月までとした時、ケース1からケース4まで同じ特徴が認められた。この期間では、M1をコール・レートの過去値、現在値、将来値に回帰させた時、コール・レートの将来値がM1の変動の説明要因になっていることが認められる（それぞれ、5%水準で有意）。一方、コール・レートをM1の過去値、現在値及び将来値に回帰させた式は、統計的に有意ではなかった。従って、第一次石油ショック発生後の期間を含めた1985年5月までの推定結果と比較してみると、コール・レートとM1との関係が変化していることになる。

表4から、第二に認められることは、ハイ・パワード・マネーからコール・レート、M1からコール・レート、及び、M2 + CDからコール・レートへの一方方向の因果関係の存在を示すようなテスト結果は、いずれの因果についても、一つのケースも認められなかったということである。つまり、3つのマネー・サプライ集計量から市場金利（コール・レート）への一方方向の因果関係は、この検証テストからは得られなかったことになる。この事実は、他の2国（アメリカ・西ドイツ）のテスト結果と比べた時、極めて特徴的であると言える。日本のテスト結果についてのみ認められた事実であると言える。

日本についてのテスト結果から認められる第三のことは、コール・レートとハイ・パワード・マネーとの間に、一方方向の因果関係が存在していることを示す推定結果が、いくつかのケースにおいて認められたという点である。いずれのケースも、コール・レートからハイ・パワード・マネーへの一方方向の因果であった。推定期間を1960年1月から1985年5月までとした時、ケース1とケース2では、一方方向の因果の存在を示す推定結果が得られており、ケース3及びケース4では、これを否定する結果が得られていることになるが、これはフィルター・フォームの相異によるためであると推測される。さらに、各回

帰式のD. W. (ダービン・ワトソン) 比に注目してみれば、ケース1とケース2に比べて、ケース3とケース4ではハイ・パワード・マネーをコール・レートの過去値、現在値、将来値に回帰させた式の残差に、負の系列相関が残っていることが判断できる(注10)。従って、日本においては、コール・レートからハイ・パワード・マネーへの一方方向の因果が存在していることを示す推定結果になっていると判断することができることになる。

推定結果(表4)から認められる第四のポイントは、コール・レートから $M2 + CD$ への一方方向の因果の存在が、1つのケースにおいてのみ認められたことである。推定期間は、データの利用可能性の制約から1967年1月から1973年9月までとした時の、ケース1において、コール・レートから $M2 + CD$ への因果が存在することが認められたのである。これより、第一次石油ショック以前には、コール・レートから $M2 + CD$ への一方方向の因果関係の存在を一応認めることができたが、それは例外的な現象である可能性が否定できないこと、そして、第一次石油ショック後、この関係は、より検証されにくくなっている、あるいは、認められなくなっていると考えられるのである。

(ii) アメリカにおけるTBレートとマネー・サプライ集計量との因果関係

アメリカにおけるTB (Treasury Bill) レートと3つのマネー・サプライ集計量との因果関係の有無及びその方向に関する推定結果は、表5にまとめられている。表の見方は表4と同じである。

アメリカにおける各マネー・サプライ集計量の時系列データに関しては、IFS統計データの利用可能性の制約から、Money 及び Money + Quasi Money の時系列に関しては、1960年1月から1979年3月までしか利用することができなかった(注11)。一方、Reserve Money については、1960年1月から1985年3月までである。

表5を見た時、第一に特徴的と思われるのは、推定期間を1960年1月から1973年9月までとした時と、1973年10月以降とした時の推定結果とを見比べてみた場合に、極めて対照的と思われる結果が提供されている点である。因果関係の存在が認められたケースは、すべて、1960年1月から1973年9月までを推

定期間に採った時であり、推定期間を1973年10月以降にしてみた時には、一方方向あるいは双方方向の因果の存在を示すテスト結果が1ケースも認められないということである。

T Bレートと Reserve Money との関係に注目して推定結果を考えてみると、因果の存在は、1960年1月から1973年9月までを推定期間とした時のケース3及びケース4において認められる。これは、T Bレートから Reserve Money への一方方向の因果である。この期間、逆に、Reserve Money からT Bレートへの一方方向の因果が存在することを示す検証結果が1ケース認められる。ケース1では、Reserve Money からT Bレートへの一方方向の因果が存在することになり、ケース3及びケース4からはこれと反対に、T Bレートから Reserve Money への一方方向の因果が存在することになっている。このような相反する推定結果が提供された要因としては、フィルター・フォームの相異による影響が考えられる。ケース3、4と比較した時、ケース1では残差の系列相関がほぼ取り除かれていると判断することができるであろう。

これらの事情から、アメリカにおけるT Bレートと Reserve Money との間には、第一次石油ショックが発生する以前の期間において、Reserve Money からT Bレートへの一方方向の因果の存在がうかがわれるような推定結果になっており、この関係は石油ショック以後に変化しているとみることができよう。

次に、T BレートとMoneyとの関係について考えてみる。1960年1月から1973年9月までの期間、MoneyからT Bレートへの一方方向の因果の存在がケース1とケース2において認められ、ケース4からは、MoneyとT Bレートとの間に双方方向の因果が存在していることが判断される。推定期間を1960年1月から1979年3月までとした時にも、ケース1及びケース2では、MoneyからT Bレートへの一方方向の因果の存在が示され、ケース3、ケース4では両変数間に双方方向の因果が存在することが示されている。ケース1、ケース2の各回帰式については、残差の系列相関が、問題とならない程度に取り除かれていると判断すれば、アメリカにおいては、MoneyからT Bレートへの一方方向の因果の存在が検証されたと言えることになる。しかし、この関係は、1973年10月以降の'70年代においては、検証されにくくなっているとみることができ

る。なぜならば、推定期間を1973年10月から1979年3月までとした時、TBレートとMoneyとの間には一方方向あるいは双方方向の因果の存在を示すケースが1つも得られなかったからである。

次に、TBレートとMoney+Quasi Moneyとの間の関係について特徴的であると考えられる事実は、1960年1月から1973年9月までの期間についての推定において、双方方向の因果関係の存在を示すケースが3つ、得られたということである。従って、第一次石油ショックが発生する以前において、アメリカでは、TBレートとMoney+Quasi Moneyとの間には双方方向の因果関係が存在していたことがうかがわれることになる。ただし、この関係は、'70年代におけるデータを含めて推定を行ってみると1ケースも認められなくなってしまふという事実がある。

(iii) 西ドイツにおけるコール・レートとマネー・サプライ集計量との因果関係

西ドイツにおけるコール・レートと各マネー・サプライ集計量との間における因果関係の存在を検証してみた場合の推定結果は、表6に要約されている。

初めに、コール・レートとReserve Moneyとの関係に注目し、実証分析から考察される点を述べていくことにする。1960年1月から1973年9月までを推定期間としてみた時、 $(1 - kL)^2$ をフィルターにしてみたケース1、ケース2の推定結果は残差の系列相関が問題にならない程度に取り除かれていると判断することができる。このことから、1960年1月から1973年9月を推定期間にした場合、Reserve Moneyからコール・レートへの一方方向の因果の存在が認められたとみなすことに問題はないと判断する。

1973年10月から1985年10月までを推定した場合を、1960年1月から1973年9月までの推定結果と比べてみた時、極めて対照的な実証結果が得られたことになる。すなわち、コール・レートとReserve Moneyとの間における因果の方向は、第一次石油ショック前後において、逆転していることが検証されたことになるからである。

次に、コール・レートとMoneyとの間における因果の有無について考えてみる。表6より両変数間についての検証から認められる事実は、コール・レートからMoneyへの一方方向の因果の存在がいくつかのケースにおいて認められる

のに対して、Moneyからコール・レートへの一方方向の因果の存在を示すケースは1つも得られなかったということである。さらに、コール・レートからMoneyへの一方方向の因果関係の存在を示すケースは、推定期間として、1960年1月から1973年9月までを選んだ時には1ケースも得られず、第一次石油ショックが発生した後の1973年10月から1985年8月までを推定した時に、2ケース得られたということである。

以上の結果を要約すれば、西ドイツにおいては、第一次石油ショックの後に、コール・レートからMoneyへの一方方向の因果の存在が認められるようになってきたとする判断がなされうるのである。

次にMoney + Quasi Money とコール・レートとの関係を考えてみる。表6に示したように、双方方向の因果関係の存在がうかがわれるような結果を得ている。しかし、この関係は、1973年10月以降になると変化しているものと考えられる。なぜならば、両変数間における一方方向あるいは双方方向の因果関係の存在を示すケースは、この期間では、1ケースも得られなかったのである。

以上の事実から、西ドイツについては、第一次石油ショックが発生する以前においては、コール・レートとMoney + Quasi Money との間に双方方向の因果が存在していたことがうかがわれるのであるが、石油ショックが発生した後には、この関係が検証されにくいものになっているとみなすことが可能である。

第6節 実証分析の要約

以上において述べたことが、日本・アメリカ・西ドイツにおける代表的な市場金利とマネー・サプライ集計量との統計的因果関係の有無及びその方向をシムズ・テストにより検証してみた分析の結果である。この分析から得られる主要なインプリケーションを、

- (i) 日本の金融政策のあり方に関する含意
- (ii) 国際比較から得られる含意

の2点に分けてまとめておくことにする。

- (i) 日本の金融政策に関する含意

分析の結果より、わが国においては、マネー・サプライ集計量から金利への

一方方向の因果関係が全く見出されないとともに、金利からマネー・サプライ集計量への因果関係についても、第一次石油ショック以前については金利からM1ないしM2 + CDに対して、石油ショック以後は金利からハイ・パワード・マネーに対して有意な結論を得た。このことは、日本の金融政策をめぐる議論に対して、次のような含意を有していると考えられる。

第一に、因果関係がM2 + CDからハイ・パワード・マネーへ移ったことは、コール・レートと日銀貸出の両にらみ的な政策手段が、コール・レートの市場決定への移行と日銀貸出の政策手段としての地位の後退という2つの要因から、市場メカニズムに従ったハイ・パワード・マネーのコントロールという、教科書的な手段にとって代わられつつあることにかかわっているのかもしれない。

第二に、分析の結果は、M1あるいはM2 + CDとハイ・パワード・マネーという違いはあるものの、日銀の金融政策が基本的に、市場金利に追隨してマネー・サプライをコントロールするという、ある意味で受動的なものであることを示唆している。日銀は、公式に1978年7月にマネー・サプライ重視の政策に転換したと言われるが、この転換がどの程度実質的な意味をもったものであるのか、あらためて問われる必要があると考えられる。

(ii) 分析結果の国際比較

まず第一に、3カ国における市場金利とマネー・サプライ集計量との関係は、決して様なものではないということが指摘できる。第5節において述べたように、両変数間には、各国固有の因果関係の存在がうかがわれたのであり、国によってかなり異なる事実が観察されたのである。

第二には、3カ国のなかでも、因果関係の存在が比較的検証されやすい国と、そうではない国とがあるということである。アメリカ・西ドイツに関しては比較的各変数間における因果の存在が多くのケースで認められている。これは、両国においては、市場金利とマネー・サプライ集計量との関係が、日本と比べて、より密接であると仮定する資料になるはずである。

第三に、第一次石油ショックが発生した1973年10月を分岐の時点とした前後の期間における因果の変化について注目してみた時、ここでも各国における変化は、決して様なものではないということである。例えば、日本・西ドイツ両国では、コール・レートと Reserve Money との関係に関して石油シ

ショック以降の期間に、コール・レートから Reserve Money への一方方向の因果が存在するように考えられるのであるが、アメリカにおいては、この期間、同様な因果の存在を示すケースは検証されないのである。この事実は、日本・西ドイツとアメリカにおける金融のメカニズム変化における相異が反映されていると考えることができる。

以上、国際比較を行ってみた結果からは、各国の金融システムが一様ではないという結論を得たことになるけれども、このことが、通貨当局の政策目標である内外均衡の達成との関係においてどのような含意をもつことになるのかより慎重な考察が必要であると思われるのである。

表1 実証分析に用いた I F S 統計における時系列データの各項目
(月次データ)

	money market rate	monetary aggregates
日本	コール・レート (CR) (60b)	<ul style="list-style-type: none"> • Reserve Money (HPM) (14) • Money (M1) (34) • Money + Quasi Money + CD (M2+CD) (34+35+36 aa)
アメリカ	T B レート (TB) (60c)	<ul style="list-style-type: none"> • Reserve Money (R.M.) (14) • Money (M.) (34) • Money + Quasi Money (M. + Q.M.) (34+35)
西ドイツ	コール・レート (CR) (60b)	<ul style="list-style-type: none"> • Reserve Money (R.M.) (14) • Money (M.) (34) • Money + Quasi Money (M.+Q.M.) (34+35)

表2 フィルターとラグ分布の組み合わせ

ラグ分布 フィルター	$12f \cdot 12p$	$8f \cdot 12p$
$(1-kL)^2$	ケース 1	ケース 2
$(1-L) \cdot (1-kL)$	ケース 3	ケース 4

表3 因果の方向とその判定のための条件

因果の方向 回帰式		一方方向		双方向
		X→Y	Y→X	X↔Y
①	$Y(0)=X(-, 0, +)$	有意	有意	有意
②	X(+)	有意でない	有意	有意
③	$Y(0)=X(-, 0)$	有意	有意である 必要はない	有意
④	$X(0)=Y(-, 0, +)$	有意	有意	有意
⑤	Y(+)	有意	有意でない	有意
⑥	$X(0)=Y(-, 0)$	有意である 必要はない	有意	有意

表4 因果の判定（日本）

因果 period	ケース	CR	CR	CR	CR	CR	CR
		↓ HPM	↑ HPM	↓ M1	↑ M1	↓ M2+CD	↑ M2+CD
1960/1~1985/5	1	○	×	×	×	×	×
	2	○	×	×	×	×	×
	3	×	×	×	×	×	×
	4	×	×	×	×	×	×
1960/1~1973/9	1	○	×	×	×	○	×
	2	×	×	×	×	×	×
	3	×	×	×	×	×	×
	4	×	×	×	×	×	×
1973/10~1985/5	1	○	×	×	×	×	×
	2	○	×	×	×	×	×
	3	×	×	×	×	×	×
	4	○	×	×	×	×	×
						1967/1~	1967/1~

表5 因果の判定 (アメリカ)

因果 period	ケース	TB	TB	TB	TB	TB	TB
		↓ R.M.	↑ R.M.	↓ M.	↑ M.	↓ M.+Q.M.	↑ M.+Q.M.
1960/1~1985/3	1	×	×	×	○	×	×
	2	×	×	×	○	×	×
	3	×	×	○	○	×	×
	4	×	×	○	○	×	×
1960/1~1973/9	1	×	○	×	○	○	○
	2	×	×	×	○	×	×
	3	○	×	×	×	○	○
	4	○	×	○	○	○	○
1973/10~1985/3	1	×	×	×	×	×	×
	2	×	×	×	×	×	×
	3	×	×	×	×	×	×
	4	×	×	×	×	×	×
				~1979/3	~1979/3	~1979/3	~1979/3

表6 因果の判定 (西ドイツ)

因果 period	ケース	CR	CR	CR	CR	CR	CR
		↓ R.M.	↑ R.M.	↓ M.	↑ M.	↓ M.+Q.M.	↑ M.+Q.M.
1960/1~1985/10	1	○	○	×	×	○	○
	2	○	○	○	×	○	○
	3	○	○	×	×	○	○
	4	×	○	×	×	○	×
1960/1~1973/9	1	×	○	×	×	○	○
	2	×	○	×	×	○	×
	3	○	○	×	×	×	×
	4	×	○	×	×	○	×
1973/10~1985/10	1	○	×	○	×	×	×
	2	○	×	○	×	×	×
	3	×	×	×	×	×	×
	4	×	×	×	×	×	×
				~1985/8	~1985/8	~1985/8	~1985/8

(注)

- (注1) 「グレンジャーの因果関係」の厳密な定義に関しては、古川 顕(1985)の第5章において整理されている。
- (注2) 「フィルター操作」とは、原データを加工して、定常確率過程に従う時系列を作り出すための操作を意味している。
- (注3) この性質について、Y. P. Mehra (1977), E. L. Feige and D. K. Pearce (1979) が指摘したことになる。
- (注4) (注3)を参照。
- (注5) C. A. Sims (1972)を参照。
- (注6) C. A. Sims (1972)は、季節未調整のデータを用いることを勧めるが、翁 邦雄(1985)は、季節調整済みのデータを用いるか否かは、ケース・バイ・ケースであると指摘している。
- (注7) シムズ・テストの結果が、フィルター・フォーム及びラグ分布の形に影響されるということから、できる限り、多様なケースで検定を行うことが望ましいはずである。
- (注8) 回帰式の推定に関しては、東大大型計算機センターのサービスを利用し、SASプログラムの作成にあたっては、田中勝人助教授にご指導していただいた。
- (注9) F統計量は、次の公式を用いて計算される。

$$F = \frac{(sse_0 - sse_1)/k}{sse_1/(n-p-1)}$$

ここで、

sse_0 : 過去値、現在値を用いた時の残差平方和

sse_1 : 過去値、現在値、将来値を用いた時の残差平方和

k: 将来値の期数

n: データの数

p: 過去値、現在値、将来値で回帰した時の説明変数の数

この時、F統計量は、自由度(k, n-p-1)のF分布に従う。

(注10) 残差の系列相関(1次の自己回帰過程)における自己相関係数の値は、ケース3では(-0.268)、ケース4では、(-0.280)であった。

(注11) 「Quasi Money」の内容は、Commercial BanksのTime and Savings Depositsのみである。

参考文献

1. 翁 邦雄「Grangerの因果関係を用いた実証分析の再検討」, 金融研究, 第4巻第4号, 1985.
2. 折谷 吉治「マネー・サプライおよび財政支出と名目GNPの関係について」, 金融研究資料 第1号, 1979.

3. 幸村 千佳良「日本経済と金融政策 時系列モデルによる理論と実証」, 東洋経済新報社, 1986.
4. 古川 顯「現代日本の金融分析 金融政策の理論と実証」, 東洋経済新報社, 1985 .
5. E. L. Feige and D. K. Pearce, "The Casual Causal Reltionship between Money and Income : Some Caveats for Time Series Analysis", *Review of Economics and Statistics*, 1979 / 11, vol.61 p.521-p.533.
6. D. Williams and C. A. E. Goodhart and D. H. Gowland, "Money, Income, and Causality : The U. K. Experience", *American Economic Review*, 1976 / 6, vol.66, no.3, p.417-p.423.
7. C. W. J. Granger, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 1969 / 7, vol.37, p.424-p.438.
8. Y. P. Mehra, "Money Wages, Prices, and Causality", *Journal of Political Economy*, 1977, vol.85, no.6, p.1227-p.1244.
9. C. A. Sims, "Money, Income, and Causality", *American Economic Review*, 1972 / 9, vol.62, p.540-p.552.

(著者の住所 〒370-35 群馬県群馬郡群馬町棟高1238)