# 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
## ──日本経済における マネタリスト仮説の検証──

折　谷　吉　治

## 1. 要　旨

○ 本稿の狙いは、マネーサプライおよび財政支出と名目GNPとの間の関係に関するマネタリストの仮説を、日本経済について検証してみることにある。ここで取り上げるマネタリストの仮説は次の3点である。

① 達観してみればマネーサプライと名目GNPとの間には、前者から後者への一方方向の因果関係が存在する。

② マネーサプライの名目GNPに及ぼす効果は大きく、かつ永続的である。

③ 一方、財政支出の名目GNPに及ぼす効果は、マネーサプライのsupportiveな変動をともなわないかぎり、最終的にはごく小さい（"crowding-out"が発生する）。

○ 検証の統計的手法としては、従来の手法（時差相関係数の計測、Almon lagの使用等）に比べて優れているとして近年欧米で広く用いられている手法（Sims test及びShiller lag）を用いた。

こうした検証方法によるかぎり、マネタリストの上記3仮説はわが国でも棄却できないとの結論を得た。本稿ではこうした仮説の背後にあるメカニズムは詰めていないし、マネタリスト理論一般に対する批判に反論しようとしているわけでもないが、少なくとも「米国でマネタリストが論拠としている事実はわが国でも存在する」という点が明らかとなった。

なお、財政支出と名目GNPとの間の因果関係についてもみてみたが、マネーサプライと名目GNPとの間にみられるような、一方方向の因果関係は検出しえなかった。

○ 以下では、まずマネーサプライおよび財政支出と名目GNPとの間の因果の方向をSims testを用いて検証したあと、いわゆる総支出関数をShiller lagを用いて計測し、マネーサプライおよび財政支出が名目GNPに及ぼす効果を検証することとする。

## 2. マネーサプライ、財政支出と名目GNPとの間の因果関係
### ―Sims testによる検証―

○ 周知のようにマネタリストは、達観してみればマネーサプライと名目GNPとの間には前者から後者への一方方向の因果関係（unidirectional causality）が存在することを主張している。これを検証する手段としては、従来両者の間の時差相関係数を計算したり、両者の間のturning-pointの前後関係を調べるといった手法がとられてきたが、最近ではC. Simsによって開発された統計的手法（Sims testについては〔付1〕参照）が用いられるようになっている。そこで本節ではSims test(注1)を用いて日

(注1) Sims testは「時系列分析」(time series analysis)のひとつの応用であり、2変量時系列モデルによるcausality検証の簡便法のひとつである。

本経済についてマネーサプライと名目GNPとの間の因果関係を検証するほか、これと対比してみるため、財政支出と名目GNPとの間の関係についても同じ検証を試みた。

なお、Sims testのポイントは、次の2条件が充たされた場合、XからYへの一方方向の因果関係が存在すると考えるところにある。

(I) Yの現在値と「Xの将来、現在および過去の値」との統計的関係をみた場合、Xの現在および過去の値は、Yの現在値を有意に説明（遅行X系列の係数のF値が有意）するが、Xの将来の値はYの現在値を有意に説明しえない（先行X系列の係数のF値が有意でない）。

(II) 逆にXの現在値と「Yの将来、現在および過去の値」との統計的関係をみた場合、Yの将来の値がXの現在値を有意に説明しうる（先行Y系列の係数のF値が有意）。

○ 検証にあたってはまず季節調整済の四半期データをフィルター（注2）にかけ、このデータを用いて回帰式を計測した。その際Simsにならって説明変数にトレンドを加えた（参照文献〔14〕)。マネーサプライとしては$M_2$を、財政支出(E)としては、国民所得ベースの名目財政支出（政府財貨サービス経常購入、政府固定資本形成、政府在庫品増減額の合計）を使用した（回帰式については、付表参照）。

（マネーサプライと名目GNPとの関係）

○ まず、マネーサプライと名目GNPとの関係をみると、マネーサプライから名目GNPへの一方方向の因果関係が検証された。すなわち、第1表に示したように、わが国の場合、①GNP＝f（M）の型の回帰式において、Mの現在および過去の値は名目GNPの現在値の説明変数として有意に働く（F値2.404）とともに、Mの将来の値は名目GNPの現在値に対し説明力を有しない（F値0.809）……上記条件（I）を充足、②逆にM＝f（GNP）の型の回帰式において、名目GNPの将来の値のFは2.280と有意であった………上記条件(II)を充足。従ってこの検証による限り、「マネーサプライと名目GNPとの間には前者から後者への一方方向の因果関係が存在する」とのマネタリストの仮説は日本についても当てはまることを示唆している。

なお、C. Goodhart（イングランド銀行）等は英国のデータについて同様の計測を試みた（第1表参照、参照文献〔10〕）が、検定に使用した回帰式の$\bar{R}^2$が小さく（0.14～0.51）、回帰式自体の信頼性が低いことなどから、マネーサプライから名目GNPへの明確な因果関係を検証できないとしているが、われわれの検定に使用した回帰式（付表参照）の決定係数($\bar{R}^2$)はかなり高く、こうした問題は生じていない。

**（第1表）マネーサプライ(M)と名目GNPに関するF値**

〔 *… 10％有意水準で有意 / **… 5％ 〃 〕

(I) GNP＝f(M)

| | 将来の値 | 現在および過去の値 |
|---|---|---|
| 日本 | 0.809 | 2.404* |
| 米国 | 0.36 | 1.89* |
| 英国 | 2.44* | 0.34 |

(II) M＝f（GNP）

| | 将来の値 | 現在および過去の値 |
|---|---|---|
| 日本 | 2.280* | 0.793 |
| 米国 | 4.29** | n.a. |
| 英国 | 0.97 | 0.40 |

（注）1. 米国については参照文献〔14〕、英

（注2） フィルターとしてはSims（参照文献〔14〕)、Elliott（参照文献〔8〕）等と同じもの（$\ell nXt - 1.5\ \ell nXt_{-1} + 0.5625\ \ell nXt_{-2}$）を用いた。

国については参照文献〔10〕参照
2. Mの定義…日本；M2、米国；M1、英国；狭義マネーサプライ
3. 英国はGDPを使用

（財政支出と名目GNPとの関係）

○ 次に、財政支出と名目GNPとの関係についてみると、マネーサプライにみられたような一方方向の因果関係は検出されず、この検証からは両者の関係について何ら明確なことはいえないという結果が得られた。

すなわち、第2表のように、①財政支出の将来の値は名目GNPの説明に有意でない（F値1.581）が、同時に現在および過去の値も名目GNPの変動に説明力を有しない（F値1.514）…条件(I)を充足せず、②逆に、財政支出を被説明変数、名目GNPを説明変数とした回帰式においては、名目GNPの将来の値のF値は1.226と有意でなかった…条件(II)を充足せず。

**（第2表）財政支出（E）と名目GNPに関するF値**

〔 * …10％有意水準で有意
** … 5％ 〃 〕

(I) GNP＝f（E）

| | 将来の値 | 現在および過去の値 |
|---|---|---|
| 日本 | 1.581 | 1.514 |
| 米国 | 4.60** | 2.91** |

(II) E＝f（GNP）

| | 将来の値 | 現在および過去の値 |
|---|---|---|
| 日本 | 1.226 | 1.866 |
| 米国 | 3.40* | 5.61** |

（注） 米国については参照文献「8〕参照

（付表） Sims test に使用した回帰式
（計測期間 62/I～76/III）

（マネーサプライと名目GNP）

(I)式：$GNP_t = f(M_{t-i},\ i=-4, \cdots, +8)$

$\bar{R}^2$; 0.898, $\bar{S}$; 1.40, D.W.; 2.81

(II)式：$M_t = f(GNP_{t-i},\ i=-4, \cdots, +8)$

$\bar{R}^2$; 0.984, $\bar{S}$; 0.55, D.W.; 1.78

（財政支出と名目GNP）

(I)式：$GNP_t = f(E_{t-i},\ i=-4, \cdots, +8)$

$\bar{R}^2$; 0.913, $\bar{S}$; 1.29, D.W.; 2.19

(II)式：$E_t = f(GNP_{t-i},\ i=-4, \cdots, +8)$

$\bar{R}^2$; 0.761, $\bar{S}$; 2.55, D.W.; 2.50

$GNP_t$；フィルターをかけた名目GNP
$M_t$；フィルターをかけたM2の四半期平残
$E_t$；フィルターをかけた国民所得ベース名目財政支出

## 3. マネーサプライ、財政支出が名目GNPに及ぼす効果
### —Shiller lagによる総支出関数の計測—

○ 米国セントルイス連銀のマネタリスト等はいわゆる総支出関数を計測することによって、マネーサプライおよび財政支出が名目GNPに及ぼす効果に関するマネタリストの主張、すなわち、

① マネーサプライの名目GNPに及ぼす効果は大きく、かつ永続的である、

② 一方、財政支出の名目GNPに及ぼす効果は、supportiveなマネーサプライの変動をともなわないかぎり、最終的にはごく小さい（"crowding-out"の発生）、

との主張を検証しようとした（参照文献〔6〕、〔7〕）。

前節でのSims testの結果はわが国においてもこうした関係が存在する可能性を示唆している。すなわち、マネーサプライと名目GNPとの間の一方方向の因果関係（unidirectional causality）は①を示唆し、財政支出と名目GNPとの間にはそうした一方方向の因果関係が見出し得なかったのは②が一因ではないかと考えることができる。

そこで本節では日本経済について総支出関数を計測し、マネタリストの主張が日本に当てはまるか否かについて検証してみる。(注3)

総支出関数のような分布ラグを含む関数の計測の手法としては従来Almon lagが用いられてきたが、最近ではR. Shillerによって開発された手法（Shiller lagについては〔付2〕ないし文献〔12〕参照）がしばしば用いられている（たとえば、参照文献〔8〕）。そこで本節での計測においてもShiller lagを用いることとする。(注4)

○ まず計測結果を示すと次のとおりである。

$$\triangle GNP = \underset{(0.29)}{0.028} + \sum_{i=0}^{7} m_i \triangle M_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} e_i \triangle E_{t-i}$$

$\bar{R}^2$ ；0.694

$\bar{S}$ ；1.07

D.W.；1.63

計測期間；62/Ⅰ～77/Ⅱ

| | $\sum_{i=0}^{7} m_i = 1.269$ | $\sum_{i=0}^{4} e_i = -0.005$ |
|---|---|---|
| i＝0 | 0.024（0.30） | 0.303（1.32） |
| 1 | 0.154（2.35） | 0.029（0.17） |
| 2 | 0.226（3.11） | -0.126（-0.87） |
| 3 | 0.236（3.35） | -0.139（-1.09） |
| 4 | 0.224（3.22） | -0.073（-0.76） |
| 5 | 0.192（2.41） | - |
| 6 | 0.137（1.46） | - |
| 7 | 0.077（0.83） | - |

△GNP；GNPの前期比増減額、単位兆円
△M；M2の四半期平残の前期比増減額、単位兆円
△E；財政支出の前期比増減額、単位兆円
（　）内はt値

上記計測結果によれば、△M（マネーサプライ増減額）のラグ係数と△E（財政支出増減額）のラグ係数のパターンが大きく異なるとともに、最終的な累積効果を示すラグ係数の合計値に大きな差がある点が注目される（第1図参照）。すなわち、△Mのパラメーターは当初は比較的小さいがその後次第に上昇し、4四半期目にピークに達したあと次第に低下するが、8四半期までの間はマイナスにはならず、結局累積効果を示す $\sum_{i=0}^{7} m_i$ は1.269と、かなり大きな値を示している（この値は平均的な通貨の流通速度<マーシャルのkの逆数>の値と概ね合致している）。

一方、△Eのパラメーターは当初において最も大きく、その後急速に低下し、3四半期目にはマイナスに転ずるため、結局5四半期後までの累積効果を示す $\sum_{i=0}^{4} e_i$ は、ほぼ0に近い値となっている。これは、△Mの増加がない場合の△Eの△GNPに対する効果が長期的にはほぼ0に近いことを意味するものである。

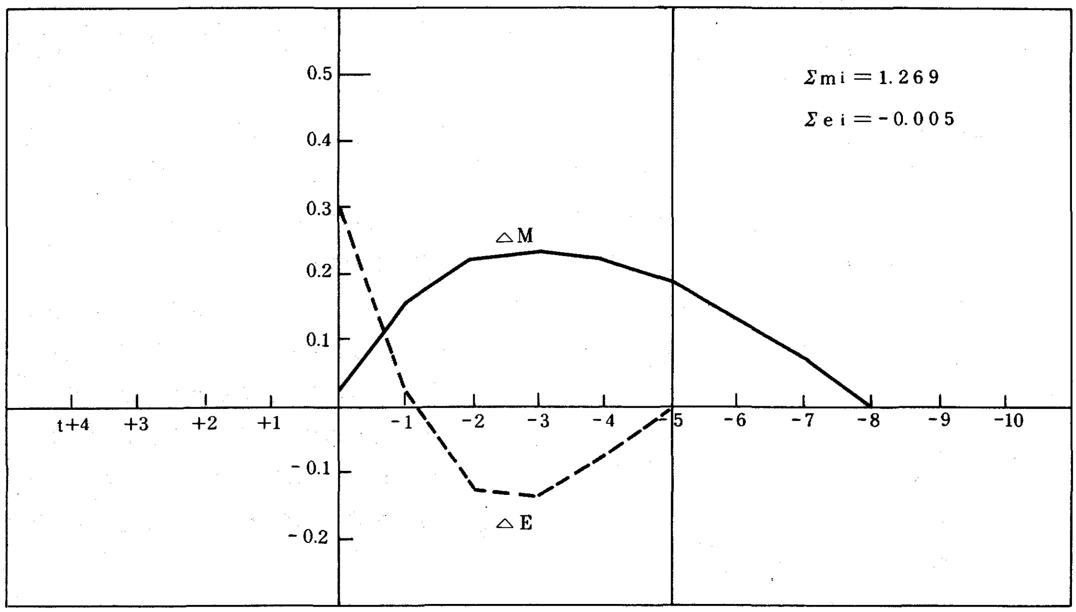
こうした計測結果は米国における計測結果と同様であり、その限りでマネタリストの主張はわが国にも当てはまることを示唆している。

(注3) 総支出関数については、もちろん種々の批判ないし問題点があるにもかかわらず、こうした手法が引続き検討されているのは、従来のケインジアン型のモデルが、合理的期待（rational expectation）の理論（参照文献〔3〕〔12〕）等近年における経済理論の発展や大型モデルの信頼性に関する統計理論の発展（誤差の累積問題等。参照文献〔5〕）により、原理的に批判にさらされている状況下においては、依然一つの有用な手法たりうると考えられているからであろう。

(注4) わが国について総支出関数を計測した例としては参照文献〔1〕、〔4〕がある。

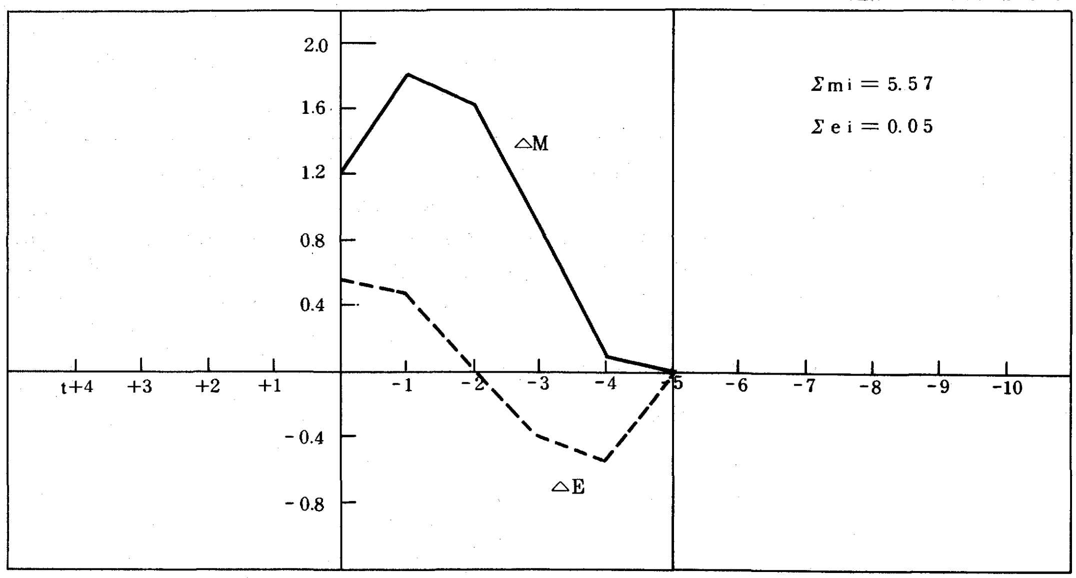
(第１図)　総支出関数のラグ・パターン

<日　本>




(参　考)　<米　国>

(セントルイス連銀，参照文献〔6〕)



○ なお、Elliottは財政支出（E）と名目GNPとの間に両方向の因果関係（bidirectional causality）が存在するのではないかとして、(注5)セントルイス型の総支出関数を修正し、△Eの将来の値まで含めた式の計測を行っている。それによると、こうした定式化によってもセントルイス型総支出関数の基本的な特性には変化がなく、名目GNPの変動の大部分は△Mの変動によるものであり、△Eは長期的には殆んど名目GNPの変動に影響がないとしている。そこでわが国についても試みに△Eの将来の値を含めた総支出関数を計測してみると、以下のとおりである。

$$\triangle GNP = \underset{(0.95)}{0.081} + \sum_{i=0}^{5} m_i \, \triangle M_{t-i} + \sum_{i=-2}^{4} e_i \, \triangle E_{t-i}$$

$\bar{R}^2$ ； 0.716

$\bar{S}$ ； 0.96

D.W.； 1.69

計測期間；62/Ⅰ～76/Ⅲ

| | $\sum_{i=0}^{5} m_i = 1.251$ | $\sum_{i=-2}^{4} e_i = 0.653$ |
|---|---|---|
| i = -2 | - | 0.010 ( 0.04) |
| -1 | - | 0.063 ( 0.41) |
| 0 | 0.030 (0.42) | 0.074 ( 0.59) |
| 1 | 0.166 (2.90) | 0.021 ( 0.18) |
| 2 | 0.258 (4.21) | -0.024 (-0.21) |
| 3 | 0.295 (4.40) | -0.050 (-0.46) |
| 4 | 0.287 (3.69) | -0.028 (-0.33) |
| 5 | 0.215 (2.71) | - |

すなわち、先行系列を含まない計測式と比べてむしろ信頼性（$\bar{R}^2$、$\bar{S}$、D.W.等）が向上した一方、△Mのラグ係数の合計値は△Eのそれに比して圧倒的に大きく、また△Eのラグ係数のパターンも2四半期以降マイナスとなるなど、先の計測結果の基本的性格には変化がみられなかった。

以　上

（53年2月）

(注5) 財政支出と名目GNPとの間にbidirectional causalityが生ずる理由として、Elliottは「財政支出→名目GNPの因果関係は通常の所得・支出決定理論で説明される。また、名目GNP→財政支出の因果関係については、景気の上昇局面では、経済活動の活発化とともに財政収入が増加し、財政収支が好転するため、こうした状況下では財政支出を抑制しようとする意欲が減退する一方、逆に、景気の下降局面では財政支出削減圧力が強まる」としている。これは、いわば「入るをはかりて出ずるを制す」といった現実の財政予算決定プロセスの反映によって、名目GNP→財政支出への影響がもたらされるとの見方といえよう。

なお、Elliottの計測式は次のとおり（参照文献〔8〕）。

$$\triangle GNP = C + \sum_{i=0}^{+4} mi \; \triangle Mt-i + \sum_{-4}^{+4} ei \; \triangle Et-i$$

| | $\sum mi = 4.90$ | | $\sum ei = 0.23$ | |
|---|---|---|---|---|
| i = − 4 | − | | 0.28 | ( 3.14 ) |
| − 3 | − | | 0.25 | ( 3.88 ) |
| − 2 | − | | 0.21 | ( 4.13 ) |
| − 1 | − | | 0.15 | ( 3.34 ) |
| 0 | 1.33 | ( 2.49 ) | 0.08 | ( 1.75 ) |
| 1 | 1.57 | ( 3.48 ) | − 0.01 | ( 0.21 ) |
| 2 | 1.37 | ( 3.17 ) | − 0.12 | ( 2.10 ) |
| 3 | 1.03 | ( 2.30 ) | − 0.24 | ( 3.39 ) |
| 4 | − 0.40 | ( 0.76 ) | − 0.37 | ( 3.91 ) |

## 「参照文献」

〔1〕「わが国におけるマネーサプライ重視について」日本銀行調査月報　昭和50年7月号

〔2〕「Crowding-out を巡る諸理論について」特資第4号(昭和52年5月)

〔3〕「「合理的期待」の理論について」特別研究室研究資料Ⅲ－3(昭和52年12月)

〔4〕新保生二「マネタリストモデルによるスタグフレーションの解明」ESP(昭和52年12月号)

〔5〕佐和隆光「「制度」としてのマクロ・モデルの分析」東洋経済(昭和52年10月27日号)

〔6〕Leonall C. Anderson, and Keith M. Carlson, "A Monetarist Model for Economic Stabilization", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, April, 1970.

〔7〕Leonall C. Anderson, and Jerry Jordan, "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Nov., 1968.

〔8〕J. W. Elliott, "The Influence of Monetary and Fiscal Actions on Total Spending: the St. Louis Total Spending Equation Revisited", Journal of Money, Credit, and Banking, May, 1975.

〔9〕M. Friedman and A. Schwartz, "Money and Business Cycles", Rev. Econ. Statist., Feb., 1963.

〔10〕C. A. E. Goodhart, David Williams, and D. H. Gowland, "Money, Income, and Causality: the U. K. Experience", A. E. R, Jun., 1976.

〔11〕David A. Pierce and Larry D. Haugh, "Causality in Temporal Systems: Characterizations and a Survey", Special Studies Paper, Federal Reserve Board, Sep., 1977.

〔12〕R. J. Shiller, "A Distributed Lag Estimator derived from Smoothness Priors", Econometrica, July, 1973.

〔13〕R. J. Shiller, "Rational Expectation and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models", Journal of Monetary Economics, Jan, 1978.

〔14〕Christopher A. Sims, "Money, Income, and Causality", A. E. R. Sep., 1972.

## 〔付1〕

### Sims test による因果関係の検証について

○　近年時系列分析(time series analysis)の発展は著しいが、C. A. Sims は、最近、時系列分析を応用して2変数間の統計的な因果関係(causality)を検証する新しい手法(いわゆるSims test)を開発した。これは従来の時差相関分析等に比べて統計理論的にも実用的にも優れており、各国において各種経済諸変数間の時間的因果関係を調べる有力な手法として幅広く活用されるに至っている。また分布ラグを含むような関係(distributed lag function)を推定する場合には、あらかじめSims test 等の手法により2変数間の一方方向の因果関係(unidirectional causality)の有無を確認しておくことが望ましい。

以下では、現実の経済時系列データに実際にSims test を適用する場合の手順について具体例を示し、あわせて同手法の理論的側面について簡単に触れる。

### 1.　Sims定理の概要

○　C.A.Simsは、C.W.J.Grangerの因果関係に関する定義に(注1)従って、独自の数学的展開を施し、次のような定理(Sims定理)を導出した。

「定常的確率過程(stationary stochastic process)に従う2つの時系列X、Yが2変

(注1)　C.W.J. Granger は、time series analysis の手法を用い、定常的確率過程に従う2つの時系列X、Yの間の因果関係を次のように定義している。

「Yを推定する際、X以外の他の過去の全ての情報でYを推定するよりも、Xも含めた将来・現在・過去の全ての情報を利用して推定したほうがよりよい推定量がえられる場合、XからYへの因果関係が存在するとみなしうる。」

(C.W.J. Granger〔2〕参照)

量時系列モデル(bivariate time series model)(注2)のかたちで表わされる場合、もしGrangerの意味においてYからXへの因果関係が存在しないならば Yは現在および過去のXの一種の分布ラグ関数として表わすことができる(その場合、残差は過去あるいは将来のXとは相関関係がない)」(C. A. Sims〔1〕参照)。

○ Sims定理の内容を具体的に示すと、次のように表わすことができる(D.Williams, C.A.E.Goodhart and D.H. Gowland〔3〕参照)。

(I) YをXの将来・現在・過去値で回帰した場合、Xの現在・過去値の係数パラメータはグループとして有意(注3)であるが、Xの将来値の係数パラメータはグループとして有意でない。

(II) XをYの将来・現在・過去値で回帰した場合、Yの将来値の係数パラメータがグループとして有意である(ただし、Yの現在・過去値のパラメータ係数は必ずしも有意であるとは限らない)。

(III) 上記(I)と(II)が同時に満足される場合、XからYへの一方方向の因果関係が存在する。

Sims testとは、上記Sims定理に従って、実際に変数XをYの、YをXのそれぞれ将来・現在・過去値の分布ラグ関数で回帰し、その将来値の統計的有意性を検定し、両者の因果関係について検証する手法である。

## 2. Sims test 実施の手順

○ Sims test を実際の時系列データに適用する場合、その手順は概ね次の3段階に分れる。

(I) 各時系列データにあらかじめフィルターを施し、定常的確率過程に従う2系列X、Yを作り出す。

(II) Yの現在値を、㋑Xの将来・現在・過去値および㋺Xの現在・過去値で、また逆にXの現在値を、㋩Yの将来・現在・過去値および㊁Yの現在・過去値で回帰し、回帰式全体の説明力を調べる。

(III) 将来値の係数パラメータのグループとしての統計的有意性をF検定により検証する。

○ 以下、上記手順に従ってSims testの用い方を具体例で示すこととする。

ここでは2変数として、現先レート(6か月物、RGと略称)および金融債利回り(残存25年物、RBと略称)を採用し(テスト期間は68/III－75/IV)、両者の統計的因果関係を検証す

(注2) 2つの時系列X、Yが定常的確率過程に従う場合、X、Yは一般に次のような2変量時系列モデルで表わすことができる(これは「2変量MAモデル<moving average model>」とよばれる)。

$$X(t)=\sum_{s=-\infty}^{\infty} a(s)\ u(t-s)+\sum_{s=-\infty}^{\infty} b(s)\ v(t-s)$$

$$Y(t)=\sum_{s=-\infty}^{\infty} c(s)\ u(t-s)+\sum_{s=-\infty}^{\infty} d(s)\ v(t-s)$$

ただしu、vは、それぞれ系列相関がなく、また相互に相関関係がない(white noise)。

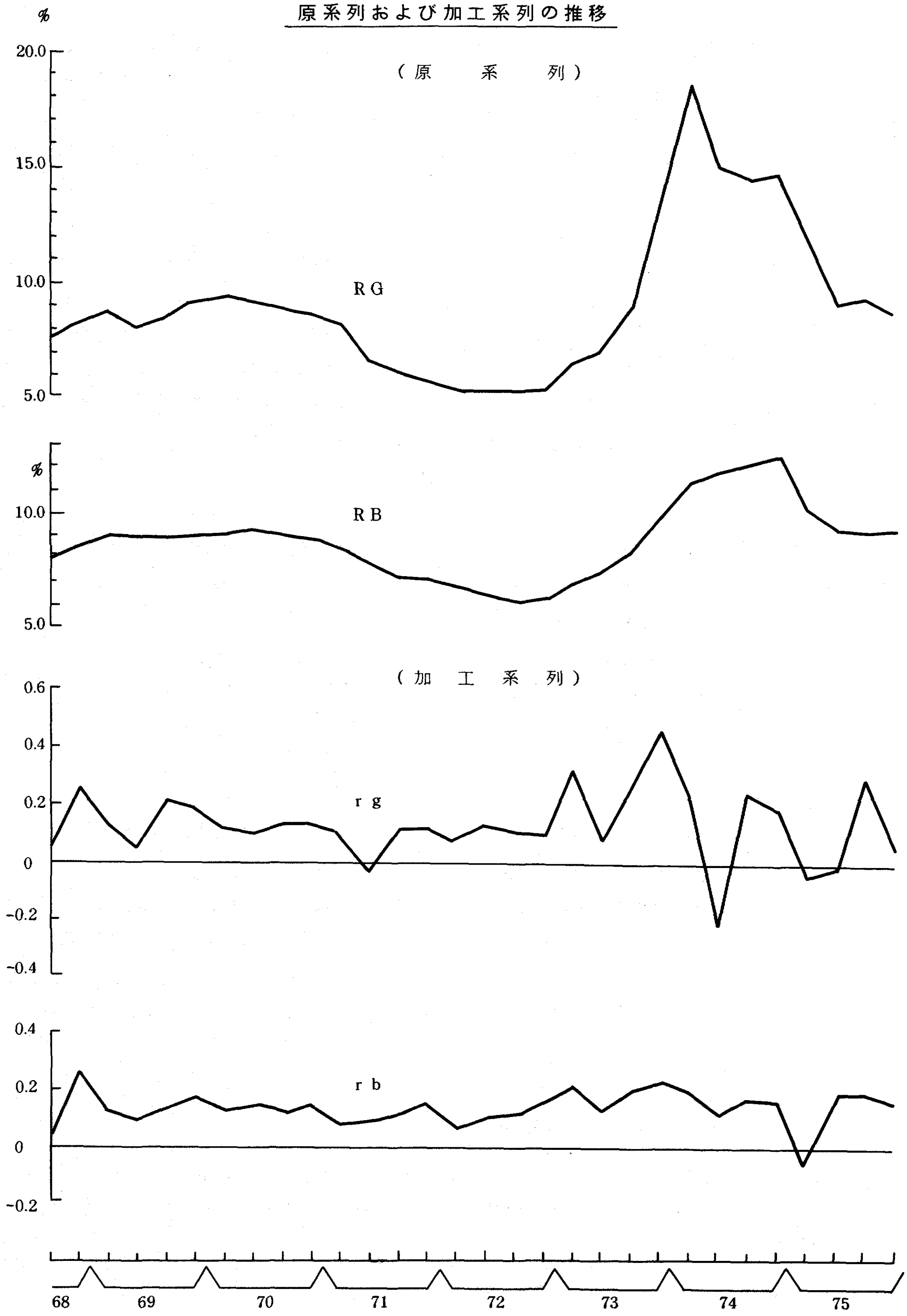
X、Yは次式のような変量ARモデル(autoregressive model)でも表わすことができる(C.A.Sims〔1〕参照)。

$$\sum_{s=-\infty}^{\infty} \alpha(s)\ X(t-s)+\sum_{s=-\infty}^{\infty} \beta(s)\ Y(t-s)=u(t)$$

$$\sum_{s=-\infty}^{\infty} \gamma(s)\ X(t-s)+\sum_{s=-\infty}^{\infty} \delta(s)\ Y(t-s)=v(t)$$

(注3) ここで「グループとして有意」という意味は、たとえば全体のうち将来値のグループに属するデータ系列(系列の数はラグ期間に対応)の係数パラメーターがすべてゼロという帰無仮説(null hypothesis)が棄却されることを意味する。詳しくは、J.Johnston〔4〕参照。

## 原系列および加工系列の推移



る。

(I) フィルターによるデータ加工

① 4半期データ（月次データの4半期平均）RG、RBに対し適当なフィルター（注4）を施し、定常的確率過程に従う2変数rg、rbを作る。

② 2変数rg、rbに対して、それぞれ将来値、現在値、過去値の系列を作る。ここでは、将来および過去のラグ期間としてそれぞれ4期をとってみた。（注5）

(II) 回帰式の推計と統計的有意性

① rbの現在値を、㋑rgの将来・現在・過去値および㋺rgの現在・過去値によって回帰する。

㋑ rg＝f（rg；with future lag）

㋺ rb＝f（rg；without future lag）

② rgの現在値を、㋩rbの将来・現在・過去値および㊁rbの現在・過去値によって回帰する。

㋩ rg＝f（rb；with future lag）

㊁ rg＝f（rb；without future lag）

③ 全ての回帰式の推計結果が、一応統計的に満足しうるものであるかを確認する（この場合、$\bar{R}^2$ はやや低いが、F値は5％水準において全て有意。（注6）また$\bar{S}$、D.W.も概ね良好）。

| | | $\bar{R}^2$ | F | $\bar{S}$ | D.W. |
|---|---|---|---|---|---|
| ㋑ | rb＝f（rg；with future） | 0.370 | 2.90* | 4.996 | 2.50 |
| ㋺ | rb＝f（rg；without future） | 0.464 | 6.02* | 4.610 | 2.53 |
| ㋩ | rg＝f（rb；with future） | 0.748 | 10.54* | 6.483 | 2.08 |
| ㊁ | rg＝f（rb；without future） | 0.471 | 6.16* | 9.387 | 2.41 |

* 5％水準〔with future lagの場合：F（9,20）＝2.39、without f future lagの場合：F（5,24）＝2.62〕で有意。

(III) 将来値のF検定

① with future lagの回帰式（上記㋑および㋩）に対し、将来値のパラメータ係数のグループとしての有意性をF検定する（この場合、5％水準において㋩は有意だが㋑は有意でない）。

（将来値のF値）

| | | |
|---|---|---|
| ㋑ | rb＝f（rg；with future） | 0.109 |
| ㋩ | rg＝f（rb；with future） | 7.578 |

② 上記(II)－③の㋺および㊁のF値、ならび

(注4) 定常的確率過程を作り出すためのフィルターとしては、ここではC. A. Sims 等多くの学者が採用している $(1-0.75L)^2$ を採用する（ただし、Lは shift operator で $L^{\lambda}x(t)=x(t-\lambda)$）。これは、M. Nerlove が多くの経済時系列データに適用した結果最も妥当性が高いと判断したフィルターの一つである（M. Nerlove〔5〕参照）。
上記フィルターを使って原系列を次のように変換する。

$$rg=\ell nRG-1.5\,\ell nRG_{-1}+0.5625\,RG_{-2}$$

$$rb=\ell nRB-1.5\,\ell nRB_{-1}+0.5625\,RB_{-2}$$

(注5) C.A. Simsは、ラグ期間の長さについては、一般論としてはできるだけ長いほうが望ましいとしている。因みにC.A. Simsは、名目GNPとマネーサプライの関係を検証する場合には、将来4期、過去8期のラグ期間を採用している（C.A. Sims〔1〕参照）。

(注6) この場合厳密にいえば、現在・過去値のみによって回帰する㋺および㊁のF値のうちのどちらか一方は、必ずしも有意である必要はない（P4の(II)のただし書きを参照）。

に(Ⅲ)－①の㋑および㋺のＦ値から、rbとrgとの間の統計的因果関係を判定する(この場合、rgからrbへの一方方向の因果関係が検証される)。


「参照文献」

〔1〕C. A. Sims, "Money, Income, and Causality", A. E. R., September, '72

〔2〕C. W. J. Granger, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, July, '69

〔3〕D. Williams, C. A. E. Goodhart and D. H. Gowland, "Money, Income and Causality: U. K. Experience", A. E. R., June, '76

〔4〕J. Johnston, Econometric Methods: 2nd edition (New York; McGraw Hill, 1960)

〔5〕M. Nerlove, "Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures", Econometrica, July, '64


〔付2〕

## Shiller lag による分布ラグの推定について

○ 分布ラグ・パターンの推定方法については、これまで、①分布ラグ・パターンに対し、あらかじめ一定次数の多項式とラグ期間を与えて、その係数パラメータを推定する方法(S.Almon〔1〕参照) あるいは、②分布ラグ・パターンが、ある一定の割合で幾何級数的に減少すると仮定し、その比率を推定する方法(L.M.Koyck〔2〕参照)等が一般的なものとして、しばしば利用されてきた。これらの手法には各々その得失はあるが、総じて感じられることは、それが採用している仮定そのものがきわめて制約的であり、どうしても恣意性や非現実性を免れないという点である。また、仮定が過度に制約的であることの技術的帰結として、これらの推定方法による推定結果は総じて不安定であり、たとえばデータ期間を1期変えただけで全く異なる形のラグ・パターンが計測されるといったことがしばしば生ずる。

これに対して最近、R.J.Shiller は「ラグ・パターンに極端なぎざぎざが少なく、ラグ・ウエイトは比較的なめらかに変化する」という仮説を設定し、この仮説をa priori な情報(prior knowledge)として使用して分布ラグ・パターンを推定する方法(Bayesian estimation procedureの一種)を開発した(R.J. Shiller〔3〕参照)。この新しい手法に基づくラグ・パターン(いわゆるShiller lag)は、これまでの分布ラグの推定方法に比べ、ラグ・パターンやラグ期間に対する恣意性が入りにくく、a priori な仮定としてはより現実性の高いものとされている。

○ この手法の骨子は、分布ラグ・ウェイトの傾き(係数パラメーター間の1 st difference)の変化度合(すなわち係数パラメーター間の2 nd difference)、いわゆる「なめらかさの程度」(degree of smoothness)に一定の値(tightness value＝分布ラグ・ウェイトの2 nd differenceの標準偏差／回帰式の攪乱項の標準偏差)を与え、それをa priori な情報として単純最小2乗法を実行し、パラメーターを推定するというものである。

いま時系列$y_t$は時系列$x_t$の分布ラグ関数で表わされるとし、次のようなモデルを考える。

$$\begin{cases} y_t=\sum_{i=0}^{\lambda-1}\beta_i x_{t-i}+\varepsilon_t \\ f(\varepsilon_t)\propto h^{\frac{1}{2}}\exp\left[-\frac{1}{2}h\varepsilon_t^2\right] \quad : h\equiv 1/\sigma^2 \end{cases}$$

ここで、パラメータ間に次のような関係があると仮定する。

$$\begin{cases} u = R\beta \quad : \beta = \{\beta_0, \beta_1, \cdots\cdots, \beta_{\lambda-1}\} \\ \qquad u \text{は} \beta_1 \text{間の 2nd difference} \\ f(u \mid \xi) \propto \left(\frac{1}{\xi}\right)^p \exp\left[-\frac{1}{2}\frac{u'u}{\xi^2}\right] \end{cases}$$

尤度関数は、

$$(Y \mid \beta, h) \propto h^{\frac{1}{2}n} \exp\left[\frac{1}{2} h(Y - X\beta)'(Y - X\beta)\right]$$

ただし、

$$Y = \begin{pmatrix} y_{T-n+1} \\ y_{T-n+2} \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix}$$

$$X = \begin{bmatrix} x_{T-n+1} & x_{T-n} & \cdots & x_{T-n-\lambda+2} \\ x_{T-n+2} & x_{T-n+1} & \cdots & x_{T-n-\lambda+3} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_T & x_{T-1} & & x_{T-\lambda+1} \end{bmatrix}$$

Bayesの法則から、$\beta$は平均b、分散行列の$\sigma^2(\widetilde{X}'\widetilde{X}^{-1})$の正規分布となる(H. Theil〔4〕参照)。

$$f(\beta \mid Y, h) \propto \left[-\frac{1}{2\xi^2}\beta' R'R\beta\right] \exp\left[-\frac{1}{2} h(Y - X\beta)'(Y - X\beta)\right]$$

$$\propto \exp\left[-\frac{1}{2} h(\beta - b)' \widetilde{X}'\widetilde{X}(B - b)\right]$$

ただし、

$$\widetilde{X} = \begin{bmatrix} X \\ kR \end{bmatrix}, \quad \widetilde{Y} = \begin{bmatrix} Y \\ O \end{bmatrix}, \quad k = h^{-\frac{1}{2}}/\xi,$$

$$b = (\widetilde{X}'\widetilde{X})^{-1}\widetilde{X}'\widetilde{Y}$$

従って、分布ラグ・ウエイトの傾き($\beta_1$間の1st difference)の変化度合($\beta_1$間の2nd difference)、すなわち「なめらかさの程度」(degree of smoothness)に、一定の値k(tightness value：分布ラグ・ウエイトの2nd differenceの標準偏差$\xi$に対する$\varepsilon_t$の標準偏差の比率)を与え、それをprior knowledgeとしてOLSを実行すれば、未知の分布ラグ・ウエイト$\beta_1$がえられることになる。

○ Shiller lagの性質について、その特徴を指摘すると次のとおり。

① 制約条件は一般に確率的であり、個々のラグ・パターンは必ずしも正確に与えられた多項式のうえになくてもよい。正確さが平均的に適当な大きさに止まるよう指示するのがtightness valueの役割である。その意味で従来の方法に比べ制約は常識的であり、かつ調整可能である。

② tightness valueがゼロの場合、通常のOLSに等しくなり、tightness valueが無限大に近づくにつれ、分布ラグ・パターンは1次のAlmon lagに一致する。

③ multicollinearityについては、Almon lagと大差ないが、自由度についてはAlmon lagが次数の増大に伴い減少するのに対し、Shiller lagの場合は、tightness valueの値如何にかかわらず一定である。

「参照文献」

〔1〕S. Almon, "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures", Econometrica (Jan. 1965)
〔2〕L. M. Koyck, Distributed Lags and Investment Analysis (Amsterdam: North-Holland, 1954)
〔3〕R. J. Shiller, "A Distributed Lag Estimator derived from Smoothness Priors", Econometrica (July 1973)
〔4〕H. Theil, Principles of Econometrics (Amsterdam: North-Holland, 1971)