

# Grangerの因果関係を用いた実証分析の再検討\*

——通貨量と名目所得の「因果関係」を巡って——

翁 邦 雄\*\*

1. はじめに—目的、構成、要旨
2. 通貨量と名目所得の因果関係の実証  
——1960年代末以降の review ——
3. 経済システムと Granger の因果関係
4. Granger の因果関係とデータ加工の問題
5. 日本経済における通貨量と名目所得の Granger の因果関係
6. おわりに  
(補論)

## 1. はじめに—目的、構成、要旨

通貨量と名目所得との因果関係は、マクロ経済学がケインジアンとマネタリストの拮抗を背景に発展する中で、常に一つの焦点として注目を集め、様々な実証努力が払われてきた。

中でも近年、最も大きな影響力を發揮したのは Sims Test によるマネタリスト仮説の検証 (Sims (1972)) であった。この論文を契機として通貨量と所得との因果関係の実証分析は、主として「Granger の因果関係」の概念を用いて活発に展開されるようになり、多変量時系列モデルを用いた Variance Decomposition (分散分解) やパワー寄与率分析等の新たな手法がこ

の分野に続々と導入されるに至った。しかしながら、Granger の因果関係はある変数  $X$  と他の変数  $Y$  に関して「 $Y$  の過去値に関する時系列の情報を用いることにより  $X$  の予測力が高まれば  $Y$  が  $X$  を cause する」と考える、すなわち予測力 (あるいは時間的前後関係) を評価基準とした概念である。従って、Granger の因果関係は操作可能な概念としては画期的な意義を持つものの、これを「 $Y$  という事象の作用により  $X$  という事象が惹き起こされる」という通常の意味での因果関係と直接に結びつけて解釈してしまうと様々なパラドックスが生じ得る。

この点は、「天気予報と台風<sup>1)</sup>」の例等によって一般知識としてはよく知られており、また

\* 本稿の作成過程において一橋大学刈谷武昭教授、東京大学国友直人助教授、横浜国立大学山本拓助教授、浅子和美助教授、京都大学有賀健助教授、経済企画庁深尾光洋氏 (現 OECD) から有益なコメントをいただいた。

\*\* 日本銀行金融研究所副調査役 (現筑波大学助教授)。

1) 台風警報は台風に先行してわれわれの耳に入るため、Granger の意味では台風警報が台風を cause する。これは明らかに通常の因果関係とは逆である。

Granger の因果関係を経済事象にあてはめた場合どのような問題が発生し得るのかについては、Granger 自身がその概念の定義に際し適切に警告している。それにもかかわらず、応用研究ではこの点は軽視されがちであり、漠然と、Granger の因果関係は「通常の因果関係」のひとつの必要条件と考えればよい、として分析されることが多いようである。

しかし、通常の原因・結果の関係と Granger の因果関係がかけ離れる（後者が前者の必要条件でも十分条件でもない）ことも少なくない。従って、因果関係の序列を Granger の因果関係から類推しようとする場合には特別の注意が払われねばならない。

本稿は、通貨量と所得の「因果関係」を巡る最近の実証分析の展開に即して、「Granger の因果関係」を用いた実証分析手法の現状における意義と限界について整理を試みたものである。

本論は4部（2.～5.）から構成される。

2. では通貨量と所得の因果関係に関し、1960年代末以降行われた実証分析を概観する。そこではまず、(1)で Tobin (1970) と Friedman (1970) の論争を紹介した後、(2)で Granger による画期的な業績である Granger の因果関係の直観的内容と、それに対する Granger 自身の留保を紹介する。次いで(3)及び(4)で、いわゆる Sims Test を提示し、これにより米国経済における通貨量から所得への「因果関係」の存在を主張した Sims (1972) と、後に本人が分散分解という手法を用いてこれを否定した Sims (1980) について説明する。

続く3. 及び4. では、Granger の因果関係という分析手法を用いて実際に実証研究を行う場合、その結果を解釈するに当たって留意すべき点につき、概念上の問題（3.）、データ加工上の問題（4.）という2つの角度から整理を

試みる。

まず概念上の問題については、ケインジアン・マネタリスト論争の混乱のひとつの源になったとみられる Granger の因果関係と経済構造の関連を、経済システムを構成する変数の範囲と政策当局の行動パターンに留意しつつ、単純なモデルを用いて整理する。ここでの主要な論点は、

- ① 2つの変数間（例えば通貨量と所得）の Granger の因果関係は、他の諸変数（例えば金利）を情報集合に含めるか否かで変わり得る、
- ② 2変数のみから成るシステムでは変数間に Granger の因果関係があり、多変数システムではこれが消滅する場合、その2変数間の関係は「間接的因果関係」である場合と「みせかけの因果関係」である場合があり、両者を区別する必要がある、
- ③ 政策当局がフィード・バック型の政策ルール（例えば所得変動による金利変化を相殺するように通貨量を変更する）を持っていたり、市場参加者が特定の裁定条件を満たすように行動する場合、特に Granger の因果関係の解釈に注意する必要がある、ということである。

データ加工上の問題については、Granger の因果関係の検証を巡る統計的な問題を取り上げ、これらの取り扱いを誤るとミスリーディングとなる可能性があることを説明する。そのためにまず、relevant な情報集合が通貨量と名目 G N P の2変量であるという Sims (1972) の大前提を許容した上で、通貨量と所得間の Granger の因果関係の頑健性 (robustness) を検討した Feige and Pearce (1979) の研究を取り上げる。ここでは、2変数間の Granger の因果関係が、

- ① Granger の因果関係を検定する実証手法

の選択 (Sims Test を使うか Granger Test を使うか等)、

- ② 変数定常化のためのフィルタリング処理の選択、
- ③ 変数のラグの長さの選択、
- ④ 季節調整済計数か原計数かの選択、

によって大きく影響を受けることが示される。さらに、こうした統計的処理方法の選択が持つ原理的重要性をいくつかの仮説例を用いて明らかにする。

次いで、5. では、Granger の因果関係を用いた日本経済についての実証をサーベイする。そしてこれにより、日本の通貨量と名目所得間における Granger の因果関係の実証結果も 4. で取り上げた統計的処理の違いによって大きく異なっていることを、

- ① 2 変量時系列でデータ処理の方法及び検定方法が異なる場合の実証結果の比較と、
- ② VAR モデルを用いた 2 つの実証結果の比較を通じて説明する。

3. ~ 5. における検討の結論は、Granger の因果関係の検定結果を解釈するに当たっては、対立仮説と統計的仮定の強さを十分に考慮しておく必要があるということであり、この結論は、6. で改めて主張される。

## 2. 通貨量と名目所得の因果関係の実証

——1960年代末以降の review——

マクロ経済学の中心的な理論的枠組みがケインジアンとマネタリストに大別されるようになって以来、両者の論争の中で通貨量と名目所得との因果関係は常に一つの争点として注目を

集めてきた。

こうした通貨量と所得の因果関係を巡る実証研究は、2 変量定常時系列を用いた Sims Test による分析が発表されて以来、Granger (1969) による因果関係 (Granger Causality) の概念に基づいた分析がその主流となったが、それ以前には、通貨量 (ないしその変化率) 時系列の転換点と所得時系列の転換点に関する時間序列が着目されていた。本節では、まず、Sims (1972) 以前のこうした分析に関する Tobin-Friedman の論争を取り上げ、次いで Granger (1969)、Sims (1972) 及びそれ以後の実証分析の展開を概観する。

### (1) Tobin-Friedman 論争

Friedman とその共同研究者 (例えば Friedman and Schwartz (1963)) は通貨量と名目所得の間の時間序列に着目し、多くの労力を傾注して「名目所得の転換点に対し通貨量の変化率の転換点は長いリードを持ち、(トレンド調整後の) 通貨量レベルの転換点は短いリードを持っている」ことを示した。Tobin (1970) は Friedman 等がこれを「通貨量の変化が名目所得の変化の主因である」という主張の根拠としていると考え、次のように批判した。

- ① こうした時間序列の発見はマネタリスト的な因果関係の証明ではあり得ない。なぜなら、政策当局が金利を一定に保つためにマネーを内生的に変化させる場合にも、同様な時間序列が発生する可能性がある<sup>2)</sup>。
- ② 逆に Friedman モデルからは、このような時間序列が発生しないことが示せる、という批判を行った。

2) この点を示すため、Tobin は彼が "Ultra Keynesian" と名付けた、金利をターゲットとしマネーサプライを内生的に変化させるモデルを構築し、主要変数間のピークとボトムに対応関係を調べている。これによれば、マネーサプライは所得変化に対し accommodating に変化すべくモデル上定められているにもかかわらず、そのピーク・ボトムは名目所得に先行する。

これに対し Friedman (1970) は、以下の理由を挙げて「Tobin の批判は的外れ」と反論した。

- ① 因果関係を定量的に測ろうとすれば、例えば「名目GNPの分散の過半が通貨量の変動によって説明されれば、通貨量は名目GNPをcauseしている」というように考えることになる。しかし、この場合通貨量を一定不変に保つ、という実験を行えば通貨量は名目GNPを全く説明しなくなる筈である。このことは、因果関係の定量的測定の原理的困難を示している。
- ② 同様に、時間序列による「実証」にも限界がある点については以前から十分承知しており、これが決定的な evidence だと主張したことはない。
- ③ にもかかわらず、この問題に多くの時間を傾注したことは事実である。その理由は「通貨量から所得への独立の影響」という因果関係が存在するという前提の下で、この因果関係を政策ないし予測に用いようとした場合、両変数の leads-lags についての知識が不可欠だからである。自分が裁量的政策に反対なのは、この leads-lags が可変的だからである。
- ④ また Tobin の“Ultra Keynesian”モデルは特殊な貨幣需要関数を想定している点でケインズ的でなく、“Friedman”モデルはFriedman 的でない。こうした点で Tobin の議論は誤解を招き易い。

この Tobin-Friedman 論争で注目すべきは、両者とも、

- ① 時間序列を解釈する上での背後にあるモデルの重要性に関する認識
- ② 時間序列を evidence とすることへの留保を示していることであり、そこでは、その後の

Granger の因果関係を巡る実証の問題点の多くが論じられている。また、こうした問題点は以下でみるように、Granger 自身によっても十分認識されていたと考えられる。

## (2) Granger の因果関係 (Granger Causality)

この Tobin-Friedman 論争の前年、Granger (1969) は、「Granger の因果関係 (Granger Causality)」と呼ばれる概念を提唱した。この概念の骨子をやや直観的に説明すると、以下のようになる。<sup>3)</sup>

- ① 変数Xの予測に当たり、変数Y以外の全ての変数の情報を用いた場合に比べ、変数Yの過去値時系列を追加することがXの予測力(平均2乗予測誤差で評価)を高める場合、「YはXをGrangerの意味でcauseする」と呼ぶ(以下では場合により  $Y_t \xrightarrow{G} X_t$  略記する)。
- ② また、Yの過去値時系列の情報追加がXの予測力を高めない場合、「YはXをGrangerの意味でcauseしない」と呼ぶ ( $Y_t \not\xrightarrow{G} X_t$  と書く)。

こうした概念を用いるに当たって、Granger (1969) は多くの重要な留保を付け加えている。Granger の論旨は以下のように敷衍できる。

- ① 上記の定義は、定常時系列に対してのみ適用することとする。変数時系列が非定常である場合、Xの「予測力」が時間の経過とともに変化し得るため「Granger の因果関係」が判断時点によって異なり得るからである(このことは、定常時系列でない経済データに適用するに当たっては、データの定常化処理が重要な意味を持つことを示唆する)。
- ② 上記の定義の非現実的な面はYの過去値時系列をその他の全ての変数から成る情報集合に追加して予測力の変化をみるという点である。現実には、全ての relevant な情報は有

3) Granger の因果関係の厳密な定義については補論1参照。

限の数値時系列から成る情報集合Dにはほぼ集約されているとみなし、分析を行うことになる。従って、この場合、計測される「Grangerの因果関係」は常に情報集合Dの選択に依存して変わり得るものとなり、Dの選択を誤ると、「みせかけの因果関係 (spurious causality)」が検出される (なお、以下においてGrangerの因果関係とは、情報集合に依存して変わり得る「計測されるGrangerの因果関係」を指し、Yの過去値系列以外の全変数の情報を利用した「真のGrangerの因果関係」ではない)。

- ③ 予測力の評価に当たっては平均2乗予測誤差 (分散) が唯一の基準ではない。Grangerの因果関係は評価基準にも依存して変わり得る。また、予測量は、線型予測量の中での最適予測であるに過ぎない。
- ④ YがXに対しGrangerの意味で一方的な因果関係を持つ (YがXをcauseする) 場合にも、データの採取区間を大きくする (例えば月次間隔→四半期間隔等) と、みかけ上同時的なフィード・バック関係になる可能性がある。従ってGrangerの因果関係はデータ採取区間に依存する。
- ⑤ Grangerの因果関係の概念は、「予測力」を評価基準としているため、deterministicなシステムの因果関係は評価できない。例えば、

$$\begin{cases} X_t = (b/c) Y_{t-1} \\ Y_{t-1} = ct \end{cases}$$

というシステム (tはトレンド) の場合、

$$X_t = b + X_{t-1}$$

が常に成り立つため、Xの過去値の情報のみによってXの将来値が決定される。この場合、Yは通常の意味ではXを“cause”しているにもかかわらず、Xに対しGrangerの因果関係を持たない。

このようにGranger (1969) は、因果関係の実証的基礎として画期的な意味を持つ「Grangerの因果関係」の概念を提唱するに当たって、様々の留保条件をつけたのであり、これらの留保はTobin-Friedmanの論争におけるコンセンサスともほぼ合致する極めて的確なものであつた。<sup>4)</sup>

(3) Sims (1972) による「マネタリスト仮説の検証」

Sims (1972) は通貨量と所得の関係に関するマネタリスト仮説の検証に当たって、2変量定常時系列を前提にしたSims Testを用いて通貨量と名目所得の間のGrangerの因果関係をチェックするという手順を採用した。すなわちSimsは、以下のようないわゆる「Simsの定理」を提示する。

変数Xと変数Yがともに定常性を満たしていると考え、この場合、XからYへの因果関係がない、という帰無仮説は、XをYの過去、現在、将来値に回帰し、Yの将来値にかかわる回帰係数が全てゼロであるという帰無仮説と等価である。

この定理に基づき、Simsは通貨量 (M) と名目GNP (Y) を定常時系列化するデータ加工 (フィルター処理) を行った上で、通貨量と名目GNPの各々を被説明変数とする分布ラグ型の回帰式、

4) さらに遡れば、例えばSimon (1954) が同時方程式体系における因果関係の解釈を巡って、これらの論点の多くとパラレルな内容に到達している。これらの論点はそれ以降の相関係数の因果関係的な解釈を巡る論議等にも受け継がれ、Granger (1969) の論点整理の基礎となっている。

$$M_t = \sum_{i=-n_1}^{n_2} \alpha_i Y_{t-1} + u_t$$

$$Y_t = \sum_{i=-n_1}^{n_2} \beta_i M_{t-1} + v_t$$

を計測 ( $n_1 = 4$ ,  $n_2 = 8$ )、各説明変数の将来値の有意性の F 検定を行った。その結果、名目 GNP の将来値は通貨量に有意な説明力を持ち、逆は成立しなかった (第 1 表) ため、「通貨量から名目所得へ向けて一方的因果関係があり、マネタリスト仮説は支持された」と結論づけた。

Sims (1972) が「Sims Test によってマネタリスト仮説が実証的にサポートされた」と主張したことは学界に大きな反響を呼び、日本でも例えば折谷 (1979) が季調済の  $M_2$  と名目 GNP を Sims と同じフィルターを用いて定常時系列化して上で Sims Test を行い、Sims とほぼ同様の結果を得ている (この点については 5. 参照)。

しかし、2 変量定常時系列を用いた Sims Test は多くの強い批判も呼んだ。これらの批判は大別すると 2 つに分類することができる。

第 1 のタイプの批判は、概念的なものであり、Granger (1969) 流に言えば情報集合 D の選択

に係わる問題である。例えば Ando (1977) が、通貨量と名目 GNP を巡る経済諸変量の相互関係は極めて複雑であり定常化した 2 変量時系列では何も言えないはず、と批判したのが典型的なものと考えられる。これに対し、Sargent (1977) は、もし真の体系が 2 変量以上を含むとき、他の変量を除外して 2 変量モデルを計測したとすると、通貨量の統計的外生性は弱まり、一方的因果関係は実証的にむしろ棄却され易い方向の bias を持つはずであり、この点こそ、Sims Test の注目すべき特色である、と反論した。後に示すように、この反論はミスリーディングであったが、Sims Test を多変量に拡張することが困難であるために、この観点に立つ論争の決着は分散分解の手法を用いて多変量自己回帰モデルにより Granger の因果関係を分析した Sims (1980) に持ち越された。

第 2 の批判は、通貨量と所得の因果関係を 2 変量で論ずることを認めた上でデータの定常化など統計的な処理の妥当性を問題にしたものであり、Feige and Pearce (1979) が代表的である。この第 2 のタイプの問題の検討は 3. に譲ることとし、以下ではまず、第 1 の論点の一応の決着となった Sims (1980) の分散分解を用いた実証を検討し、次いで 2. で概念的な問題を包

第 1 表 Sims による将来値係数の F テスト

被説明変数	説明変数	F 値
名目 GNP	$M_1$	0.36
名目 GNP	MB	0.39
$M_1$	名目 GNP	4.29 *
MB	名目 GNP	5.89 *

\*は 5%水準で有意。

F(4, 60) に従うと仮定

$M_1$  は通貨+要求払預金、MB はサンフランシスコ連銀推計によるマネタリーベース。

出典) Sims (1972) Table 3 より作成。

括的に検討する。

#### (4) 分散分解を用いた因果関係の実証

まず Sims (1980) で用いられた分散分解の考え方を 3 変量の自己回帰 (VAR) モデル<sup>5)</sup>を用いて説明してみよう。

いま、定常化された経済時系列について 3 変量の自己回帰 (VAR) モデルを推計した、としよう。

すなわち、

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \\ z_t \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \\ z_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + A_m \begin{bmatrix} x_{t-m} \\ y_{t-m} \\ z_{t-m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^x \\ u_t^y \\ u_t^z \end{bmatrix}$$

但し、 $A_s$  ( $s = 1, \dots, m$ ) は  $3 \times 3$  の係数行列、 $u_t^j$  ( $j = x, y, z$ ) は互いに独立で同一の分布に従う攪乱項である。<sup>6)</sup> これを移動平均型に書き直すと、

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_t^x \\ u_t^y \\ u_t^z \end{bmatrix} + B_1 \begin{bmatrix} u_{t-1}^x \\ u_{t-1}^y \\ u_{t-1}^z \end{bmatrix} + B_2 \begin{bmatrix} u_{t-2}^x \\ u_{t-2}^y \\ u_{t-2}^z \end{bmatrix} + \dots$$

となる。

これは、もとの VAR モデルでは、システム内の各変数の各期における実現値は、全変数の過去値の加重和と、その期における当該変数に固有なイノベーション (ノイズ) の和として表現されるが、これを移動平均型に変換することにより、各変数の実現値を「他の全変数の過去のイノベーション」と「当該変数の過去及び現在のイノベーション」の加重和として解釈できることを意味する。このとき、このモデルを用いてある変数を予測したときの平均 2 乗誤差は、その変数に固有なイノベーションによる部分と他の変数によるノイズを反映した部分に分解することができる。Sims は、予測誤差のうち前者が大きければ、この変数は他の変数による影響を大きく受けないために外生性が高いと考え、この変数は Granger の意味で他の変数にあまり影響されない (cause されない) と考える。これに対して当該変数の予測誤差の多くが他の変数のイノベーションによって説明される場合、他の変数がこの変数を Granger の意味で強く cause している、と考えるのである。

Sims はこの手法を両大戦間期及び戦後期の米国経済諸変量の時系列データ (対数変換後) に適用した。<sup>8)</sup> 計測に当たって、Sims は 2 通りの変数リストを用いた。ケース 1 は生産、 $M_1$ 、WPI の 3 変量であり、ケース 2 はこれに短期金利を加えた 4 変量である。分析の結果は第 2 表、第 3 表の通りである。3 変量で分散分解を

5) 一般的な多変量モデルを用いた分散分解のややフォーマルな説明については補論 2 参照。

6) 一般に多変量 AR モデルが移動平均型に変換できるためには AR モデルのパラメーターが定常性条件を満たしていることが必要であることに注意する必要がある。ここでは、この条件は仮定により満たされている。

7) この「外生性」は、古典的な「同時方程式体系における外生性」の概念と厳密には同じでない。しかし、ここでは、その点には立ち入らない。詳しくは国友 (1984) 参照。

8) 厳密にはイノベーションの対角化加工が行われている。この点は補論 2 参照。

行ったケース（第2表）をみると、 $M_1$  の外生性は两大戦間・戦後を通じて極めて高く、生産に対する説明力も高いところから、 $M_1$  が生産を Granger の意味で cause しているようにみえる。ところが、変数リストに短期金利を加えたケース（第3表）では  $M_1$  の外生性は著しく低下し、生産に対する影響力を全く持たなくなる一方、金利の外生性が高く、 $M_1$ 、生産がともに金利の影響を強く受けるという全く異なった姿が現われる。

Sims (1980) は、この結果に直面して、マネタリスト的な解釈の余地を検討したものの、いずれも無理があるとしてマネタリズムを放棄するとともに、むしろ Tobin の “Ultra Keynesian” モデルの stochastic version を厳密に構築することが焦眉の課題であると結論づけた。さらに、その後の研究 (Sims (1983)) では、実際にそうしたモデルを発展させ「マネタリスト的な景気循環」を否定している。もっとも、第2表、第3表を見比べると、金利を説明変数に加えた結果、 $M_1$  の外生性は著しく低下しているものの、 $M_1$  から WPI への影響はむしろ高まっており、単純にマネーの重要性はみかけだけのものであり、通貨量が名目所得を cause するというマネタリスト仮説が棄却されたと結論するのは短絡的であるようにみえる。むしろ、ここで注目すべきは、変数をシステムに加えたり除去したりすることによって結果が大きく変わるということ、すなわち経済メカニズムを

Granger の因果関係という概念を用いて推測するに当たっては、変数（情報集合 D）の選択が決定的な重要性を持つことが再確認された点であろう。

### 3. 経済システムと Granger の因果関係

本章では、便宜上 Sims (1980) にならって金利が所得を cause するモデルをケインジアン・モデル、通貨量が所得を cause するモデルをマネタリスト・モデルと呼ぶことにする。このように考えると、Sims (1972) から Sims (1980) への展開は、Granger の因果関係の検定が特定理論（マネタリスト仮説）の仮説検定として行われながら、対立仮説（金利をシステムに含むケインジアン仮説）を明示的に考慮しなかったために、分析結果にミスリーディングな解釈を与えてしまった典型的な例であると考えられる。換言すれば、理論仮説検定に際して、選択すべき情報集合の範囲を対立理論仮説を含む範囲に設定しなかったことが不適當であった、といえよう。

本章では、この情報集合選択の問題を含め、Granger の因果関係と理論仮説との概念的関係を次の4つの観点から整理する。

- ① 情報集合の選択と Granger の因果関係  
——システムに含まれる変数を変えると、どのように Granger の因果関係が影響されるのか。
- ② 間接的原因とみせかけの原因

9) もちろん、マネタリストとケインジアンを金利に求めず、通貨量と所得の関係から考えることもできる。すなわち、まず、通貨量が名目所得変動によって cause されるという銀行主義の系譜からケインジアンを定義し、マネタリズムと対置させることが考えられよう。5. ではこの観点から日本における通貨量と名目GNPの Granger の因果関係を取り上げる。一方、ケインジアン仮説の本質を賃金の硬直性に求めるという立場も存在する。例えばパーキン (1984) は、日本経済の景気変動をケインジアン・モデルと古典派モデルのいずれがよりよく説明するかという比較を行っているが、そこでは、ケインジアンの本質は賃金の硬直性（年1回の賃金改訂）とみなされている。これらの立場の場合、通貨量と所得の間における Granger の因果関係についての解釈も全く異なり得る点に注意する必要がある。本稿で取り上げなかった実証研究の展開については翁 (1985) 参照。



第2表 Simsによる分散分解(1)

( 両大戦間期 ) ( % )

被 説 明 変 数	説 明 変 数		
	M <sub>1</sub>	生 産 指 数	W P I
M <sub>1</sub>	92	4	4
生 産 指 数	66	28	6
W P I	38	19	43

( 第2次大戦後 )

被 説 明 変 数	説 明 変 数		
	M <sub>1</sub>	生 産 指 数	W P I
M <sub>1</sub>	97	2	1
生 産 指 数	37	44	18
W P I	14	7	80

各変数の48か月予測誤差のイノベーションによる分解。  
出典) Sims (1980) Table 1 から作成。

第3表 Sims による分散分解(2)

( 両大戦間期 ) ( % )

被 説 明 変 数	説 明 変 数			
	金 利	M <sub>1</sub>	生 産 指 数	W P I
金 利	65	28	7	1
M <sub>1</sub>	39	58	1	1
W P I	1	54	43	3
生 産 指 数	16	58	7	18

( 第2次大戦後 )

被 説 明 変 数	説 明 変 数			
	金 利	M <sub>1</sub>	生 産 指 数	W P I
金 利	50	19	4	28
M <sub>1</sub>	56	42	1	1
W P I	2	32	60	6
生 産 指 数	30	4	14	52

各変数の48か月予測誤差のイノベーションによる分解。  
出典) Sims (1980) Table 2 から作成。

——「Granger の因果関係がない」ということをどう解釈すべきか。

③ ルール化された政策と Granger の因果関係

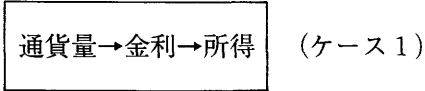
——政策ルールに従って政策変数を動かしたとき、政策変数と目標変数の間の「因果関係」はどうか。

④ 理論仮説と Granger の因果関係

——理論仮説が情報集合の選択以上の強い内容を持つとき、Granger の因果関係の解釈に当たってどのような点に留意する必要があるか。

(1) 情報集合の選択と Granger の因果関係

まず、一つの例としてトランスミッション・メカニズムが、



であるような、単純な非マネタリスト的のモデルの世界を仮定する。

$$M_t = u_t \quad (1)$$

$$r_t = bM_{t-1} + v_t \quad (2)$$

$$Y_t = ar_{t-1} + w_t \quad (3)$$

但し、

$M_t$  : t 期の通貨量

$r_t$  : t 期の金利

$Y_t$  : t 期の名目所得

$u_t, v_t, w_t$  は互いに無相関な white noise であるとする ( $M, r, Y$  は定常化された系列とする)。いま、(2)式と(3)式から金利を消去して通貨量と所得の関係を求めるとシステムは、

$$Y_t = abM_{t-2} + av_{t-1} + w_t \quad (4)$$

$$M_t = u_t \quad (1)$$

となる。このとき、通貨量の過去値は所得の予測力を高めるのに対し、逆は成り立たないから、

$$\begin{matrix} G \\ M_t \rightarrow Y_t \\ Y_t \not\rightarrow M_t \end{matrix}$$

となって、「通貨量から所得への一方的因果関係が認められ、マネタリスト仮説が支持された」ようにみえる。

ところが、金利も含めた(1)式～(3)式の体系に基づいて、金利、所得、通貨量の関係を考えると、金利の過去値についての情報があるとき通貨量の過去値についての情報は所得の予測精度を高めないので、通貨量の過去値の情報があるときに金利の過去値の情報を加えれば、所得予測の精度が高まるから、

$$\begin{matrix} G \\ r_t \rightarrow Y_t \\ M_t \not\rightarrow Y_t \end{matrix}$$

またこのとき、同様に考えると、

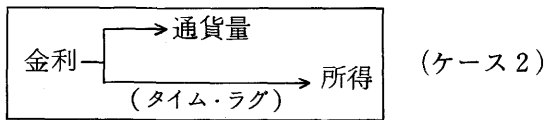
$$\begin{matrix} G \\ Y_t \not\rightarrow M_t \\ Y_t \not\rightarrow r_t \end{matrix}$$

となっている。このようにしてある変数をシステムに加えるか否かで、分析から得られる Granger の因果関係の見方は大きく影響を受ける。マネタリスト・ケインジアン論争に即して考えれば、「マネタリスト仮説」は通貨量と所得の2変数の関係に注目するが、対立仮説である「ケインジアン仮説」が金利を重視するものとするのであれば、システムから金利を落とした「マネタリスト仮説」の検定は成立しないと考えるべきであったのである。

(2) 「間接的原因」と「みせかけの原因」

さて、ここで用いた非マネタリスト・モデルの事例でいま一つ注意すべき点は、この例では、通貨量は金利を介して所得に影響を及ぼすという点からみて、所得を間接的には“cause”しているにもかかわらず、3変量システムに基づいて因果関係を考えた場合、通貨量は Granger の意味では所得を cause しないことである。

この点についての理解をさらに深めるため、真のトランスミッション・メカニズムが、



であるような「反マネタリスト的マクロモデル」の世界、

$$r_t = v_t \quad (2)'$$

$$M_t = \frac{1}{b} r_{t-1} + u_t \quad (1)'$$

$$Y_t = ar_{t-2} + w_t \quad (3)'$$

を仮定しよう。このとき(1)'式、(3)'式から金利を消去すると、

$$Y_t = ab M_{t-1} - abu_{t-1} + w_t \quad (4)'$$

となるから、所得と通貨量の関係のみに着目すると、

$$\begin{matrix} G \\ M_t \rightarrow Y_t \\ G \\ Y_t \nrightarrow M_t \end{matrix}$$

となるのに対し、(1)'式～(3)'式で考えれば、

$$\begin{matrix} G \\ r_t \rightarrow Y_t \\ G \\ M_t \nrightarrow Y_t \\ G \\ Y_t \nrightarrow r_t \\ G \\ Y_t \nrightarrow M_t \end{matrix}$$

となって、ケース 1 の場合と Granger の因果関係上は全く同じになる。しかし、この仮説例では通貨量は通常の意味で所得と因果関係を持たず、通貨量と所得の 2 変量のみに着目したときに観察された通貨量から所得への因果関係は、ケース 1 の場合とは異なって全くみかけだけのもので、通常の原因関係を反映したものではない。つまり、ケース 1 (非マネタリスト・モデル) とケース 2 (反マネタリスト・モデル) は真のトランスミッション・メカニズムが全く異質であるにもかかわらず、Granger の因果関係はかなり似通ってしまうのである。この点は、変数間の Granger の因果関係を評価する上で「直接的原因 (Direct Cause)」、「間接的原因 (Indirect Cause)」、「みせかけの原因 (Spurious Cause)」の区別が重要であり、この点を注意深く取り扱わないと当該システムの本質を見失う可能性があることを示唆しているといえよう。

因みに、「みせかけの因果関係」に関してやや異なった観点から概念的問題を追求した研究としては、Hsiao (1982)、Lütkepohl (1982)、Kunitomo and Yamamoto (1985) 等がある。ここでは、まず Hsiao の仮説例を一種の古典派モデルとして解釈し直したシステムに即してこの問題を解説しよう。

いま、所得、通貨量、金利から成るマクロ経済システムが、

$$\begin{aligned} y_t &= a(M_{t-1} - E_{t-2} M_{t-1}) + w_t \\ M_t &= ar_{t-1} + v_t \\ r_t &= w_t \end{aligned}$$

と表現できる、としよう。

ここでは、所得決定については特殊な Lucas 型産出量方程式が、通貨量の決定については前期の金利とランダム・ショックのみに依存するアドホックな反応関数が想定されていると解釈

できる。このとき、経済主体の合理的期待を仮定すると、通貨量の  $t-1$  期における予想値は、

$$E_{t-1} M_t = ar_{t-1}$$

で与えられる。

このシステムでは、通貨量の予測誤差（イノベーション）のみが所得に影響を与えるから、通貨量は、所得を cause するが、金利は所得に影響を与えない。

このことは、上記のシステムをイノベーションを用いて書き直した MA 表現、

$$y_t = av_{t-1} + u_t$$

$$M_t = aw_{t-1} + v_t$$

$$r_t = w_t$$

をみると、明らかであろう。なぜなら、このとき、所得はそれ自体のイノベーション  $u_t$  と通貨量のイノベーション  $v_t$  の関数となるからである。

ところが、このシステムを AR 型に書き直すと、

$$Y_t = aM_{t-1} - a^2 r_{t-2} + u_t$$

$$M_t = ar_{t-1} + v_t$$

$$r_t = w_t$$

となって、金利は Granger の意味で所得を cause する。この場合、金利と所得との間における Granger の因果関係は、金利が所得に影響を与えるという通常の意味の因果関係ではなく、通貨量のイノベーション算出に金利が役立つことによるみせかけの因果関係に他ならない。

さらに Hsiao (1982) は、3 変量システムについて Granger の因果関係の概念を拡張することにより、上記のような「みせかけの因果関係」と「直接、間接の因果関係」の区別が可能

であることを示し、この概念に基づく分析例として、カナダ経済に関する金利、所得、通貨量の 3 変量マクロ・モデルの分析結果を示している。

しかしながら、Hsiao の考え方に基づく Granger の因果関係の概念の拡張は、3 変量システムについては容易であるものの、4 変量以上のシステムについては大きな困難を伴う。そこで、Kunitomo and Yamamoto (1985) は、一般的な  $n$  変量システムについても「みせかけの原因」と「直接、間接の原因」を区別する実際的な手法として、経済システムを AR 型と MA 型の双方について推計し、両者に基づく Granger の因果関係が一致した場合にのみそれを通常の因果関係に近いものとして解釈することを提案している。

なお、日本経済に関する Kunitomo and Yamamoto の応用例（物価、金利、所得、通貨量から成る 4 変量システム）をみると、AR 型の場合と MA 型の場合の間で Granger の因果関係が変数によってはかなり食い違っており、因果関係の区別の実際的重要性を示唆する結果となっている。

### (3) 政策ルールと Granger の因果関係

Granger の因果関係が経済システム内の変数間の因果関係から乖離してしまうもう一つの重要な可能性として、通貨量、財政支出といった政策変数が所得、物価等の変数に基づく一定の政策ルールにより、決定されるケースが考えられる。この場合、政策変数の水準によって所得等が決まる、という意味で政策変数→所得等、という因果関係があるとしても、所得等→政策変数というルールがあるために、変数間の時間序列からは所得→政策変数という因果関係のみが識別されてしまう。

このような例として、Tobin (1970) が Timing Evidence を批判する際に用いた "Ultra

Keynesian”モデルにおいて仮定されたように、政策当局は金利を一定に保つよう行動していると仮定しよう。いま金利が名目所得と通貨量の比の関数だとすると、

$$i_t = f(M_t/Y_t) \quad (5)$$

このとき金利を一定値  $i^*$  に保つような政策は、

$$\frac{M_t}{Y_t} = f^{-1}(i^*) \quad (5)'$$

これから、通貨当局の採るべき政策ルールは、

$$M_t = mY_t \quad (5)''$$

となる (但し、 $m = f^{-1}(i^*)$ )。

ところが、通貨量決定時点 ( $t-1$  期) で  $t$  期の所得は未知、また政策当局のコントロールが完全でないとする、

$$M_t = mY_{t-1} + u_t \quad (5)'''$$

がこのシステムのより現実的な姿であろう。

一方、所得と通貨量の間には以下のようなマネタリスト的な関係がある、としよう。

$$Y_t = bM_t + w_t, \quad 0 < b < 1 \quad (6)$$

この場合、所得の過去値の情報は通貨量に関する予測を改善するが、逆は成り立たないから、

$$\begin{array}{l} G \\ M_t \not\rightarrow Y_t \\ G \\ Y_t \rightarrow M_t \end{array}$$

となる。すなわち、このシステムでは、Granger の因果関係の観点からは、所得が通貨量を cause するのに対し、通貨量は所得を cause せず、通貨量  $\rightarrow$  所得という側面は欠落してしまう。この例が示すように、フィード・バック型の政策ルールを持つシステムにおいては、Granger の因果関係の観点からみた変数間の関係と、経済システムの因果関係との対応のズレが生ずることがある。<sup>10)</sup>

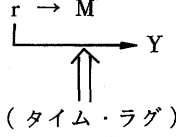
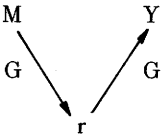
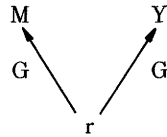
以上のケースをまとめたのが第 4 表であるが、これからも明らかなように、仮定の経済システムを所得・通貨量・金利のわずか 3 変数に限定して構築した場合にも、Granger の因果関係による実証結果から、その背後にある経済構造を読みとるには多くの注意を払う必要があることが理解できよう。

#### (4) 効率的市場における Granger の因果関係

Granger の因果関係の実証的応用は、この分野の古典的論文である Sims (1972) が通貨量と名目 GNP の関係を取り扱っていたところから当初は通貨量と GNP を巡る実証に集中していたが、その普及に従って橋本 (1984) 等のように為替レート等の資産価格についての実証にも応用されるようになってきている。このような資産価格については効率的市場仮説を前提にすることが多いが、その場合には Granger の因果関係の取扱いには十分な注意が必要である。本節では、この点を為替レートを例にとっ

10) より一般的な合理的期待型多変量モデルに則してこの点を詳細に研究したものとして Buiter (1984) がある。因みに、通貨量と所得の関係からはやや離れるが、為替レートについても同様の問題がある。すなわち、政策当局が *leaning against the wind* 型の市場介入ルールを採っているとき、市場介入ルールは主として現在及び過去の為替レートの関数として表現できる。ここで、当期の市場介入のみが為替レートに直接的影響を持つとすれば、市場介入は為替レートを Granger の意味では cause しないことが予想される (例えば深尾 (1983) は 1973 年から 1980 年の我が国の通貨当局の介入が *leaning against the wind* 型であったことを示している)。このことは我が国の場合、介入ルールに十分注意を払うことなく市場介入と為替レートの関係の分析に Granger の因果関係を持ち込むことは、極めて危険であることを示唆している、といえる。

第4表 Granger Causalityとトランスミッションメカニズム—3変量マクロモデル(仮想例)

		ケース1.「非マネタリスト」	ケース2.「反マネタリスト」	ケース3.「固定金利政策」
仮想経済の構造		$M_t = u_t$ $r_t = bM_{t-1} + v_t$ $Y_t = ar_{t-1} + w_t$	$r_t = v_t$ $M_t = \frac{1}{b} r_{t-1} + u_t$ $Y_t = ar_{t-2} + w_t$	$M_t = mY_{t-1} + u_t$ (政策ルール) $Y_t = bM_t + w_t$ ( $0 < b < 1$ )
経済システムのトランスミッションメカニズム(効果波及経路)		M → r → Y		M → Y とも解釈できる
グレンジャーによる因果序列	2変量(Y, M)のみをみた場合	G M → Y (Indirect Cause)	G M → Y (Spurious Cause)	G M ← Y
	3変量(Y, M, r)をみた場合			
備考		→は効果波及経路 G →は Granger Causality を意味する。		政策当局が金利を一定に保つことを基本的な政策ルールとしてMを調節。

て考えてみる。

いま、外国為替市場は効率的で市場参加者は危険中立的であるとしよう。このとき為替レートが金利差以上に上昇すると期待されれば期待利潤が発生するから、裁定が行われて直ちにこのような利潤機会が消滅するように直物レートの変化が起こると考えられる。従ってこのケースでは、常に金利裁定条件 (uncovered interest parity) が成立している、と考えられる。

すなわち、

$$E_t e_{t+s} - e_t = i_t - i_t^*, s > 0 \quad (13)$$

但し  $e_t$  : t 期における対数表示の邦貨建為替レート

$i_t$  : t 期における本邦金利

$i_t^*$  : t 期における外国金利

$E_t$  : t 期の情報集合を所与とした場合の期待値オペレーター

このとき、為替レートについてのイノベーション、

$$u_{t+s} = e_{t+s} - E_t \tilde{e}_{t+s} \quad (14)$$

(但し  $E_t \tilde{e}_{t+s} = e_t + i_t - i_t^*$ )

は t 時点での情報集合を所与としたとき予測不

能でなければならない。さもないと unexploited profit opportunity が存在することになり市場が効率的であるという仮定に反することになる。換言すればこのケースでは、たとえ為替レートの水準が購買力平価等によつて影響されているとしても、これらの要因を織り込んだ将来の為替レートの期待値と直物レートの裁定関係が成り立つよう直物為替レートが決まるため、直物為替レートと金利のみによって将来の直物為替レートが予測できる。従つて、為替レートはその決定要因である経常収支や購買力平価に対して Granger の意味で外生的となつてしまうことになる。こうした可能性については Sims (1977) が効率的な市場における耐久消費財価格分析の問題点として既に指摘している。Sims (1977) は、耐久消費財価格が Sims Test などの外生性テストをパスしたとしても、それが効率的市場の性質上もたらされた、みかけ上の外生性である可能性を指摘し、次のようなチェック手順を提言している。

すなわち裁定が完全に働く市場であれば、価格は単に外生であるのみならず効率的市場に特有な裁定条件をも満たすはずであり、従つて、もしそのような条件が満たされていなければ、市場は効率的でなく、価格変数の外生性は裁定によるみかけの外生性ではなく真の外生性であると解釈し得る、というのである。しかし、この Sims のチェック手順は、(13)式で単純化のために捨象したリスク・プレミアムが重要である場合には不適切となる。何故なら、もし為替市場における経済主体が危険回避的でリスク・プレミアムを含むかたちで市場が均衡していると

すれば、(13)式の棄却は効率的市場仮説の棄却ではなく危険中立性の棄却に過ぎないからである。

この点は以下のように説明できる。いま、為替市場は効率的であるが、経済主体は危険回避的であり、リスク・プレミアムを要求するとしよう。このとき、リスク・プレミアムを考慮した金利裁定条件は、

$$E_t e_{t+s} - e_t = i_t - i_t^* + \phi_t(\cdot) \quad (13')$$

(但し、 $\phi_t(\cdot)$  は  $t$  期のリスク・プレミアム)

となる。この場合、投資家はリスク・プレミアムを考慮した上で裁定行動をとる。その場合も unexploited profit opportunity が裁定の結果消滅するため、 $t$  時点での情報集合を所与としたとき、イノベーション  $u_t$  はやはり予測不能でなければならない。このため為替レートはこの場合もみかけ上外生的である。

しかし、このとき金利裁定条件(13)式は成り立っていない。(13)式が棄却されたとき、これが効率的市場仮説が棄却されたことによるものか、危険中立性が棄却されたことによるものかの識別はこのままでは困難といわざるを得ない。従つてこの場合、リスク・プレミアムの内生的決定を明示的に含む理論モデルとの同時検定を行わざるを得ず、このステップを省略して為替レートと他の変数との関係を Granger の因果関係から帰納的に判断するのは極めて難しいのである。<sup>11)</sup>

以上の(1)~(4)は、Granger の因果関係から経済システムの構造を理解しようとする場合、

11) なお、ここでの立論は暗黙裡にリスク・プレミアムを為替レート、利子率と独立に扱っている。しかし、例えば深尾 (1983) のモデルでは、リスク・プレミアムは累積経常収支の関数、経常収支は実質為替レートの関数であるから、為替レートのその過去値から受ける影響にはリスク・プレミアムの効果も反映され得る点に注意する必要がある。

- ① システムに含まれる変数の範囲、
- ② 間接的原因とみせかけの原因の区別、
- ③ 経済システムに対する政策当局の対応のあり方 (政策ルール)、
- ④ システムに含まれる市場メカニズムの解釈、

が重要であることを意味している。これらは、とりもなおさず、Granger 因果関係を経済構造分析に用いる場合には、理論仮説をかなり明示的に意識せざるを得ないことを意味しているといえよう。

#### 4. Granger の因果関係とデータ加工の問題

前節では、Sims (1972) の通貨量と所得の因果関係の実証に対する Ando らの批判と、それを踏まえた Sims (1980) への発展を手懸りに、Granger の因果関係を実証に用いる際の概念的な問題を取り扱った。本節では、Sims (1972) に対する Feige and Pearce (1979) の批判を手懸りに、Granger の因果関係を実証する場合の統計的な処理に関する問題点を検討する。

##### (1) Feige and Pearce (1979) の研究

Feige and Pearce (1979) は、relevant な情報集合が通貨量と名目 G N P の 2 変数である、という Sims (1972) の大前提を許容した上で、次のような問題を提起した。

すなわち、

- ① Sims Test と、Sims Test 以外の Granger の因果関係の検定手法 (Granger Test, Pierce and Haugh の Test) でどの程度結果が異なる

か。<sup>12)</sup>

- ② Sims は通貨量と名目 G N P の 2 変数を定常時系列化するに当たって  $(1 - kL)^2$  というフィルターを用い、<sup>13)</sup> その際  $k = 0.75$  という値をア・プリオリに選んでいるが、こうしたフィルターの選択は妥当か。

- ③ Sims Test のもとになる分布ラグ型の回帰式

$$M_t = \sum_{i=-n_1}^{n_2} \alpha_i Y_{t-1} + u_t$$

$$Y_t = \sum_{i=-n_1}^{n_2} \beta_i M_{t-1} + v_t$$

において、Sims は  $n_1 = 4$ ,  $n_2 = 8$  という値を選んでいるが、Granger の因果関係の検証はこうした変数間のラグ (ないしリード) の長さの選択によって大きな影響を受けないか。

- ④ Sims は季調済データを用いているが分析結果は季調処理の有無によってどの程度影響を受けるのか。

Feige and Pearce (1979) は、こうした問題意識に立ち各種の代替的な前提に基づいて通貨量と名目 G N P 間の Granger の因果関係の検定結果を比較した。その結果を簡単に要約すると以下の通りである。

- ① Pierce and Haugh の検定は、通貨量と名目 G N P の各々について ARIMA モデルを計測し、その残差相関を用いて独立性のカイ 2 乗検定を行うもので、その結果によれば (第 5 表)、1 ケースを除き通貨量と名目 G N P の独立性は棄却できず、因果関係を強く主張することは困難。

12) Granger Test, Pierce and Haugh Test の詳細は Feige and Pearce (1979) 参照。

13) 「変数  $X_t$  を  $(1 - kL)^2$  のフィルターで定常時系列化する」場合、 $X_t - 2kX_{t-1} + k^2X_{t-2}$  が定常化された時系列になる。ここで  $L$  はラグ・オペレーターで  $LX_t = X_{t-1}$  を意味する。



第5表 Feige and Pearceによるカイ2乗検定(Pierce and Haugh 検定)

自由度	季調済データ		原計数データ	
	GNP M1	GNP MB	GNP M1	GNP MB
9	8.99	7.09	16.77	13.71
17	19.37	15.77	29.09*	23.82
25	22.73	25.54	32.75	32.35

\* 5%水準で有意

自由度 9 は両側ラグの長さ	12	} に対応
17	8	
25	4	

MBはマネタリー・ベース

出典) Feige and Pearce(1979)

- ② 直接の Granger 検定は、Granger 自身による Granger の因果関係の定義に基づき、回帰式から予測の平均 2 乗誤差を推定するものである。すなわち、ある変数  $X_t$  の説明変数として  $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}$  のみを用いたときの回帰残差平方和と  $X_t$  の説明変数に  $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-q}$  を付加したときの回帰残差平方和を比較し、変数  $Y$  の説明力を F 検定によりチェックする手法である。これによると (第 6 表)、通貨量を説明変数とした場合の方が説明力は高いが、5%の有意水準で通貨量が名目 GNP を cause していると思われるのは 1 ケースのみである。
- ③ Sims Test を各種の代替的な前提下で再検討すると (第 7 表)、データの種類 (季調済か原計数) の選択及び、フィルターの選択が検定結果に大きく影響を与える、という結果が得られる。フィルターの選択は誤差の系列相関を介して検定結果に影響を与えられ考えられるが、GLS を用いて系列相関を調整しても (第 8 表)、フィルターの選択により結

果が異なってくる、という大筋は変えることができない。

以上の結果から、Feige and Pearce (1979) は、(2 変量のみ情報集合を限定した場合にも) Sims (1972) による通貨量から名目 GNP への一方的な Granger の因果関係の検出は恣意的なフィルター選択に依存した偶然 (casual) 性の強いものであった惧れがある、と結論づけている。

こうした批判は Granger の因果関係の研究にいくつかの発展をもたらしている。そのうちのひとつは、各種検定法の検定力のモンテカルロ・テストによる比較である (Geweke, Meese and Dent (1983) 等)。それらの結論は未だ決定的とはいえないものの、事前フィルター  $(1 - 0.75L)^2$  を用いた Sims Test の信頼性には疑問があり、直接的な Granger 検定ないし説明変数に被説明変数のラグ値を加えたラグ付き変数法に基づく Sims Test<sup>14)</sup> の方が信頼性が高いとされている。

一方、事前フィルター  $(1 - kL)^2$  におい

14) ラグ付き変数法による Sims Test の詳細については国友 (1984) 参照。

第6表 Feige and Pearceによる直接のGranger検定

被説明変数	説明変数	Box-Ljung Q	F	データタイプ
M1 (4)	GNP(4)	19.84	0.88	
M1 (8)	GNP(4)	21.24	0.34	
M1 (4)	GNP(4)	22.10	0.35	Seas. Adj.
M1 (8)	GNP(4)	21.50	0.54	Seas. Adj.
MB (4)	GNP(4)	22.71	0.16	
MB (8)	GNP(4)	21.40	0.31	
MB (4)	GNP(4)	14.08	0.82	Seas. Adj.
MB (8)	GNP(4)	18.55	0.40	Seas. Adj.
GNP(4)	M1 (4)	12.81	1.19	
GNP(8)	M1 (4)	16.13	1.12	
GNP(4)	M1 (4)	24.05	1.95	Seas. Adj.
GNP(8)	M1 (4)	19.30	2.47	Seas. Adj.
GNP(4)	MB (4)	14.77	0.48	
GNP(8)	MB (4)	16.66	0.94	
GNP(4)	MB (4)	29.57	2.22	Seas. Adj.
GNP(8)	MB (4)	24.32	3.42*	Seas. Adj.

( )内はラグの長さ

Seas. Adj. は季調済データ、無表示は原計数データ

\*は5%水準で有意

出典) Feige and Pearce (1979)

第7表 Feige and Pearceによる異なったフィルターを用いた場合のSims Test

回帰式	Sims (1972) の結果 (1 - .75 L) <sup>2</sup> Filter	Sims (1972) の 方法による再計算 (1 - .75 L) <sup>2</sup> Filter	(1 - L) Filter	ARIMA Filter	
季調 データ	M1 on GNP	4.29 *	4.60*(31.95)	3.13*(47.15*)	0.58 (35.73)
	MB on GNP	5.89 *	7.51*(19.28)	3.35*(22.51)	2.43 (34.41)
	GNP on M1	0.36	0.46 (20.55)	0.39 (29.84)	1.71 (30.87)
	GNP on MB	0.39	0.32 (24.48)	0.12 (62.90*)	0.61 (27.93)
原計数 データ	M1 on GNP	n. a.	2.50 (43.75*)	2.06 (41.02*)	1.11 (28.68)
	MB on GNP	n. a.	4.79*(26.33)	1.36 (29.65)	1.90 (17.38)
	GNP on M1	n. a.	0.42 (33.17)	0.27 (14.07)	1.46 (22.22)
	GNP on MB	n. a.	0.21 (52.46*)	0.20 (23.85)	1.57 (22.54)

\* 5%水準で有意

n. a.= not available

( )内はBox-LjungのQ統計量

出典) Feige and Pearce (1979)

第 8 表 Feige and Pearce による G L S を用いた Sims Test

	Sims <sup>1</sup> Filter	(1-L) Filter	ARIMA Filter
M1 on GNP	4.79 *	1.98	1.60
MB on GNP	10.84 *	1.60	2.52
GNP on M1	0.38	0.37	2.62 *
GNP on MB	0.25	0.26	2.23

\* 5%水準で有意、データは原計数  
出典) Feige and Pearce (1979)

て  $k=0.75$  という値をア・プリオリに与える代わりに、 $0 < k < 1$  の中から誤差項の系列相関を除く最適な  $k$  を選ぶことにより、事前フィルターの恣意性を減じようという手法が Mehra (1977) によって提唱されている。これについては、次の節で取り上げることにする。

## (2) パワー寄与率による分析

Granger の因果関係を巡る実証研究の我が国独自の発展は「パワー寄与率 (以下 R P C と略記する)」を用いた分析が榊原他 (1980)、大久保 (1983)、Kunitomo (1984) 等により進められたことである。

R P C は、多変量のフィードバック・システムの相互的影響を周波数領域で表現したものであり、もともとは工学的分野 (セメント焼成のためのロータリーキルンのガス温度の変動の解析と制御) への応用のために開発された手法である。従ってその本来の目的は Granger の因

果関係の検証ではなかったが、その分析結果を周波数領域ごとの Granger の因果関係の強さと解釈できる<sup>15)</sup>ところから、経済システムへの応用に当たっては Granger の因果関係と関連づけて用いられることが多かった、といえよう。

ひとつの例として R P C を用いた通貨量と実質所得間の Granger の因果関係に関する分析結果をみると、R P C の様相は相当異なっている。例えば榊原他 (1980) と Kunitomo and Yamamoto (1985) の実質 G N P の R P C 分解を比較すると (第 1 図)、利子率から実質 G N P への影響の姿が大きく異なっている。

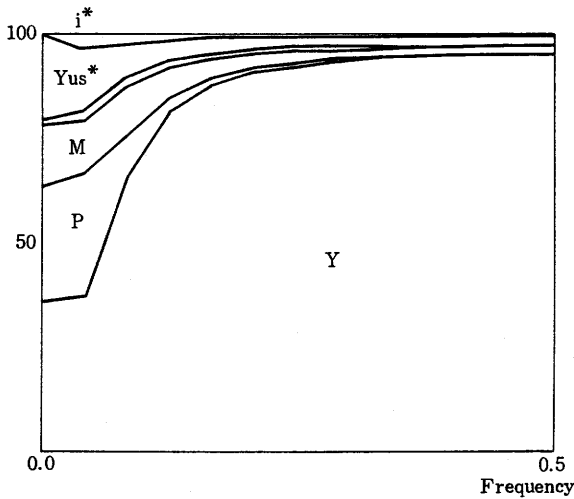
この理由としては、

- ① データを定常化するためのフィルターに違い (榊原他 (1980) では季調済データの対数 1 次階差、Kunitomo and Yamamoto (1985) では原計数前年同期比、但し利子率はいずれも原計数水準) があること、
- ② 変数に概念に違い (物価変数における W P I

15) 周波数領域ごとの Granger の因果関係の強さを変数間の「短期的影響」と「長期的影響」に対応させて考えることが多いが、この場合の「長期」は、

- ① 経済分析における「短期均衡」対「長期均衡」という時に用いられる「長期」
- ② 計量モデル分析で用いられる「外生的なショックの影響が出つくした姿」としての「長期」のいずれとも対応しないことに注意を要する。また低周波成分同士の対応関係をみることにより、短期的な攪乱要因の影響をフィルター・アウトして経済システムを理解しようというアプローチがあるが、この場合にも期待を含むモデルでは、低周波成分同士の対応関係がミスリーディングな結論を導く可能性が指摘されており (McCallum (1984))、期待形成に注意して分析する必要がある。

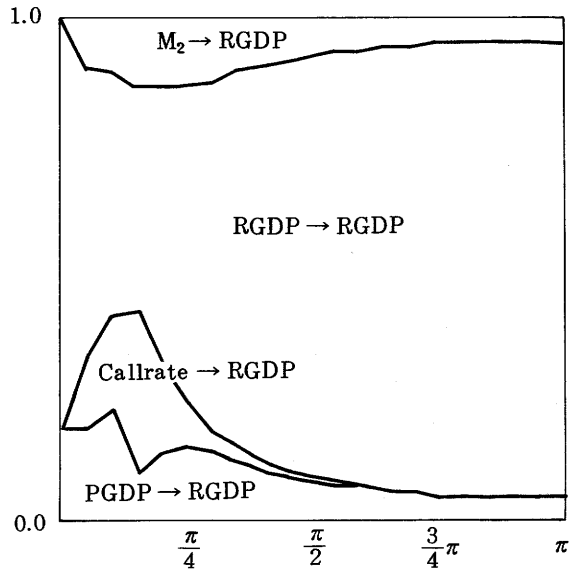
第 1 図 RPC の比較



出典) 榊原他(1980)

(注)

- Yus\* : 米国名目GNP
- Gi\* : 政府投資支出(名目)
- i\* : コール・レート
- P : 卸売物価
- Y : 実質GNP
- M : M<sub>2</sub>



出典) Kunitomo and Yamamoto (1985)

(注)

- RGDP : 実質GDP
- PGDP : GDPデフレーター

とGDPデフレータの違いやGNPとGDPに違い等)があること、

- ③ 計測期間に違いがあること、
- ④ もとになるARモデルの次数に違いがあること、
- ⑤ 榊原他(1980)では、米国名目GNP、政府名目支出の2変数が追加的に含まれていること、

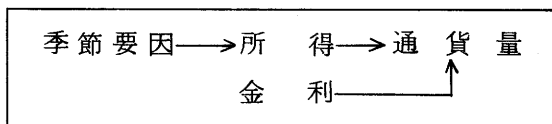
を挙げることができる。このうち、情報集合の範囲による違い(⑤)は、米国名目GNPと政府名目支出の寄与が小さいところからさほど重要ではないと考えられ、①~④の統計的問題が重要であると推察される。①の点に関連して、浪花(1985)は、物価と実質GNPの2変数の

RPCについて、センサス局法X-11による季節調整済データの1次階差をとることにより変数を定常化させた場合と、状態空間モデルを用いてトレンドと季節性を除去して変数を定常化させた場合を対比し、定常化のためのフィルタリングが各変数のRPCに大きな違いをもたらし得ることを詳細に例証している。

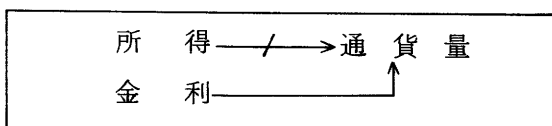
以上のようにフィルタリング、季節調整等データ加工上の統計的問題は無視し得ない。そこで、次節ではGrangerの因果関係の原理に立ち戻ってこれらの点を簡単に整理する。

- (3) Grangerの因果関係とデータ加工の関連、季節調整及びトレンド処理と因果関係

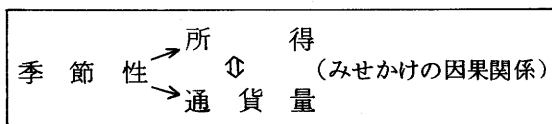
いま、所得が通貨量を cause するが、所得は主として季節的に変動し、通貨量は所得の他、各時点での金利の変化によって影響を受け、また、金利と所得は相関がない、と仮定しよう。このとき、実際の因果関係は、



であるが、季節調整を施すと、所得の動きは、ほぼランダムとなり、金利の影響がみかけ上支配的、



になってしまう。しかし、このことは、原計数を用いて分析する方が常によりことを意味するものではない。なぜなら通貨量と所得がともに季節的な要因で変動し、所得自体は通貨を cause しない場合、原計数データでは図のようにみせかけの因果関係が発生してしまうからで



ある。この場合には季節性を除去することが望ましい。このような問題は経済時系列に含まれ

るトレンドをフィルターにより除去して定常時系列化する際にも同様に発生する。従って、季節調整やトレンド処理の影響の判断はケース・バイ・ケースで検討すべき事柄に属する。<sup>16)</sup>

ロ、データ変換・集計加工の問題

Granger の因果関係はデータ変換・集計加工によっても変化する可能性がある。例えば四半期を単位期間とする2つの変数 ( $X_s, Y_s$ ) が、

$$\begin{cases} X_s = u_{1s} \\ Y_s = 0.5 Y_{s-1} + u_{2s} \end{cases}$$

$$\text{cov}(u_{1s}, u_{2s-j}) = \begin{cases} 0, & j \geq 2 \\ \frac{1}{2}, & j = 1 \\ 0, & j \leq 0 \end{cases}$$

を満たしているとする、

$$Y_s \xrightarrow{G} X_s$$

が成り立っているが、これを半年次データに集計加工した、

$$\begin{aligned} X_t^* &= X_{2s-1} + X_{2s} \\ Y_t^* &= Y_{2s-1} + Y_{2s} \end{aligned}$$

については、

$$X_t^* \xrightarrow{G} Y_t^*$$

が成り立ち、<sup>17)</sup> Granger の因果関係は逆転する。

16) この場合、季節性を除去することが必要であると判断されたときにどのような方法を用いるべきか、という問題が存在する。本稿では、その詳細には立ち入らないが、Granger の因果関係を用いる場合、X-11など移動平均型の季節調整を用いることには、問題があることが指摘されている (例えばパーキン (1984))。一方季節性やトレンドを多項式トレンドや季節ダミーによって近似し deterministic なものとして処理することの恣意性も指摘されている (例えば浪花 (1985))。

17) この例は国友 (1984) による。証明は国友 (1984) 参照。従って、Granger の因果関係の実証に当たっては、経済システムのトランスミッションメカニズム上意味があると考えられる time-horizon を選ぶことが重要であり、この点に十分な注意を怠った場合ミスリーディングな結果がもたらされる可能性がある、といえよう。

## 5. 日本経済における通貨量と名目所得の Granger の因果関係

日本経済における通貨量と名目GNPのGrangerの因果関係の実証は折谷(1979)以降、多様な展開を示している。本節では、これらの研究の流れをサーベイし、その含意を探ることとしよう。

### (1) 折谷(1979)の研究

日本経済に関して通貨量と名目GNP間のGrangerの因果関係の検証を最も早い時期に行ったのは折谷(1979)である。折谷は季調済の $M_2$ と名目GNPをSimsと同じフィルターを用いて定常時系列化した上でSims Testを行

う、というSimsの手順を忠実に踏襲するかたちで、米国経済に関するSims(1972)の実証とほぼ同様の結果を得ている(第9表)。

しかし、既に触れたように、2変量時系列モデルによる分析という大枠を認めても、Simsのフィルターを用いたSims Testの検定力には問題があることがFeige and Pearce等によって示されている。折谷(1979)に続く2変量分析はこの点を考慮するかたちで進んだ(Komura(1982、1984)、Ram(1984)、大久保(1983)等)。

### (2) 2変量分析のその後の展開

Komura(1982)は、Mehra(1977)の考え方に従い、事前フィルター $(1 - kL)^2$ にお

第9表 折谷によるマネーサプライ(M)と名目GNPに関するF値の比較

(I) $GNP = f(M)$			
		将来の値	現在及び過去の値
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	現在及び過去の値
日	本	2.280*	0.793
米	国	4.29**	n. a.
英	国	0.97	0.40

\* …… 10%水準で有意

\*\* …… 5% //

Mの定義……日本： $M_2$ 、米国： $M_1$ 、英国：狭義マネーサプライ

Sims Testに使用した回帰式

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

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

GNP<sub>t</sub> : フィルターをかけた名目GNP(英国はGDPを使用)。

M<sub>t</sub> : フィルターをかけたM<sub>2</sub>の四半期平残

出典) 折谷(1979) 但し米国の原典はSims(1972)、英国の原典はGoodhart他(1976)。

いて  $k = 0.75$  という値をア・プリオリに与える代わりに、 $0 < k < 1$  の中から誤差項の系列相関を除去するような  $k$  を選ぶという手順を採用した。

すなわち、Komura (1982) は次の手順で最適な  $k$  を選び、日本における通貨量と実質・名目 GNP の因果関係を検定した。

- (i) 0 と 1 の間で  $k$  を適当な間隔で選び、その各々の値を用いて対数をとった原計数データを  $(1 - kL)^2$  のフィルターにより定常化する。
- (ii) フィルターをかけた後のデータについて Sims Test のベースになる回帰式を計測、さらにその計測残差について自己回帰式を計測。残差の系列相関が除去されるような  $k$  を探す。
- (iii) もし、(i) と (ii) のステップをとった結果適当な  $k$  がみつからない場合、(i)、(ii) のステップを次は  $(1 - kL)^3$  のフィルターについて繰り返す。

以上の手続きの下で行った Sims Test の結果は第10表の通りであり、日本のデータにおいても通貨量と名目 GNP 間の Granger の因果関係が計測期間、 $k$  の選択、リードとラグの選択に大きく左右されることを示している。

この分野の日本における先駆的研究となった折谷 (1979) と Komura の研究結果の大きな違いは、後者では GNP から  $M_2$  への影響がおしなべて大きく、特に変動為替相場制が支配的である 1971 年以降の時期では GNP から  $M_2$  への一方的 Granger の因果関係が存在するとみられる点である。

これに対し Ram (1984) は Sims Test 自体の検定力の低さを問題とし、Sims Test の代わりに直接の Granger 検定を用い、Komura (1982) と同一のデータ・セット及び  $M_2$  を  $M_1$  に代えたデータ・セットについて Komura (1982) の

実証を追試した。計測に用いた式は、

$$x_t = \sum_{j=1}^J a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^J b_j y_{t-j} + \alpha + \beta t + u_t$$

(但し  $\beta t$  はトレンド項) に季節ダミーを付加したものであり、定常化のためのフィルターは用いていない。その結果は第11表の通りで、過去にさかのぼるほど通貨量から名目所得への一方的因果関係が強い点では Komura (1982) の結果と一致しているものの、変動相場制期の GNP と通貨量の関係は弱く、GNP から通貨量への一方的因果関係を主張した Komura (1982) の結果とはやや異なっている。これに対し Komura (1984) は Sims-Mehra 型の検定手法による  $M_1$  と GNP の因果関係の検定を追試した上、それらの結果について、「モンテカルロ・テストの結果が示唆するように、Sims Test も直接の Granger 検定もともに検定力が高いとはいえないため、その解釈には慎重さが要求される。両者の結果が一致した場合にはかなり強い (Granger の) 因果関係が示唆されると考えてよいだらう」との判断を示している。

なお、第2図は本稿で取り上げなかった GNP デフレーター (PGNP) への通貨量の影響に関する Komura-Ram の検定結果を含めて Komura (1984) が一表にまとめたものの一部であり、通貨量と物価、名目所得間の因果関係は70年代については稀薄にみえる。

また、Kama (1982) は Pierce and Haugh 検定の考え方を用いて、 $M_1$ 、 $M_2$  と名目、実質 GNP の Granger の因果関係につき原計数、季調済計数の双方に基づいてカイ2乗検定を行っている。その結果は季節調整処理の有無にかかわらず、 $M_1$  は名目 GNP を一方的に cause し、 $M_2$  と名目 GNP はフィード・バック関係にあるとの結果になっている (計測期間は 1965/II—

第10表 Komuraによる Sims Test

1955 I - 1964 IV				
	M2 on GNP		GNP on M2	
	F- ratio	k	F- ratio	k
4 future 8 past	3.14*	0.95	9.04**	0.40
8 future 4 past	2.68*	0.70	13.86**	0.10
6 future 4 past	3.61**	0.70	1.87	0.20
4 future 4 past	6.04**	0.70	3.80**	0.20
2 future 4 past	4.08**	0.70	0.20	0.20
1955 I - 1971 II				
	M2 on GNP		GNP on M2	
	F- ratio	k	F- ratio	k <sup>b</sup>
4 future 8 past	1.73	0.75	2.66**	0.10
8 future 4 past	1.72	0.77	3.23**	0.25
6 future 4 past	1.90	0.77	2.91** <sup>c</sup>	0.25
4 future 4 past	2.80**	0.77	4.98** <sup>c</sup>	0.25
2 future 4 past	2.21	0.77	0.37	0.15
1971 III - 1980 IV				
	M2 on GNP		GNP on M2	
	F- ratio	k	F- ratio	k
4 future 8 past	1.00	0.25	8.14**	0.45
8 future 4 past	2.45	0.60	5.00**	0.05
6 future 4 past	1.47	0.60	3.81**	0.05
4 future 4 past	1.19	0.60	2.16	0.65
2 future 4 past	1.02	0.60	1.89 <sup>c</sup>	0.05

\*\* 5%水準で有意。データは原計数対数(但し季節ダミーを使って計測)。

\* 10 %

k<sup>b</sup>は(1-kL)<sup>3</sup>を用いた場合のkの値、その他は(1-kL)<sup>2</sup>を用いた場合のkの値:cは10%の有意水準で残差の系列相関が残っているケース。

出典) Komura (1982)

(参考) 折谷(1979) 1962 I ~ 1976 III

ラグ・パターン	M2 on GNP		GNP on M2	
4 future 8 past	2.280*	k = 0.75	0.809	k = 0.75

データは季調済計数



第11表 Ramによる通貨量と  $M_1$ 、 $M_2$  の Granger 検定

	1955 I-1964 IV			1955 I-1971 II			1971 III-1980 IV		
	J = 4 (4,22)	J = 6 (6,16)	J = 8 (8,10)	J = 4 (4,48)	J = 6 (6,42)	J = 8 (8,36)	J = 4 (4,20)	J = 6 (6,14)	J = 8 (8, 8)
1. $M_1$ to GNP	6.26*	4.73*	3.82*	5.39*	4.14*	3.44*	0.90	1.84	0.83
2. GNP to $M_1$	1.26	2.18	2.76	3.19*	4.18*	2.80*	2.33	0.52	0.29
3. $M_2$ to GNP	7.68*	3.43*	3.30*	6.66*	3.82*	3.94*	1.58	1.92	1.07
4. GNP to $M_2$	1.09	1.43	3.47*	3.83*	4.56*	2.62*	3.11*	2.45	2.54

J はラグの長さ (計測式参照)

( ) 内は F 値に対応する自由度

\* 5%水準で有意

出典) Ram (1984) より作成

1978/III (四半期)<sup>18)</sup>。

もっとも、Pierce and Haugh 検定で用いる検定統計量の帰無仮説の下での漸定分布はカイ 2 乗分布とはかなり異なっていることが指摘されており、また、Geweke-Meese-Dent によるモンテカルロ実験でも Pierce-Haugh 検定の信頼性は低いことが示されている点に留意しておく必要がある。

一方、大久保 (1983b) は、季調済対数前期差に R P C を適用した分析をもとに第 1 次石油危機後について  $M_2 + C D$  から名目 G N P への一方的方向の因果関係の存在を主張している (第 3 図)。

これらの実証は、計測期間の区分の仕方、季節性・トレンドの処理、検定手法といったデータの統計的処理の差異が通貨量と名目 G N P 2 変量間の Granger の因果関係に大きな影響を与えることを日本経済のデータを用いて裏付けている点で、Feige and Pearce の研究結果とパラレルなものであるといえよう。

(3) V A R モデルに基づく分散分解と R P C

Ito (1982) は、Sims (1980) の分散分解の手法を日本に適用し、 $M_1$ 、生産指数、W P I の 3 変量システムとコール・レート、 $M_1$ 、生産指数、W P I の 4 変量システムの分散分解を行った (第 12 表)。これによると、 $M_1$  の外生性は 3 変量システムでは高く、4 変量システムではそれが低下するという点に関しては、Sims (1980) の米国経済に関する実証とほぼパラレルな結果となっているが、いずれのケースについても金融変数 (コール・レートないし  $M_1$ ) の名目 G N P 構成要素 (実質産出量、物価) に対する影響は極めて小さく、さらにこの結果は計測期間の選択によって大きく影響を受けない (通期の結果と第 1 次石油ショック前の結果があまり変わらない) 姿となっている。

これに対し、四半期データの季調済対数前期差を用いた 4 変量 ( $M_2 + C D$ 、実質金利、実質 G N P、G N P デフレータ) V A R モデルに基づく大久保 (1983b) の R P C による分析では、実質 G N P の独立性は比較的高いものの、 $M_2$

18) 但し、実質 G N P と  $M_1$ 、 $M_2$  の関係は、ともに季調処理によって結論が異なる。すなわち、季調済データでは  $M_1$ 、 $M_2$  が各々実質 G N P を一方的に cause する結果となるのに対し、原計数ではともにフィード・バック関係となる。

第2図 Komura・Ram による Granger 検定と Sims 検定

(i) 1955 I - 1964 IV

Granger		Sims		Granger		Sims	
M2	⇔ GNP	M2	⇔ GNP	M1	⇔ GNP	M1	⇔ GNP
M2	⇔ PGNP	M2	⇔ PGNP	M1	⇔ PGNP	M1	⇔ PGNP

(ii) 1955 I - 1971 II

Granger		Sims		Granger		Sims	
M2	⇔ GNP	M2	→ GNP	M1	⇔ GNP	M1	⇔ GNP
M2	⇔ PGNP	M2	← PGNP	M1	⇔ PGNP	M1	⇔ PGNP

(iii) 1971 III - 1980 IV

Granger		Sims		Granger		Sims	
M2	← GNP	M2	⇔ GNP	M1	GNP	M1	GNP
M2	← PGNP	M2	← PGNP	M1	← PGNP	M1	PGNP

⇔ 少なくとも2つのラグパターンについてF値が5%有意

→ ひとつの " "

← " 10% "

GNP : 名目GNP

PGNP : GNPデフレーター

出典) Komura (1984) より作成

+CDないし実質金利が名目所得の構成要素である実質GNP及びGNPデフレーターにかなり影響を与えているというIto (1982)とは異なった姿となっている(第4図)。これらの例は、同じAIC基準に基づくVARモデルを用いた実証によっても変数の選択、単位データ期間、季節性の処理等の違いによって結果が全く異なり得ることを示している。

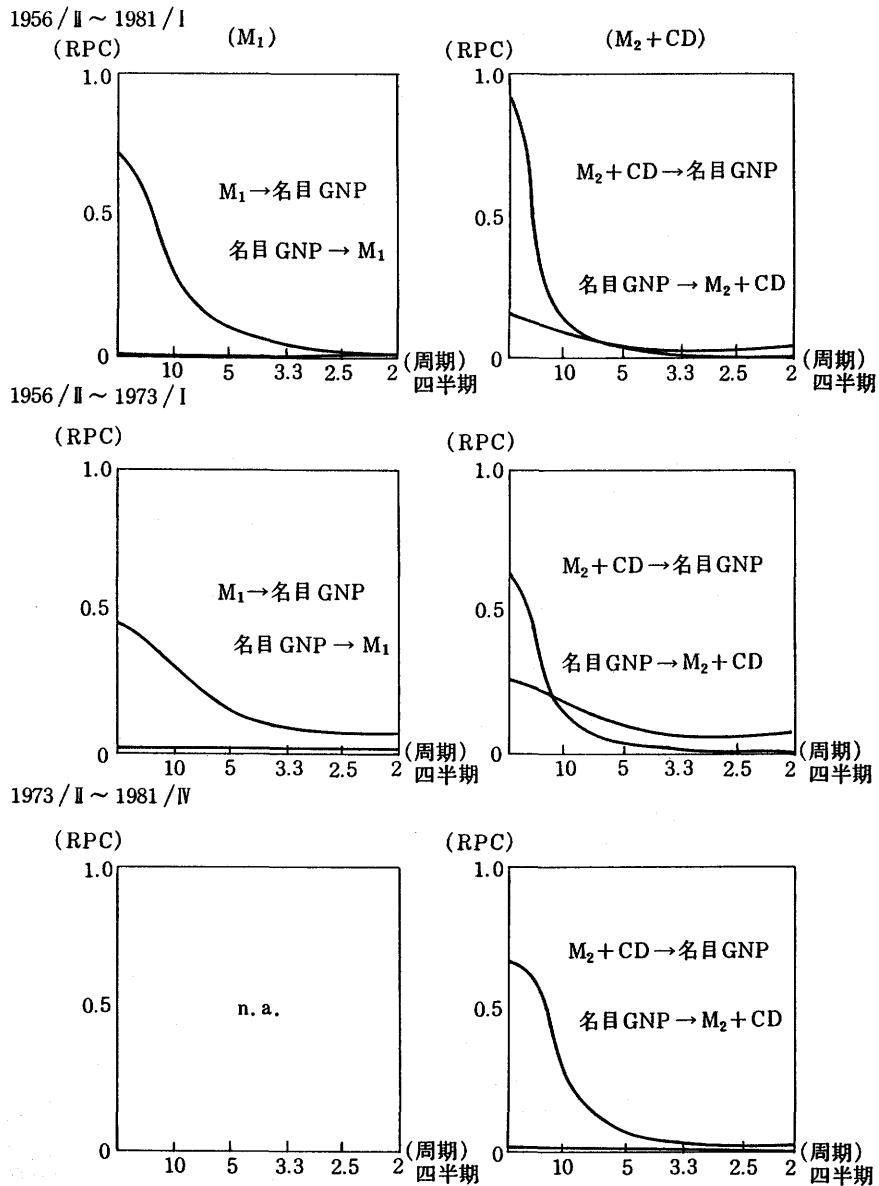
(4) 今後の検討課題等

以上、日本経済に関するこれまでの通貨量と名目GNPのGrangerの因果関係の分析結果は、因果関係の方向について区々の結論を導いている(第13表)。これらの分析結果及びその

比較を踏まえると、次のことが今後の検討課題及び留意事項として挙げられよう。

- ① これらの実証研究の多くでは1970年代前半に日本経済に何らかの構造変化が起こったと考えている。実際、1956年以降の通貨量と名目、実質GNPの推移をみると(第5図)、70年代後半以降、通貨量とGNPの分散は著しく減少しているように見える。しかし、こうした構造変化の原因としては、(i)第一次石油ショック、(ii)変動相場制への移行、(iii)金融政策ルールの変更(物価、為替レート重視)等、多くの可能性が考えられ、データ分割時点も1971年(Komura, Ram)、1973年(Ito, 大久保)と2派に分かれている。いずれにせよ

第3図 大久保による名目GNPと通貨量のRPC



出典) 大久保(1983b)から作成

1971—1973年の過剰流動性、石油ショック期を最近のデータに含めるべきかどうかは、検定結果に重大な影響を与え得ると考えられる

ので、この点については一層の検討が必要であろう。<sup>19)</sup>

② 金融の自由化、金融構造の変化は、名目G

19) なお、パーキン(1984)は、さらに1970年代に入って季節性のパターンが変化したことを主張しており、この点も今後の実証では検討されるべきであろう。

第12表 Ito (1982) による分散分解

1956年～1981年(月次)

被説明変数	説明変数		
	$M_1$	生産指数	WPI
$M_1$	75	12	13
生産指数	14	54	32
WPI	5	46	49

1956年～1981年(月次)

被説明変数	説明変数			
	コール・レート	$M_1$	WPI	生産指数
コール・レート	42	10	30	18
$M_1$	10	54	3	33
WPI	3	6	41	50
生産指数	4	5	15	76

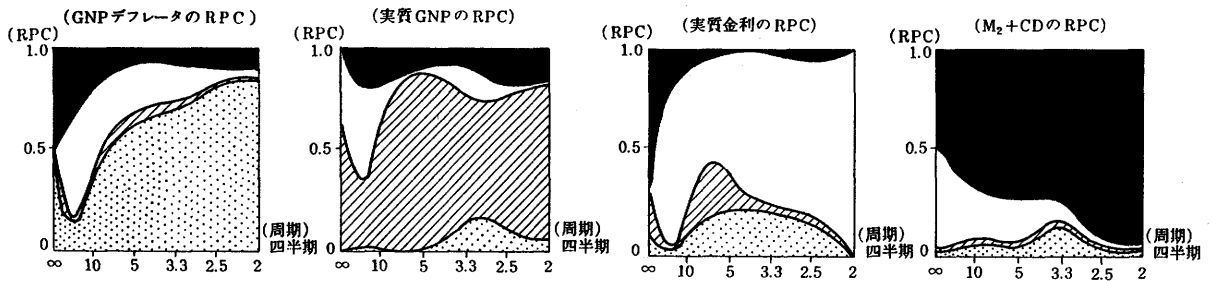
1956年2月～1973年10月

被説明変数	説明変数			
	コール・レート	$M_1$	WPI	生産指数
コール・レート	58	1	28	13
$M_1$	13	23	9	55
WPI	2	7	60	31
生産指数	7	1	33	59

原計数(対数加工)、季節ダミーを用いて計測、AICによりラグの長さは13か月が選ばれている。

出典) Ito (1982)

第4図 大久保による4変量VARモデルのRPC



但し、■  $M_2 + CD$  の影響

□ 実質金利 //

▨ 実質GNP //

▤ GNPデフレータの影響

(1965. II ~ 1982. I)

\* AIC基準 (Akaike's Information Criterion) によって選択された次数は3次。

出典) 大久保 (1983b)

第13表 Granger の因果関係についての実証結果の比較：通貨量と名目産出量の関係

	検定手法	定常化処理方法	データ属性	検定結果
(2変量)				
折谷	Sims 検定	Sims のフィルター	季調済対数 (1962/I-1976/III)	$M_2 \rightarrow GNP$
Komura	Sims 検定	Mehra のフィルター	原計数対数(季節ダミー使用) (1971/III-1980/IV)	$GNP \Rightarrow M_2$
Ram	Granger 検定	1次のトレンド項を回帰式に含める	原計数対数(季節ダミー使用) (1971/III-1980/IV)	$GNP \rightarrow M_2$
Kama	Pierce and Haugh 検定	階差をとる	季調済対数 原計数前年同期比 (1965/II-1978/III)	$GNP \leftrightarrow M_2$
大久保	RPC	階差をとる	季調済対数(別紙参照)	$M_2 + CD$ からGNPへの因果関係が強い
(多変量)				
Ito	分散分解	1次のトレンド項を右辺に含める	原計数対数(季節ダミー使用) (1956年~1981年(月次))	$M_1$ からWPI、生産への影響は殆どなし
大久保	RPC	階差をとる	季調済対数 (1965/II-1982/I)	$M_2 + CD$ からGNPへの影響あり

⇒ 5%有意水準で一方向の因果関係が存在

→ 10% //

⇔ 5%有意水準で feed-back が存在

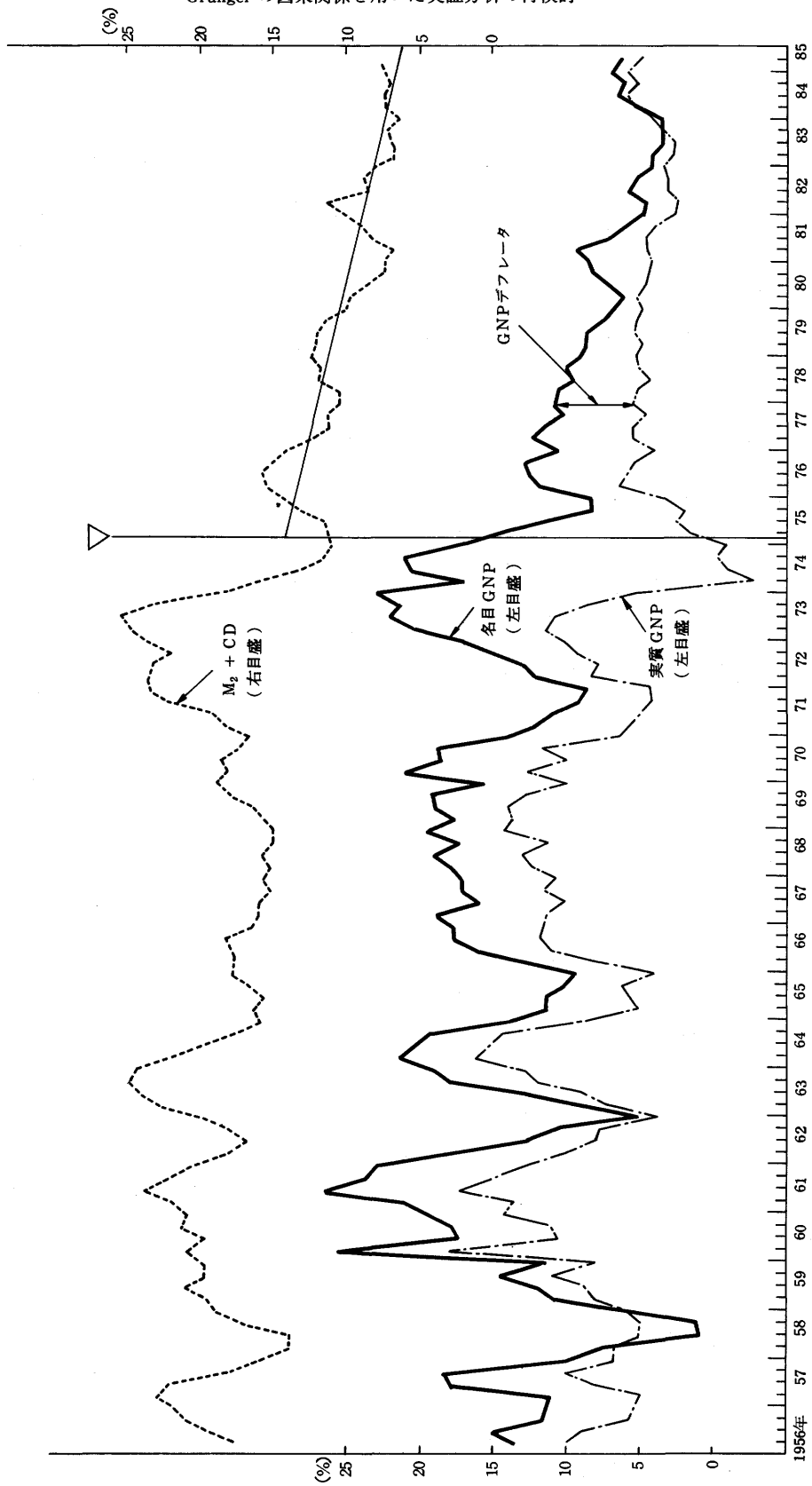
(注) 本表は各研究結果の一部をとり出したものであって、あくまでも例示的な目的で作成されている。

NPと通貨量の関係を徐々に変えていくことが予想される。この点は、むしろ今後、金融構造の変化が進展するとともに重要な検討課題となろう。

③ しかし、現時点までの実証結果から得られる最大の教訓は、分析結果が季節性・トレンドの処理、定常化処理、検定手法、単位デー

タ区間(月次か四半期か)の各々の選択に対して極めて敏感であることである。このことは、現状では分析者の主観により統計上の特性に先験的制約を課さないと通貨量と名目GNPの因果関係についてなんら確定的な結論が導き得ない可能性を示唆しているといえよう。

第5図 日本ママネーサプライ ( $M_2 + CD$ ) とGNP (名目・実質)  
(前年同期比%)



(注) ( $M_2 + CD$ ) は月末残の平均値 (54/11以前は ( $M_2$ ))

出典) 鈴木 (1985)

## 6. おわりに

本稿では Granger の因果関係の概念を用いた通貨量と所得の因果関係の実証について、その解釈上留意すべき点を、

- ① Granger の因果関係と経済システムで通常考えられる因果関係の概念的対応の問題、
  - ② Granger の因果関係の検出過程におけるデータ加工を巡る統計的問題、
- に分けて整理・検討を試み、次いで日本経済における通貨量と名目所得の Granger の因果関係の実証分析を上記①、②の問題意識にそってサーベイした。

Granger の因果関係は経済諸変量間の因果関係の実証分析の手懸りとして画期的な意味を持つ有用な概念であり、これを用いた分析は今後ともさらに精緻化され、活用されると考えられる。現に、分散分解と R P C の総合的理解と概念の一般化の試み (Kunitomo (1984, 1985) ) や、既に触れた間接的原因とみせかけの原因の区別の試み (Hsiao (1982)、Lüptkehol (1982)、Kunitomo and Yamamoto (1985) ) がみられるほか、今後検討されるべき最大の問題である季調処理、定常化処理などデータ加工の問題に関しても注目すべき展開が進行している。すなわち、最近の実証分析におけるデータ加工の傾向をみると、

- ① データの特性を失わせないため、定常化処理は最小限に止め、複雑なフィルターの使用は避ける、
  - ② 季調済データは用いず、原計数前年同月比や季節ダミーを用いる、
- という考え方に立つものが多いが、この方向で理論的コンセンサスが形成されている訳ではなく、例えばトレンドを確率的なものとして捉え、季節要素等データ時系列の他の構成要素と同時推定することにより定常化の恣意性を減じようと

いう方向の研究も盛んに行われている (Kitagawa and Gersch (1984)、浪花 (1985) 等)。このような実証研究の多様な展開を考慮すると、分析結果の解釈に当たっては、何が統計的に仮定されており、どのような理論仮説をどのような対立仮説に対して検定しようとしているのかを明示しておく必要があるといえよう。

このことは、通貨量と所得に関するこれまでの実証分析結果が、統計的な仮定に対して極めて敏感な形で互いに矛盾する区々の結果を示し、頑健性が確立されていないだけに重要であるといえよう。なぜならこの点の認識が不十分な場合、短期的には分析上ミスリーディングな結論が導かれる惧れがあり、このような誤りが続出すれば、長期的には分析手法自体の欠陥と誤認されることにより、概念自体の有用性に対する信認の低下が起ってしまうことが懸念されるからである。

### 補論 1 Granger の因果関係の厳密な定義

#### (i) Granger (1969) による定義

ある 2 つの定常な確率過程を  $\{X_t\}$ 、 $\{Y_t\}$  とする。t 期における  $X_t$  と  $Y_t$  の過去の情報を各々、

$$\bar{X}_t = \{X_{t-j}, j = 1, 2, \dots\}$$

$$\bar{Y}_t = \{Y_{t-j}, j = 1, 2, \dots\}$$

と定義する。また  $U_t$  を t 時点において利用可能な全情報とし、 $U_t - Y_t$  を t 時点において利用可能な情報から  $Y_t$  についての情報を除いたものとする。さらに、 $\sigma_2(X_t | Z_t)$  を情報  $Z_t$  を用いたときの最適予測の平均 2 乗誤差 (Prediction Mean Squared Error, PMSE と略記する) とする。

このとき、

$$\underline{Z}_t = \sum_{s=0}^{\infty} \underline{B}_s \underline{U}_{t-s} \quad (15)$$

$$I) \sigma^2(X_t | \bar{U}_t) < \sigma^2(X_t | \overline{U_t - Y_t})$$

ならば「 $Y_t$  は Granger の意味で  $X_t$  を cause する」と呼び、

$$Y_t \xrightarrow{G} X_t$$

と表わす。

$$II) \sigma^2(X_t | \bar{U}_t) < \sigma^2(X_t | \overline{U_t - Y_t})$$

かつ、

$$\sigma^2(Y_t | \bar{U}_t) < \sigma^2(Y_t | \overline{U_t - X_t})$$

ならば  $X_t$  と  $Y_t$  の間にフィード・バック関係があると呼び、

$$Y_t \overset{G}{\leftrightarrow} X_t$$

と表わす。

### 補論 2<sup>20)</sup> 分散分解 (Variance Decomposition) について

いま弱定常確率過程  $\{Z_t\}$  が  $m$  次の  $k$  変量自己回帰過程、

$$\underline{Z}_t = \sum_{s=1}^m \underline{A}_s \underline{Z}_{t-s} + \underline{U}_t \quad (14)$$

によって生成されるとする。ここで  $A_s$  ( $s=1, \dots, m$ ) は  $k \times k$  の係数行列、 $\underline{U}_t$  は  $k \times 1$  の独立で同一の分布に従う攪乱項である。また、共分散行列を  $\Omega = (\omega_{ij})$  と書くことにする。

ここで(14)式は定常性条件 (Stationary Condition) を満たしていると仮定すると(14)式は MA でも表現でき、

と書くことができる。但し、 $\underline{B}_s (b_{ij}^s)$ ,  $s=1, 2, \dots$  は  $k \times k$  の係数行列であり、 $\underline{B}_0 = I$  かつ  $\sum_{s=0}^{\infty} \|\underline{B}_s\|^2 < +\infty$  を満たしているものとする。

これから  $h$  期先の  $\{Z_t\}$  の予測を考えることができ、その予測平均 2 乗誤差を  $\text{PMSE}_h$  とすれば、

$$\text{PMSE}_h(\underline{Z}_t) = \sum_{s=0}^{h-1} \underline{B}_s \Omega \underline{B}_s'$$

と書ける。以下は  $k=3$  のケースを考え、

$$\underline{Z}_t = (X_t, Y_{1t}, Y_{2t})' = (X_t, Y_t)'$$

$$\underline{U}_t = (U_{1t}, U_{2t}, U_{3t})'$$

と書くことにする。

このとき、さらに  $\Omega$  が対角行列であると仮定すると、 $X_t$  の  $h$  期先までの予測誤差は、

$$\text{PMSE}_h(X_t) = \sum_{s=0}^{h-1} \{ (b_{11}^s)^2 \omega_{11} + (b_{12}^s)^2 \omega_{22} + (b_{13}^s)^2 \omega_{33} \}$$

となる。上式は  $\text{PMSE}_h$  をイノベーションの分散によって decompose したものであるから、各項を  $\text{PMSE}_h$  でノーマライズした RVC (Relative Variance Contribution, 相対分散寄与率) を用いて  $X$  に関する  $\text{PMSE}_h$  の寄与度分解を行うことができる (Variance Decomposition)。すなわち、

$$\text{RVC}_{X \rightarrow X}(h) = \frac{\sum_{s=0}^{h-1} (b_{11}^s)^2 \omega_{11}}{\text{PMSE}_h(X_t)}$$

$$\text{RVC}_{Y_i \rightarrow X}(h) = \frac{\sum_{s=0}^{h-1} (b_{11+i}^s)^2 \omega_{1+i, 1+i}}{\text{PMSE}_h(X_t)}$$

20) ここでの説明は Kunitomo (1984) による。



Sims (1980) は  $h = 49$  の場合について、このような寄与度分解を行い第 3 表、第 4 表の結果を導いている。

なお、実際には  $\Omega$  は対角行列でないため、Sims (1980) はこれを対角化させる加工を行っ

ている。ところが、この対角化手順は一意的ではなく、その手順によって寄与度分解の結果も影響されるという大きな問題がある。

以上

### 【参考文献】

- [1] 大久保 隆 「時系列解析による経済分析について——因果関係の分析を中心に」『ESP』、1983年 a
- [2] ————— 「マネーサプライと金融政策——理論と実証」東洋経済新報社、1983年 b
- [3] 翁 邦 雄 「日本経済に関する通貨量と実質産出量の関係について」日本銀行金融研究所 mimeo, 1985年12月
- [4] 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——日本経済におけるマネタリスト仮説の検証——」『金融研究資料』第1号、日本銀行特別研究室、1979年1月
- [5] 国 友 直 人 「グレンジャー因果性：理論と実例」『Discussion Paper No. 84-J-1』、東京大学経済学部日本産業経済研究施設、1984年1月
- [6] 榊 原 英 資  
薬師寺 泰 蔵  
新 村 保 子  
小 泉 一 郎  
山 本 裕 一
- [7] 佐 和 隆 光 「経済分析の基礎」筑摩書房、1974年
- [8] 鈴 木 淑 夫 「日本経済のマクロ・パフォーマンスと金融政策」『金融研究』第4巻第3号、1985年8月
- [9] 浪 花 貞 夫 「経済時系列におけるトレンドの推定——ベイズ的接近——」『金融研究』第4巻第4号、1985年12月
- [10] 南 波 駿太郎 「Sims Test による因果関係の検証方法」、日本銀行特別研究室 mimeo、1978年2月
- [11] 橋 本 次 郎 「直物レートと先物レートの因果関係：シムズ・テストの場合」『季刊創価経済論集』、1984年6月
- [12] マイケル・  
パーキン 「日本経済とケイジアン、古典派の景気変動論」『金融研究』第3巻第2号、日本銀行金融研究所、1984年7月
- [13] 深 尾 光 洋 「為替レートと金融市場」東洋経済新報社、1983年
- [14] Ando, Albert "A Comment," New Methods in Business Cycle Research, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977, pp. 209-212.
- [15] Buiter, Willem H. "Granger-Causality and Policy Effectiveness," Economica 51, 1984, 151-162.
- [16] Feige, Edgar L. and Pearce, Douglas K. "The Casual Causal Relationship between Money and Income : Some Caveats for Time Series Analysis," Review of Economics and Statistics 61, 1979, pp. 521-533.
- [17] Friedman, Milton "Comment on Tobin," Quarterly Journal of Economics 84, May 1970, pp. 318-327.
- [18] Friedman, Milton and Schwartz, Anna J. "Money and Business Cycle," Review of Economics and Statistics 45, Feb. 1963, Part 2, pp. 32-64.

- [19] Geweke, John E., "Comparing Alternative Tests on Causality in Temporal Systems," Journal of Econometrics 21, 1983. pp. 161-194.
- [20] Meese, Richard and Dent, Warren  
Granger, Clive W. J. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," Econometrica 37, Jul. 1969, pp.424-38.
- [21] ————— "Testing for Causality : A Personal Viewpoint," Journal of Economic Dynamics and Control, 2, 1980, pp.329-352.
- [22] Hsiao, Cheng "Time Series Modelling and Causal Ordering of Canadian Money, Income and Interest Rates," in Time Series Analysis : Theory and Practice 1, O. D. Anderson (ed.), 1982.
- [23] Ito, Takatoshi "A Comparison of Japanese and U. S. Macroeconomic Behavior by a VAR Model" Discussion Paper No. 82-162 University of Minnesota, June 1982.
- [24] ————— "On the Interdependence of Exchange Rates and Interest Rates between the U. S. and Japan," University of Minnesota, Mimeo, Oct. 1984.
- [25] Kama, Kunio "Money, Income and Causality in the Japanese Economy," Journal of Japan Economic Research, 11, 1982, pp. 24-36.
- [26] Kitagawa, Genshiro and Gersch, W. "A Smoothness Priors-State Space Modeling of Time Series with Trend and Seasonality," Journal of the American Statistical Society vol. 79, 1984.
- [27] Komura, Chikara "Money, Income, and Causality : The Japanese Case," Southern Economic Journal, Jul. 1982, pp. 19-34.
- [28] ————— "Money, Income, and Causality in Japan-Supplementary Evidence : Reply" Southern Economic Journal, April. 1984, pp. 1219-1223.
- [29] Kunitomo, Naoto "Measures of Granger-Causality in Multi-variate Autoregressive Time Series Models," University of Tokyo, Discussion Paper 84-F-4, Aug. 1984.
- [30] ————— "Dynamic Feedback Measures in Multivariate Time Series Models and Their Applications to an Analysis of Japanese Macroeconomy" Mimeo, August 1985
- [31] ————— "Testing Hypotheses and Causal Ordering in Multivariate Time Series Models with an and Yamamoto, Taku  
Taku Analysis of Japanese Macroeconomy" University of Tokyo, Discussion Paper 85-F-4 Aug. 1985.
- [32] Lütkepohl, Helmut "Non-Causality Due to Omitted Variables," Journal of Econometrics 19, 1982, pp. 367-378.
- [33] McCallum, Bennett T. "On Low-frequency Estimates of Long-run Relationships in Macroeconomics," Journal of Monetary Economics 14, 1984, pp. 15-27.
- [34] Mehra, Y. P. "Money Wages, Prices, and Causality," Journal of Political Economy, Vol. 85 No. 6, 1977, pp. 1227-1244.
- [35] Pierce, David A. and Haugh, Larry D. "Causality in Temporal System," Journal of Econometrics, 1977, pp. 265-293.
- [36] Ram, Rati "Money, Income, and Causality in Japan-Supplementary Evidence : Comment," Southern Economic Journal, April 1984, pp. 1214-1218.
- [37] Sargent, Thomas J. "Response to Gordon and Ando," in New Methods in Business Cycle Research, Federal Reserve Bank of Minneapolis 1977, pp. 213-217.
- [38] Simon, Herbert A. "Spurious Correlation : A Causal Interpretation," Journal of the American Statistic Association 1954, Vol. 49, pp. 469-479.
- [39] Sims, Christopher A. "Money, Income, and Causality," American Economic Review 62, Sept. 1972, pp. 540-52.
- [40] ————— "Exogeneity and Causal Ordering in Macroeconomic Models," in New Methods in Business Cycle Research, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977, pp. 23-44.

- [41] \_\_\_\_\_ "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles : Monetarism Reconsidered," American Economic Review 70, Proceedings, May 1980, pp. 250-257.
- [42] \_\_\_\_\_ "Is There a Monetary Business Cycle ? " American Economic Review 73, Proceedings, May 1983, pp. 228-233.
- [43] Tobin, James "Money and Income : Post Hoc Ergo Propter Hoc ? " Quarterly Journal of Economics 84, May 1970, pp. 310-17.
- [44] Williams, D., "Money, Income, and Causality : The U. K. Experience," American Economic Review, Vol. Goodhart, C. A. E., 66, Jun. 1976.  
and Gowland,  
D. H.