

マネーサプライ，財政支出と名目GNP ーセン トル イス方程式の再検討ー

著者	伊藤 史朗， 広江 満郎， 北川 雅章
雑誌名	経済学論叢
巻	41
号	3
ページ	179-217
発行年	1990-03-10
URL	http://hdl.handle.net/10112/4941

マネーサプライ、財政支出と名目 GNP

—セントルイス方程式の再検討—

伊藤史朗
 広江満郎
 北川雅章

は し が き

金融政策と財政政策の有効性に関するマネタリストの主張を計量的に検証するために、セントルイス連邦準備銀行の Andersen-Jordan (1968, 以下 A-J), Andersen-Carlson (1970, 以下 A-C) によって、誘導形アプローチとしての総支出関数(いわゆるセントルイス方程式)が発表されてから約20年が経った。この間、このアプローチをめぐる、財政・金融政策の有効性についてのケインジアンとマネタリストの論争として、また、マネーサプライ・財政支出と名目GNPの間の因果関係に関する実証的研究の問題として、多くの論文が発表されてきた。

1985年の Andersen の死去を悼んで、セントルイス連銀はその“REVIEW”(OCTOBER 1986)に追悼論文を掲載して彼の貢献に応えたが、その中のBatten-Thornton の論文は、この20年間に提出されたセントルイス方程式に関する計量的手法に関する諸問題を要約するものとして、極めて興味深い。宮川(1987)も、Andersen 追悼の意を込めて、彼の業績を評価するために主として上記論文に依りながら、セントルイス方程式の再考を行った。

われわれも、本論文において“*The Andersen-Jordan Approach after Nearly 20 Years*”¹⁾ といった観点から、セントルイス方程式の再検討を行い、こ

のアプローチの日本経済への適用について考察してみたい。日本で最初にこのアプローチを導入して、マネーサプライの重要性を強調しようとしたのは日銀のエコノミストであると思われるが²⁾、筆者達の中の2人もそれと前後してセントルイス方程式アプローチを利用して、わが国における金融政策の有効性について分析を行った³⁾。その後、新保生二・小西和彦・大平純彦(1978)や折谷吉治(1979)さらに新保生二(1979)が同様の分析を行い、セントルイス連銀エコノミスト等と同じ結論が日本経済においても得られると主張した。この結論に対して、新開陽一(1982)、中村洋一(1982)、佐志田晶夫(1985)などが批判を加え、さらに新保生二(1985)の反論があるなど、日本でもセントルイス・アプローチをめぐるかなり活発な論争が行われている。

しかし、われわれの見る所では、これらの論争の中にこの20年間の研究成果が十分反映しているようには思われない。特に、このアプローチにおける統計手法の特徴である多項式分布ラグ・モデルに関する研究成果、あるいはモデル・スペシフィケーションに際して、これまでの乗数型を使うか成長率型を使うか⁴⁾などの問題点は、これを考慮して推定を行うことによって、論争における争点のかなりの部分を解明することに役立つと思われる。このような観点から筆者の1人がセントルイス方程式の再推定結果を発表したが⁵⁾、本論文では、この分析をさらに発展させて、マネーサプライ、財政支出と名目GNPの関係についてより詳細な検討を加えたい。

-
- 1) J. L. Jordan (1986) は、上述の“REVIEW”にこの題名の論文を発表し、自分達の貢献が今日に残したものが何であるか、その意義について述べている。
 - 2) 鈴木淑夫「日本における通貨の所得物価に対する影響」(1975年理論・計量経済学会報告)、鈴木淑夫(1975)などを参照。
 - 3) 伊藤史朗・広江満郎(1976)、伊藤史朗(1976)。
 - 4) 次章の1節で述べるように、“multiplier” model と “elasticity” model という用語は Vrooman (1979) のものであって、分散の不均一性の問題についての論争と関連している。
 - 5) 広江満郎(1989)。

I セントルイス型アプローチの問題点と日本経済への適用

1 セントルイス方程式をめぐる論争

セントルイス方程式は、一般には、次のように定式化される。

$$(1-1) \quad \Delta Y_t = a + \sum_{i=0}^k m_i \Delta M_{t-i} + \sum_{k=0}^p g_k \Delta G_{t-k} + u_t$$

ここで、 Y は名目GNP、 M は金融政策変数、 G は財政政策変数である。

セントルイス方程式アプローチでは、この(1-1)式の m と g という係数を推定し、その合計の大きさやラグ分布の形を調べることによって金融政策と財政政策の有効性が明らかになると考えられた。そして、推定するときには、推定の効率をあげるために、アーモン・ラグ推定法を用いて、分布ラグを多項式によって近似してから通常の最小2乗法(OLS)で推定するという方法が採用された。

その結果、オリジナルのA-Jの推定によれば、金融政策変数は名目GNPに強力な影響を及ぼすが、財政政策変数は第I四半期と第II四半期に若干名目GNPを変動させるものの、総効果はほとんどないという結論が得られた。

ただし、A-Jではラグ分布のひろがりをも4期とし、財政政策の変数は高層用の財政収入と財政支出の2つを採用して、この式1本で議論した。これに対し、A-Cではラグ分布のひろがりをも5期としたこの式を基本的な方程式として含むリカーシブなモデルを作成し、セントルイス方程式をモデルの一部として位置づけている。

本稿で問題にするのはこの1本の誘導型方程式によるアプローチであるが、このセントルイス方程式のアプローチの仕方やその結果についてはさまざまな批判が起こった。それらを大別すれば次の5つに分けられる。① ミススペシフィケーションの問題、② 同時方程式バイアスの問題、③ 政策変数の指標性の問題、④ アーモン・ラグ推定法の問題、⑤ Heteroscedasticityの問題である。

以下、それぞれの批判とそれに対する反論について、その内容を簡単にサーベイする。

A ミススペシフィケーションの問題

これは、セントルイス方程式の定式化では、定式化されている以外の重要な外生変数が抜けているために、推定値にバイアスがあるのではないかという懸念である。

セントルイス方程式は通常(1-1)式で定式化されるが、真のモデルは(1-1)式と異なって次のような定式化であるとする。

$$(1-2) \quad \Delta Y_t = a + \sum_{i=0}^l m_i \Delta M_{t-i} + \sum_{k=0}^p g_k \Delta G_{t-k} \\ + \sum_{n=0}^{p'} z_n \Delta Z_{t-n} + \epsilon_t$$

つまり、セントルイス方程式は、真のモデルから Z という変数を除いて定式化してしまい、真のモデルが(1-2)式で表されるにもかかわらず、(1-1)式が真のモデルであると考えて回帰分析を行っているのではないかという批判である。もし、そうであるとする、変数 Z と M や G の間に相関がなければそれほど問題はないが、これらの変数間に相関がある場合には、推定量は真のパラメータに対して偏りをもつことになり、一致性もたなくなる⁶⁾。

Modigliani-Ando (1976) は、A-J 型の定式化がミススペシフィケーションであるという証拠を示したわけではないが、大型の計量経済モデルから人工的につくられたデータを使って、セントルイス型の定式化を行ったときの誘導型パラメータを推定した。その結果と A-J の結果とを比べると、A-J は金融政策の効果を過大に、財政政策の効果を過小に推定していると指摘した。

しかし、Batten-Thornton (1986, 以下, B-T) は、モデルの定式化において重要な変数が抜けているというミススペシフィケーションは、大型の計量経済モ

6) たとえば、ビンディック＝ルビンフェルド(金子監訳)『計量経済学』(1982)、216-218ページを参照。

デルにもあり得ることであり、モデルが大きいからといってミススペシフィケートしていないとは言えないとしている。したがって、誘導型を推定するときには、常にこの問題があることを念頭におく必要があると主張した。

Gordon (1976) は、A-J の定式化に Z 変数 (抜けていると思われる重要な変数) を付け加えて推定した。しかし、付け加えた変数が外生的ではないので、両方の結果を比較することだけで、A-J の結論が特定化のミスによって影響されているかどうかは分からない。また、Ramsay-Schmidt (1976) は、オリジナルの A-J 方程式が重要な変数を落としているかどうかを統計的にテストした。その結果、オリジナルの A-J 方程式が重要な変数を落としていて、ミススペシフィケーションであるという仮説は棄却されたと主張している。日本でも (1-1) 式に輸出を説明変数として加えた推定も行われたが、それによって金融変数と財政変数の効果は影響を受けないという結果が示されている⁷⁾。

B 同時方程式バイアスの問題

セントルイス方程式は、A-J モデルでは連立方程式体系の一部であり、説明変数である政策変数が他の方程式に含まれる変数から影響を受ける内生変数であるかもしれない。このようなときには、政策変数が外生ではなくなるので、A-J 方程式の攪乱項と説明変数は独立ではなくなる。攪乱項と説明変数が独立でない場合には、周知のように OLS 推定量は、不偏性も一致性ももたない。一般に、連立方程式体系の中の一つの方程式を OLS で推定すれば、推定量には偏りが生じ、一致性ももたなくなる⁸⁾。したがって、このような場合には、推定方法としては、操作変数法 (IV: Instrumental Variables Method) の方が望ましく、A-J のように OLS で推定した結果は信頼できないという問題が生ずる。

これに対して彼らは、もし、政策変数が外生でないなら、モデルで定式化さ

7) 新保生二 (1979) 参照。

8) たとえば、ビンディック・ロール・ビンフルド (金子監訳) 『計量経済学』(1982)、第5章および第9章を参照。

れている以外の要因の変化の影響は、定数項の変化となって現れるはずであると主張した。そして、推定したパラメータが安定的かどうかについての Chow テストを行った結果、不安定だという証拠はないと反論した。

McCallum (1986) は、推定方法による偏りがあるかどうかを調べるために、OLS と IV で推定し、結果を比較した。しかし、彼自身は OLS 推定値に偏りがあるかどうかについての統計的なテストをしなかったので、B-T はこれに統計テストを加えた。選ばれた操作変数は、McCallum と同様に ΔM , ΔE の3期ラグと3か月物の TB レートである。その結果、IV のほうが OLS よりも、金融政策の初期効果が小さく、政府支出の初期効果が大きいという結果が得られた。しかし、統計テストの結果では、OLS の推定値に偏りがあるとはいえないとしている。

その他に、グレンジャーの意味での因果性をテストすることによって、A-J 方程式に同時方程式バイアスがあるかないかを検討した研究もある。

Elliott (1975) はグレンジャー・テストの結果、 M から Y への一方的な方向性が見いだされ、 G と Y の間には双方向の因果関係が見いだされたとした。それに対し、Thornton-Batten (1985, 以下, T-B) は、 M から Y へは Elliott と同じ方向の因果関係が見いだされたが、 G と Y の間の因果関係は見いだせなかったとしている。したがって、T-Bの研究にしたがえば、グレンジャーの意味で二つの政策変数が必ずしも内生変数であるとは言えないので、説明変数が内生変数であることを理由にして、推定値に同時方程式バイアスがあるとする議論は成り立たなくなる。

Sims (1980, 1982) は、まったく別の文脈においてではあるが、利子率を説明変数として入れると金融政策のインパクトは小さくなると指摘した。B-T はこの結果が、A-J 方程式で得られるかどうかを検討した。もし、Sims と同様の結論が得られたとすると、オリジナルの定式化は、利子率という重要な変数を除いてしまっており、金融政策変数としての外生性に疑問が残るからである。しかし、推定結果は、利子率の係数は当期のみが有意で、全体としての結

論はほとんど変化しなかった。われわれも、金融変数として利子率も導入した推定を行い、そのラグ効果は短いと結論した。ただし、論点が若干異なるので、ここでは結果の比較は行わない⁹⁾。

以上のことから総合的に判断すると、オリジナルの A-J 方程式は同時性の影響を受けていないと結論できる。

C 政策変数の指標性に関する問題

セントルイス方程式は財政政策と金融政策の効果を分析対象にしているので、説明変数としては、各々の政策行動を的確に反映する変数が選ばれる必要があるが、A-J が選んだ変数は、政策行動の適切な指標を使っていないのではないかという批判がある。そのために推定されたパラメータにバイアスが生じ、金融政策と財政政策の相対的な重要性の結果に歪みが生じているのではないかという問題である。

(i) 金融政策の指標

金融政策の変数としては、A-J は M_1 とマネタリー・ベースを指標として使って分析した。これに対して、どちらの指標とも内生的に変化する部分があるので政策指標としては問題があるという批判があり、A-J との間で論争があった。しかし、Fed はマネタリー・ベースの源泉をコントロール可能であり、また、 M_1 の変化は明らかにマネタリー・ベースの変化によって生じているという A-J の指摘により、以後、アメリカの研究ではマネタリー・ベースか M_1 が金融政策の適当な指標とされるようになった¹⁰⁾。

(ii) 財政政策の指標

政府の取入と支出のある部分は経済活動に内生的に反応するので、財政政策の政策変数として、外生性がある指標はどのようなものかという議論である。

9) 伊藤史朗・広江満郎（1976）参照。

10) この点についても、われわれは上記の研究で、日本では M_1 やマネタリー・ベースを含めて、何が適切な金融政策指標であるかに触れている。しかし、後述するように、本稿では M_2+CD を金融政策の指標とする。

A-J は、現実の財政支出や財政赤字ではなく、高雇用財政支出というメジャーを用いた。これに対し、このメジャーはインフレの調整をしていないという批判があったが、インフレ調整を行ってから推定しても、推定値にインフレの調整を行ったことによるインパクトはなかったという報告がある。

Gramlich (1971) は、財政政策の指標は A-J よりも広い指標にすべきだと主張し、広義の指標を財政政策の変数として推定した¹¹⁾。しかし、広義の指標を使って分析しても係数推定値の合計が大きくなったものの、A-J の一般的な結論は変わらないと報告した。

Corrigan (1970) は、高雇用財政支出というメジャーが高雇用所得の変化で変わる可能性があるので望ましくないと主張し、代わりに財政政策の裁量的な変化のメジャーとして initial stimulus (IS) を採用した¹²⁾。IS メジャーを変数とした推定では、 M_1 の係数が低下し、財政支出と財政収入の係数が大きく、しかも有意になったと報告した。

しかし、Schmidt-Waud (1973) は、Corrigan の結果はアーモン・ラグ推定法の多項式の次数制約に決定的に依存すると批判し¹³⁾、この制約をゆるめると IS メジャーでも A-J と同じ結果が得られることを明らかにした。

結局、データを修正してもドラマティックな変化はないという結論になっているようである¹⁴⁾。

11) A-J は財政政策変数を財政の支出と収入に分けて別々に定式化し、推定した。Gramlich (1971) は、それぞれの変数の取り方に異論を唱え、財政支出のメジャーとして、政府支出に輸出、補助金、在庫調整をした国防支出を加え、財政収入のメジャーとして、高雇用の個人税に社会保障負担（失業給付は除く）を加えて、外生的な移転支払と利子支払を差し引いた。

12) IS メジャーは、ニューヨーク連銀が裁量的な財政政策の変化を識別し、定量化するための指標として開発したもので、政府支出変化の最初の効果と租税政策変化の最初の効果を単純に合計して計算される。高雇用メジャーとは支出と収入の両面で異なるが、とくに収入面の取り方が違う。

13) Corrigan (1970) は、2次という比較的低い次数の多項式を使ってアーモン・ラグ推定を行った。

14) 日本では、新保が高雇用財政支出というメジャーを使ったことがあるが、一般的には、国民所得ベースの財政支出を財政政策の指標とする懸念が多い。実際、両者の結果に大きな変化がないことが確かめられる。そこで、本稿では後述するように後者を使っている。

D アーモン・ラグ推定法の問題

セントルイス方程式は、A-J や A-C 以来、推定方法としてアーモン・ラグ推定法を使っている。しかし、アーモン・ラグ推定は、選択されたラグの長さや多項式の次数によって推定結果が敏感に影響を受ける。したがって、セントルイス方程式の結果も、ラグの長さや次数の選択に依存していて、選択の仕方だけで結果が変わるのではないかという批判である。特に、ラグの長さが短すぎるのではないかという批判が多い。

この問題については、Schmidt-Waud (1973) の分析が一番よく知られているが、その他にも Corrigan (1970), Gramlich (1971), Silber (1971), Friedman (1977) などが A-J よりも長いラグをとって分析した。われわれの以前の研究でも、彼らにならってより長いラグをもった場合も試み、決定係数を基準に選定した結果、一般的にはラグは A-J や A-C よりも長いことが確認された。しかし、これらの分析では、多項式の次数が固定されていた点に問題があると思われる。

Elloitt (1975) は、ラグの長さや多項式の次数を分けて分析したが、A-J の結果はどちらにも感応的でないという結論であった。しかし、Elloitt は統計的なテストをしていないので、B-T (1983) や T-B (1985) は最近のデータとオリジナル・データの両方で統計的なテストを含めてラグの長さや多項式の次数について検討した。その結果、どちらのデータで推定を行っても、結果はラグの長さ、多項式の次数ともに依存しないとの結論を導いた。しかし、Pagano-Hartley (1981) の指摘のように一般にアーモン・ラグ推定法はこれらに敏感であり、実際後に示すように、わが国にこれを適用した場合、結果に重要な影響を与えることが明かとなった。

E Heteroscedasticity の問題

Friedman (1977) は、A-J のオリジナル論文とは異なる期間（推定期間を76年第II四半期まで延ばした）について A-J 方程式を推定し、その結果、財政政策

の効果も有意に大きいことを示した。しかし、Carlson (1978) は、Friedman の推定結果の残差をプロットすれば、homoscedasticity の仮定を満たしていないことが明らかであると指摘した。そして、この問題を回避するために、オリジナル・モデルの1次階差(乗数型モデル)から変化率(成長率型モデル)に各変数の定式化を変え、Friedman が推定した期間のデータを使って改めて推定しなおした。その結果、heteroscedasticity の問題は解消され、しかもオリジナル・モデルの結果と同様の結論が導かれることを示した。

Vrooman (1979) は、二人の論争にコメントを寄せ、Friedman の推定結果は、homoscedasticity の仮定を満たしていないので、有効でないことは明らかであるが、そのことを理由として、Carlson が乗数型モデルから成長率型モデルに定式化を変更したのは間違いで、それよりも weighted least-squares (WLS) などの方法で Friedman の結果を正すべきであると主張した。

Vrooman は、攪乱項が $\sigma_t^2 = \sigma^2 Y_t$ であるという仮定のもとで、 $1/Y_t$ をウェイトとする WLS 推定を行った。この推定で heteroscedasticity に関する Goldfeld-Quandt テストを行った結果、誤差項が heteroscedastic であるという仮説は棄却され、推定結果は、高雇用財政支出のラグはGNPの変化に影響しないというものであった。ただし、この間に構造変化があったことが推測されると報告している¹⁵⁾。

時系列データを使った推定で heteroscedasticity が存在することは、自己相関している変数を説明変数から落としていることを示しているのかも知れない。これは、ミススペシフィケーションにも関係する問題であり、もし、そうだとすれば、heteroscedasticity という統計的な問題ではなく、heteroscedasticity とミススペシフィケーションが同時に起こっていることになり、問題は一層複雑である。しかし、本稿では、一応これらを別々の問題として取り扱う。

15) Seaks-Allen (1980) も Friedman と Carlson の論争に関連して、データをアップデーティングした時の影響を検討している。彼の場合は、特に末端制約の検討も加えて、乗数型と成長率型を比較し、どちらの場合もパラメータが安定的でないことを指摘している。

2 日本経済へのセントルイス型アプローチ適用の問題点

A 日本におけるこれまでの研究

日本においても、マネーサプライ重視の考え方が強くなって行く中で、日本経済にセントルイス型アプローチを適用した研究が行われるようになったが、アメリカにおけるほど活発であったとは言えない。比較的早い時期に行われたものとしては、日銀エコノミストたちの研究(鈴木; 1975など)とわれわれの研究(伊藤・広江; 1976, 伊藤; 1976)がある。その後、この分野で中心となって研究を続けているのは新保生二氏であろう(新保他; 1978, 新保; 1979, 1980, 1985)。これに触発されていくつかの研究が発表されているが、いずれにしても、アメリカにおける研究に比べて必ずしも十分なものとは言えないのが実状である。以下、簡単に日本のこれらの研究をサーベイして、その問題点の所在を明らかにしておきたい。

日銀エコノミストによる最初の研究は、 M_2 残高から所得・物価への政策効果波及経路を分析する小モデルの中の総支出関数として位置付けられている。それは、標本期間を1965年第三四半期～1974年第II四半期として、名目国民総支出の変動を M_2 残高・財政支出・輸出および自律的設備投資+自律的在庫投資の変動で説明しようとするものであり、 M_2 に関しては分布のひろがり8期で多項式の次数2次、両端にゼロ制約をおき、その他の変数については分布のひろがり4期で次数1次というきわめて厳しい制約条件のもとでアーモン・ラグ推定を行っている。そして、どの変数も名目国民総支出に対してかなりの影響をもっているが、金融政策の方が財政政策より相対的に影響が大きいという結論を導出している。一方われわれの研究は、セントルイス方程式アプローチにとって重要な問題として、適切な金融政策の指標となる変数の選択あるいは金融変数の独立性の問題と、アーモン・ラグ推定法の適用方法に関する問題があると考え、特にこの点に注意をはらって分析を行ったものである。そして、1965年第I四半期～1975年第IV四半期を対象とする推定結果から、わが

国では財政政策にクラウディング・アウトはみられず、金融政策とほぼ同じ程度の効果をもっているという結論を得た。

1節でサーベイしたように、アメリカでもこれらの点がセントルイス方程式アプローチの論争点になったのであるが、広江(1989)は、アーモン・ラグ推定法の恣意性を解決する1つの方法として提案された Pagano-Hartley (1981)の方法(以下、P-H法)に着目し、B-T(1983)の例にならって、これをわが国に適用した。その結果はB-Tと同様、マネタリストの主張を支持するものであった。しかしB-Tの手法がそのまま日本経済に適用できるかどうかについては、さらにいくつかの点で検討を要することを指摘した。本稿はそれらの点の検討の上にならって、あらためてセントルイス方程式の日本経済への適用を試みたものである。その意味で、本稿は広江(1989)の研究を発展させたものといえることができる。

さて新保生二氏の一連の研究は、セントルイス連銀の定式化により近い形で、日本経済に対してマネタリスト理論があてはまるかどうかを検証しようとするものであって、総支出関数の計測と、この関数を含む小型のマネタリスト・モデルによる分析の2つに分けられる。それに対して、折谷(1978)、中村(1982)佐志田(1983)などの研究はもっぱら誘導型方程式としての総支出関数の計測に関するものである。

新保他(1978)では、A-J型のマネタリスト・モデルを採用して、日本のスタグフレーションの分析を行っているが、多くの人が関心をむけたのは、そのモデルで中心的な役割を果している総支出関数の推定結果である。それは名目GNPの増減を、マネーサプライ M_2 および輸出等の増減と租税負担率の変化という3つの変数によって説明しようというものである。さらに新保(1979)では、スペシフィックーションの異なる2つの総支出関数を推定している。総支出関数Iはマネーサプライと国民所得ベースの財政支出を説明変数とするものであり、総支出関数IIはマネーサプライおよび輸出等と完全雇用赤字を説明変数とするものである。これらはすべて、ラグ分布のひろがり5期、3次の多項

式で両端にゼロ制約をおいたアーモン・ラグ推定法で推定されている。そして、いずれの定式化による推定結果もマネタリストの主張を支持するものであり、日本においても A-J がアメリカ経済で得た結論が当てはまると主張した。

この結論に対して、中村 (1982)、佐志田 (1983) は自らの推定結果にもとづいて批判を行った。まず中村は、アーモン・ラグ推定法に課せられた制約条件の強さと、推定期間における異常値の存在を問題とした。そして、これらの問題を回避するために、新保 (1979) の総支出関数 I に、異常値を除いた観測値を標本としてシラー・ラグ推定法を適用して推定を行い、「財政支出は名目総支出に何らの影響を及ぼさない」と主張することが、わが国では妥当ではないと結論した¹⁶⁾。他方、佐志田はマネーサプライおよび財政支出と輸出を説明変数とする定式化にもとづき、標本期間を石油危機後の1974年第 I 四半期～1981 第 I 四半期にアップデートして推定を行った¹⁷⁾。そして、ラグ期間や多項式の次数さらに末端制約などについていろいろな組合せを考慮しても、「新保が得たような係数は得られなかった」と結論した。しかし、マネーサプライとして $M_1' + CD$ を使うと比較的良好な結果が得られたことを明らかにし、このことから「マネーサプライとして採用すべき指標について、理論的な妥当性を検討する必要がある」と主張している。

一方、新開 (1982) もセントルイス連銀型の誘導型アプローチの有用性は認めながらも、新保 (1979) の結論に対してはいくつかの点で批判を行った。特に、ラグ構造の推定が計量経済学的に困難であるという技術的な問題と、それと関連して、財政政策の効果が短いことの計量経済学的根拠、貨幣量変化の効果のもつラグ構造が固定的と想定されている点などに疑問を提出している。

これらの批判に対して、新保 (1985) は、その後に行ったマネタリスト・モデル改定版による研究 (新保; 1980) によって、これに答えることができると反

16) 折谷 (1979) も、シラー・ラグ推定法を適用して、総支出関数の計測を行っているが、結果は中村と異なり、マネタリスト仮説を支持するものとなっている。

17) 佐志田は財政政策の指標として、新保他 (1978) と同様、租税負担率を使った定式化もおこなっているが、結果はきわめて悪かったと報告している。

論している。たしかに、マネタリストの主張を実証的に検証するためには、必ずしも誘導型アプローチだけに頼る必要はない。しかし、以上3氏の批判は誘導型アプローチとしてのセントルイス方程式の有用性を認めた上で、そのフレームワークにもとづく分析で何が主張でき、何が主張できないか、このアプローチの何処に問題があるかを問うているのであって、新保氏がこのアプローチを否定したのでなければ、連立方程式モデルによる分析結果にもとづく反論は3氏の批判に対する答えとして不十分であるように思われる。

以上、日本におけるセントルイス方程式アプローチに関する主だった研究をサーベイしたが、マネタリスト仮説が支持されるという一致した結論には到達していない。また、前節で紹介したアメリカにおける論争とくらべて、まだ十分検討されていない問題が多い。たとえば、標本期間の延長にともなう heteroscedasticity の問題や、ラグ構造推定のための統計的検定の問題なども残された重要なテーマであるが、日本では未だ全く取上げられていない。この点の検討が結論にどう影響するかは、きわめて興味ある問題である。

B 名目GNPとマネーサプライの因果関係について

セントルイス方程式アプローチを適用する際の問題点として、同時方程式バイアスがあることは既に指摘した。これは、セントルイス方程式の説明変数が独立性の条件を満たしているかどうかの問題であり、このアプローチが統計的に信頼できるものであるための重要な要件である。そこで、このアプローチと関連して、マネーサプライと名目GNPの間の因果関係についての研究が注目されるようになった。いうまでもなく、もしマネーサプライと名目GNPの間の双方向的因果関係が確認されることになれば、明らかに説明変数の独立性の条件は満たされなくなるからである。そこで、この面における日本のこれまでの研究成果についても、ここで触れておきたい。

日本におけるこの分野での研究としては、2変量時系列モデルにもとづく因果関係テストであるシムズ・テストをはじめ、グレンジャー・テストやハウ・

テストなどを使ったいろいろな試みがある¹⁸⁾。たとえば、セントルイス型アプローチによる分析と並行して因果関係テストを行った新保（1978, 1979）・折谷（1978）をはじめ、Kama（1982）・大久保（1983）、そして比較的最近のものとして翁（1985）・古川（1985）・幸村（1986）および広江（1988）などがある。

まず初期の研究である新保・折谷および大久保はシムズ・テストを適用したものであり、いずれもマネーサプライ M_2+CD から名目GNPへの一方的方向の因果関係が認められるという結果を得ている。これに対して、Kama はハウ・テストを適用して検証したが、むしろ双方向的な因果関係が認められるという結果を導出している。

比較的最近の幸村の研究では、1955年第I四半期～1983年第IV四半期の期間を3つに分割し、それぞれの期間について、フィルターとラグの長さ工夫をこらしたシムズ・テストとグレンジャー・テストを適用して検証を行っている。そしてここでも、総じて双方向の因果関係が認められるという結論を得ている。一方、古川においては、1965年第I四半期～1982年第I四半期の期間に対して、シムズ・テストを適用し、 M_1 については双方向的な因果関係が、 M_2+CD についてはマネーサプライから名目GNPへの一方的な因果関係が認められるという結論になっている。また、広江は3つのテストを M_1 と M_2+CD のそれぞれに適用して、名目GNPとの因果関係を検証したが、確定的な結果を得ることができなかった。

以上のように、日本におけるこれまでのマネーサプライと名目GNPの因果関係に関する研究からは、明確な結論が得られていない。そこで、本稿では次章であらためて、財政支出も含めて名目GNPとの間の因果関係についてグレンジャー・テストを試みたい。

3 モデル・スペシフィケーションと推定法

上述のようなアメリカにおけるセントルイス方程式アプローチに対する批判

18) これらの因果関係テストについては、佐竹（1987）参照。

と、その反論の中で浮び上がったいくつかの問題点の中から、このアプローチの日本経済への適用をめぐる行われているわが国における論争との関連において、本論文では、特につぎの点に重点をおいて分析を行いたい。すなわち、分散の不均一性と関連したモデル定式化の問題と、アーモン・ラグ推定法におけるラグの長さ多項式の次数の選択および末端制約の問題である。この2点の改善が、アメリカにおけるこのアプローチによる研究の20年間の重要な成果と考えられるし、また、この点を考慮した推定を行うことによって、日本における論争に対する一つの解答をあたえることが出来るように思われるからである。同時に、広江(1989)で保留された推定期間の問題、すなわち期間分割によって構造変化が認められるかどうかといった問題についても言及したい。

オリジナルな A-J モデルを発展させた A-C のマネタリスト・モデルにおける総支出関数が、いわゆるセントルイス方程式としてアメリカでも日本でも長く踏襲されてきた。ところが1節で紹介した Friedman と Carlson の論争の結果、セントルイス方程式のモデル・スペシフィケーションに修正が加えられるようになった。すなわち、乗数型モデルから成長率型モデルへの変更である¹⁹⁾。ところが、わが国ではこの点は等閑に付されている²⁰⁾。はたして分散の不均一性は存在しないと考えられているのであろうか。標本期間を最近時を含むようにアップデATINGすることになれば、日本でも分散の均一性という仮説は満たされにくくなる予想されるであろう。したがって、日本経済にセントルイス方程式アプローチを適用するにあたっては、まずオリジナルなセントルイス方程式を推定して Goldfeld-Quandt テストを行うとともに、成長率型モデルについても同様のテストを加えることによってこの点を検討する必要がある。

19) Batten and Thornton (1983), p. 15.

20) 新保生二(1978, 1979)は乗数型モデルで総支出関数を推定しているが、後に新保(1980, 1985)では成長率型モデルを採用している。ただし、後者は民間部門の支出行動から理論的に導出される動学的モデルであると説明しており、直接、成長率型セントルイス方程式は推定していない。

そこで、増減額を ΔX 、変化率を \dot{X} であらわすこととして、つぎの2通りの定式化によるセントルイス方程式の推定を行い、それにもとづいて、それぞれ分散の不均一性に関する F 検定を行う。

$$(1-3) \quad \Delta Y_t = a + \sum_{i=0}^l m_i \Delta M_{t-i} + \sum_{k=0}^p g_k \Delta G_{t-k} + u_t$$

$$(1-4) \quad \dot{Y}_t = a + \sum_{i=0}^l m_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{k=0}^p g_k \dot{G}_{t-k} + u_t$$

ただしデータは、 Y = 名目GNP、 $M = M_2 + CD$ 、 G = 国民所得統計ベースの名目政府支出（政府消費支出 + 政府固定資本形成）であり、標本期間は1965年第I四半期～1987年第I四半期である²¹⁾。また、季節調整系列の対前年同期比でデータが作成されている²²⁾。（なお、以下本稿の分析では、ことわりのない限り、すべてこのデータを使う。）

上式それぞれに、分布のひろがり = 5、多項式の次数 = 3、両端のゼロ制約という A-C 以来おかれてきた制約条件の下でアーミン・ラグ推定法を適用し、

第1表 分散の不均一性に関するG-Qテストの結果

(1) 乗数型モデル

標本期間	帰無仮説	対立仮説	F値
A; 1966: I～1975: IV	$H_0: V(\varepsilon_t)_A = V(\varepsilon_t)_B$	$H_a: V(\varepsilon_t)_A < V(\varepsilon_t)_B$	1.72201
B; 1977: II～1987: I			

(2) 成長率型モデル

標本期間	帰無仮説	対立仮説	F値
A; 1967: I～1975: IV	$H_0: V(\varepsilon_t)_A = V(\varepsilon_t)_B$	$H_c: V(\varepsilon_t)_A > V(\varepsilon_t)_B$	4.75593
B; 1977: II～1987: I			

21) 標本期間を出来るだけ前にさかのぼり、日本における他の研究と比較できるようにするために広江（1989）と異なり、 $M_2 + CD$ は期末残高データを採用した。本稿の結果が1部分、広江（1989）と異なる理由の1つはこの点にある。

22) セントルイス方程式推定に際して、データに季節調整を加えた場合の問題点が福田（1986）によって指摘されているが、ここでは、あえて X-11 による季節調整データを使用した。

それにもとづいて Goldfeld-Quandt テストを行った。結果は第1表の通りである。

$F_{0.01}(31, 31)=2.38$ であるから、この表から分るように、1965年から1987年を含むようなより長い期間を対象とする場合にも、日本では、オリジナルな乗数型モデルで、分散一定の仮定が有意水準1%で受容される。むしろ成長率型モデルで、意外にも、分散一定の仮定が棄却される。このファインディングは日本経済にこのアプローチを適用する場合に重要な点であると思われる。本論文の以下の分析においては、この結果にもとづいて、セントルイス方程式の定式化に際して乗数型モデルを採用することとする。ただし、ラグ期間、多項式の次数がこのままでよいか、末端制約をおくことが適切か否かはなお検討を要する。したがって、次節のモデル推定に際しては、あらためてこの点の検討から始める。

つぎに、金融変数および財政変数として何を採用するかという問題がある。

1節で紹介したように、そしてかつてわれわれが検討を加えたように、セントルイス方程式に対する批判の中で重要なものに、1、2節で述べた同時方程式バイアスの問題と適切な政策変数の採用の問題がある。この2つの問題点に共通なのは、このモデルで金融変数、財政変数の外生性が保証されているかどうかということである。したがって、このような批判が出て以来、マネーサプライや財政支出と名目GNPの間の因果関係についての研究が盛んに行われるようになった。

もともとオリジナルな Andersen 等の研究では、金融変数としてマネタリー・ベースあるいは M_1 を使い、財政変数としては高雇用水準での連邦財政支出を使うことによって、これらの外生性を保とうとした。われわれは先に述べたように、かつてこのアプローチの日本経済への適用に際して、当時の金融政策運営の状況を考慮して、金融政策行動の指標として日銀貸出増減と公定歩合が適当と考えて推定を行ったことがある。また新保 (1979) は、財政変数については Andersen 等にならって、完全雇用赤字を使った推定も行っている。た

だし1節でサーベイした通り、アメリカでもこの指標が適切か否かについて論争があり、他の指標を使った研究も多いが、B-T (1986) は McCallum (1986) などの研究を引用しながら、結論として、セントルイス・アプローチの結果は金融変数と財政変数の選択には依存しないと主張している²³⁾。

しかしながら、特にマネーサプライと名目GNPの因果関係については、理論的にも実証的にも、双方向的因果関係の存在を認める立場も無視できない。したがって、前者から後者への一方的因果関係の存在を基本的命題とするマネタリストからは、自らの立場を支持するいろいろな研究結果が提出されている。その代表的なものは Friedman and Schwartz (1971) であり、最近では、時系列モデルによる因果関係テストにもとづく諸研究である。2節で紹介したように、日本でもマネーサプライと名目GNPの間の因果性テストがいろいろ試みられているが、まだ決定的な結論は出ていないように思われる。しかし、マネーサプライとして M_2+CD を採るときには、マネーサプライから名目GNPへの一方的因果関係が見出されるという結果の方が多きようである²⁴⁾。

そこで本論文でも、次章で、あらためて名目GNPとマネーサプライ・財政支出の間の因果関係を検討するが、そこで明らかになるように、決定的な結論を導出することは困難である。したがって、この問題自体の詳細な分析は別の機会にゆずることとし、本論文ではセントルイス方程式アプローチにおいて、モデル・スペシフィケーションと推定法の改善が、日本における他の諸研究と比較して、どのような相違をもたらすかに焦点をあてる。したがって、マネーサプライとして M_2+CD 、財政変数として政府名目総支出を使い、輸出など他の説明変数は導入しない日本で最もよく使われる定式化、すなわち新保 (1979) の総支出関数 I によって以下の分析を進めることにする。

最後に、分析対象期間であるが、全期間を対象とする場合には、標本期間は上述のように、1965年第 I 四半期から1987年第 I 四半期である。

23) I-1節、および Batten and Thornton (1986), p. 15 参照。

24) I-2節、および広江満郎 (1988) 参照。

オリジナルなアメリカの研究では1953年第I四半期～1969年第IV四半期であったが、Friedman (1977)・Carlson (1978)・Vrooman (1979)の論争は、これをアップデイトして、標本期間を1976年まで延長した場合、オリジナルな推定結果からの結論が変わるか否かといった問題に係わるものであった。1節で紹介したように、Friedmanは結論が変わると主張し、Carlsonはモデル・スペシフィケーションを修正すれば、結論が変わらないと反論し、VroomanはWLSの適用を提唱し、その推定結果からこの間の構造変化を示唆した。また、B-T (1984)は1962年第II四半期～1982年第II四半期のデータで、ラグ期間や多項式の次数をいろいろ変えても、オリジナルな結論が変わらないと主張している。

一方、わが国で最も熱心なセントルイス・アプローチの推進者である新保生二氏は、オリジナル・モデルを1965年第II四半期～1977年第I四半期の期間に適用して、マネタリスト支持の結論を出している(新保, 1979)。これに対して、伊藤・広江(1976)は1963年第I四半期～1974年第IV四半期について推定を行った。もちろんこの推定では、上述のように、金融政策の指標として公定歩合と日銀貸出増減を採用しているのだから、直接他の研究との比較はできないが、少なくとも対象期間において、財政政策の有効性は大きく、クラウディング・アウト効果は検出されなかった。

佐志田(1983)は、1974年第I四半期～1982年第I四半期に標本期間を延したとき、すなわち石油危機後を標本期間にとるときには、新保の結論は支持できなくなると主張している。そして、上述のように、「支出行動に影響する貨幣の概念」をどうとらえるか、採用すべきマネーサプライの指標としての理論的妥当性を検討することの必要性を指摘している。

きわめて常識的に考えても、石油危機をはさんで日本経済に構造変化があったことは否定できないし、財政・金融政策運営に対する考え方が変わってきたことも事実である。そこで本稿では、全標本期間を2つに分けた場合についても、それぞれについて推定を行い比較検討することとする²⁵⁾。ただしこの場合全体

25) なお、貨幣概念として M_1 を採用した場合についても検討を行ったが結果は良好でなかった。

を丁度半分に分け、1976年を分岐点とした。本稿のアーモン・ラグ推定では、最大13期の分布ラグのひろがりか想定されるので、具体的には全期間を推定する場合の標本期間は1969年第I四半期～1987年I四半期であり、前半期間は1969年第I四半期～1976年第IV四半期、後半期間は1979年第II四半期～1987年第I四半期である。

II 推定結果の吟味

1 名目GNPとマナーサプライ・財政支出の因果関係テスト

マナーサプライと名目GNPの間の因果関係について、日本におけるこれまでの研究をみるかぎり、上述のように、その検証結果は必ずしも一様でなく、したがってそれらの関係については未だ統一的理解を得るに至っていないのが実状のようである。傾向的には、マナーサプライから名目GNPへの一方向的な因果関係を検出した結果が多いが、いずれにせよ、これまでの分析にはいくつかの問題点がある。その1つは、分析方法として使われているシムズ・テストやグレンジャー・テストの適用に際して、回帰分析の説明変数のラグの長さをどこまで考慮するのかの問題である²⁶⁾。これがとくに問題となるのは、検証結果がラグの長さに対してかなり敏感に反応し、因果の方向に大きな影響を反映させるからである。これまでの研究の中には、この点に留意して、ラグの長さにある程度の幅をもたせながら検証を行っているものもあるが、それらもラグの長さの選択が恣意的であるという問題を依然残したままの不十分なものといわざるをえない。したがって、これまでの因果関係テストの分析結果をそのまま受入れることは問題であろう。

そこで以下では、問題となるラグの長さを考慮しながら、本論との関係からマナーサプライと名目GNPのみならず政府支出と名目GNPの間の因果関係についても、グレンジャー・テストを適用して、再度分析を行うことにする。

26) 他に、分析対象となる期間の問題がある。分析期間によって、検証結果が異なる点については、幸村（1986）参照。

第2表 マネーサプライと名目GNPの因果関係に関する
グレンジャー・テストの結果

因果関係の方向	ラグの長さ	F値 (自由度)
(1) 乗数型モデル		
1. MBからYへ	MB=10期	1.151 (10, 46)
YからMBへ	Y=10期	1.572 (10, 46)
2. M_1 からYへ	M_1 =9期	1.966* (9, 52)
Yから M_1 へ	Y=11期	0.771 (11, 52)
3. M_2+CD からYへ	M_2+CD =12期	0.974 (12, 51)
Yから M_2+CD へ	Y=9期	0.678 (9, 51)
(2) 成長率型モデル		
1. MBからYへ	MB=9期	1.984* (9, 47)
YからMBへ	Y=10期	1.890* (10, 47)
2. M_1 からYへ	M_1 =9期	2.196** (9, 54)
Yから M_1 へ	Y=9期	0.335 (9, 54)
3. M_2+CD からYへ	M_2+CD =9期	2.875*** (9, 54)
Yから M_2+CD へ	Y=9期	0.999 (9, 54)

*は10%は, **5%, ***は1%で有意であることを示す.

第3表 政府支出と名目GNPの因果関係に関する
グレンジャー・テストの結果

因果関係の方向	ラグの長さ	F値 (自由度)
(1) 乗数型モデル		
GからYへ	G=9期	1.391 (9, 52)
YからGへ	Y=11期	1.453 (11, 52)
(2) 成長率型モデル		
GからYへ	G=9期	2.228** (9, 61)
YからGへ	Y=2期	2.367 (2, 61)

**は5%で有意であることを示す.

この際、ラグの長さを選択するにあたって、恣意性の問題を排除するために、P-H法を採用した²⁷⁾。

マネーサプライのデータとしては、マネタリー・ベース（以下、 MB ）、 M_1 、および M_2+CD の3種類をテストした。政府支出は上述のとおり政府消費支出+政府固定資本形成である。標本期間は1965年第I四半期から1987年第I四半期であるが、 MB との関係についてはデータの制約から、1966年第III四半期から1987年第I四半期までである。なおモデルとしては、参考のために、乗数型モデルと成長率型モデルの2種類のケースについてテストしてみた。

まず最初に、各モデルにおける各説明変数のラグ期間についてP-H法を適用した結果、第2・3表に示されるようなラグの長さが選択された²⁸⁾。マネーサプライと名目GNP (Y) の間については、乗数型モデルにおける M_1 と M_2+CD の場合を除いて、すべて9期から10期までのラグ期間であった。また、政府支出と名目GNPについては、いずれのモデルにおいても政府支出のラグ期間は9期であったが、名目GNPのラグ期間は採用されるモデルによって2期あるいは11期と、かなり異なった結果が得られた。

つぎに、こうして選択された説明変数のラグの長さにもとづいて、各モデルについてグレンジャー・テストを行った結果も、第2表および第3表に示されている。マネーサプライと名目GNPの関係については、まず MB 概念を採用した場合、成長率型モデルにおいては有意水準10%で双方向的な因果関係が認められる。つぎに M_1 概念の場合は、成長率型、乗数型いずれのモデルにおいてもマネーサプライから名目GNPへの一方的因果関係が認められるが、 M_2+CD 概念の場合は、成長率型の場合のみマネーサプライから名目GNPへの一方的因果関係が認められた。

また、政府支出と名目GNPの関係をみると、成長率型モデルで政府支出から名目GNPの一方的因果関係が認められるものの、乗数型モデルでは両者の

27) P-H法の説明は次節で行う。

28) ここで、ラグの長さあるいはラグ期間というのは、次節でいうところのラグ分布のひろがりのことを指す。

間に因果関係は検出されなかった²⁹⁾。

以上の結果を要約すれば、成長率型モデルではマネーサプライから名目GNPへの一方的因果関係が認められるケースが多いものの、乗数型モデルでは明確な因果関係を認めるに至らなかった。また、政府支出と名目GNPの関係についても、成長率型のケースにおいて政府支出から名目GNPへの一方的因果関係が認められるが、乗数型のケースでは因果関係が検出されない。結局、乗数型ではマネーサプライ・政府支出と名目GNPの間に、グレンジャー・テストによる因果関係は検出できないという結論になる。時系列モデルによる因果関係テストによって、この問題に解答をあたえるためには、さらに分散分解や、インパルス応答関数、パワー寄与率等の多変量解析による分析が必要であろう。しかし、少なくとも本稿の分析を含めて、これまでの因果関係テストの結果からは、何が適切なマネーサプライ概念かの結論を出すことはできないので、本稿ではこの問題にはこれ以上立入らず、さしあたり、日本における他の多くの研究との比較のために、マネーサプライとして M_2+CD 概念を採用してセントルイス方程式の推定を行うこととする。

2 ラグの長さの選択

セントルイス方程式アプローチの特徴の1つは、アーモン・ラグ推定法を利用して、政策効果のラグ構造を分析することにあるが、はじめに述べたように、この推定法の問題点はラグの長さや多項式の次数の選択に恣意性が働き、しかも推定結果がその選択に対して非常に敏感であるということである。実際、A-J 以来ほぼ10年間は、ラグの長さの選択が結論にどう影響するかについての研究が多く発表されて論争の的となった³⁰⁾。しかし、多項式の次数についての研究は非常に少なく、しかも、いずれの場合もいかなる統計的基準でこの選択

29) 新保 (1978, 1979) や折谷 (1979) も、シムズ・テストによって、政府支出と名目GNPの因果関係について分析しているが、両者の間に明確な関係を見出していない。

30) たとえば、Schmidt-Waud (1973), Elliott (1975), Corrigan (1979), Silber (1971), Gramlich (1971) などを参照。

を行えば良いかという理論的研究にもとづくものではなかった。

そこで1980年代にはいつてからは、この問題に焦点をあてたいくつかの興味ある研究が発表されるようになった。その代表的なものは赤池の FPE (Final Prediction Error) 基準にもとづく Hsiao (1981) の研究, BEC (Bayesian Estimation Criterion) にもとづく Geweke-Meese (1981) の研究, P-H 法を適用した B-T (1983) の研究である。特に, Batten と Thornton はセントルイス連銀のエコノミストとして, セントルイス・アブローテの頑健性を主張するために, その他の論文 (B-T; 1984, T-B; 1985) などでも, FPE, BEC を基準とする分析と P-H 法を併用比較しながらモデルの頑健性を検証するとともに, これらの手法の特徴を明らかにしている。

本稿では, これらの研究を参考にして, ラグの長さおよび次数の選択に際しては P-H 法を採用することにした。この方法の特徴は, 直交変換にもとづく最小2乗法を利用して, 1本の式の推定結果だけで尤度比検定を行って最適なラグの長さを選択でき, 同様の方法を次数の選択にも適用できる簡便性にある³¹⁾。

ここで簡単に P-H 法を紹介しておくことにする³²⁾。

ラグ分布のひろがり $j=0, 1, 2, \dots, L$ の分布ラグ・モデル (この時, 本稿では, 0期を含めて, ラグの長さは $L+1$ であるということにする)

$$(2-1) \quad Y_t = \sum_{j=0}^L \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad t=1, 2, \dots, T.$$

において, ラグ係数がつぎのような p 次の多項式,

$$(2-2) \quad \beta_j = \delta_0 + \delta_1 j + \delta_2 j^2 + \dots + \delta_p j^p, \quad j=0, 1, 2, \dots, L.$$

で表されるものとする, というのがアーモンの想定した前提であり, p を L より小さくすることで推定の効率を高めようとするのがその特徴である。

(2-1)式, (2-2)式を行列表示にするとつぎのように書ける。

$$(2-3) \quad \mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

31) 直交変換にもとづく最小2乗法については坂元・石黒・北川 (1983), 第8章参照。

32) P-H (1981), B-T (1983) 参照。また, 広江潤郎 (1989) ではより詳細に紹介してある。

$$(2-4) \quad \beta = H\delta$$

さて、 X を直交変換によって $X=QN$ と分割したとき、この直交行列 Q を使って(2-3)式はつぎのように書き改めることができる。

$$(2-5) \quad y = Q\lambda + \varepsilon$$

ここで $\lambda = N\beta$ である。このとき、つぎの2つの仮説は同等である。

$$H_{L-j} : \beta_L = \beta_{L-1} = \dots = \beta_{L-j} = 0, \quad j=0, 1, 2, \dots, L$$

$$H^*_{L-j} : \lambda_L = \lambda_{L-1} = \dots = \lambda_{L-j} = 0, \quad j=0, 1, 2, \dots, L$$

したがって、(2-5)式を OLS 推定し、仮説 H^*_{L-j} を検定することでラグの長さ、すなわち有意な最大の β_{L-j} を選択することができる（これによって選ばれたラグ係数の最長のを β_i とする）。具体的には、つぎの統計量によって、 F 検定を行えばよい。

$$F_{L-j} = (RSS_{L-j} - e'_{LeL}) / (j+1)s^2, \quad j=0, 1, 2, \dots, L$$

ここで、 RSS_{L-j} は仮説 H^*_{L-j} の下での残差平方和であり、 e'_{LeL} は $L-j$ までのすべての係数 $\neq 0$ としたときの残差平方和である。

以上の方法をセントルイス方程式に適用して、まず、ラグの長さを決定する。セントルイス方程式には分布ラグをもつ説明変数が M と G の2つあるので、それぞれの長さを決定しなければならない。そのためには、説明変数の順番を入れ換えて、 M のラグの長さを決めるための直交変換と、 G のラグの長さを決めるための直交変換を行い、それぞれについて OLS で推定する。適当な有意水準で各ラグの長さを順次 F 統計量で検定し、仮説 $H^*_{L-j}; j=0, 1, 2, \dots, L$ が棄却される最も長いラグ $L-j$ を選択する。

なお、直交変換した後に OLS 推定するのであるが、攪乱項が自己相関している場合には、OLS 推定量は有効でなくなる。したがって、OLS 推定の残差が自己相関していると判断された場合には、まず、ピーチ=マッキノンの最尤推定法で1階の自己相関係数を求め、求めた係数であらかじめデータを変換した。そして、このデータで作られた観測値行列を直交変換して OLS 推定を行った。

第4表 ラグの長さの選択に関する検定表

ラグ	ΔM のラグの長さ			ΔG のラグの長さ		
	全期間 (1969: I- 1987: I)	前半期 (1969: I- 1976: IV)	後半期 (1979: II- 1987: I)	全期間 (1969: I- 1987: I)	前半期 (1969: I- 1976: IV)	後半期 (1979: II- 1987: I)
0	1.541	8.468	6.001	2.434	3.118	2.848
1	1.641	9.126	2.166	0.528	3.342	2.873
2	1.349	6.084	2.106	0.576	2.504	3.045
3	1.478	6.408	2.314	0.499	2.433	3.279
4	1.619	5.998	2.342	0.528	2.698	3.639
5	1.808	5.380**	1.730	0.545	3.001	4.006
6	1.620	1.022	1.164	0.583	3.095	3.981
7	1.889	1.138	1.154	0.670	2.771	4.116
8	2.256	1.154	1.153	0.803	2.346	4.232*
9	2.211	0.717	1.441	1.001	2.888	2.330
10	1.709	0.933	1.822	1.198*	3.658	0.328
11	2.292**	1.072	2.383	0.125	4.937	0.473
12	0.073	1.143	3.445*	0.022	9.728***	0.944

*は10%, **は5%で有意である最大のラグを示す。

ラグの長さを決めるためのF値は第4表の通りである。この表から分かるように、Mのラグの長さは全期間の場合には12期、前半期の場合には6期、後半期の場合には13期という結果が得られた。また、Gのラグの長さは前半期には13期、後半期の場合には9期という結果が得られた。全期間を通じては、10%の有意水準ではラグがないという結果となった。しかし、われわれの分析結果をこれまでの他の研究と比較してラグ構造を分析するために、あえて有意水準を緩めて、全期間のGのラグの長さをF値が1.198である11期として分析した³³⁾。

33) 因果関係テストにおいて、ΔYにたいするΔMおよびΔGのラグ期間の選択を行った結果が、それぞれ12期、9期と長かったことも、この選択の裏付けである。ただし、推定結果の吟味の際に示すように、ラグないとした場合の推定も行った。結果についてはその方が統計的に良好であった。

3 多項式の次数の選択

多項式の次数選択は、ラグの長さを選択した上で、つぎの式、

$$(2-6) \quad y_i = X_i H \theta + \varepsilon_i,$$

の $X_i H$ を直交変換して前と同様の手続きをとればよい。ここで H は(2-4)にでてきた $(l+1 \times p+1)$ 行列で、つぎのようなものである。

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \cdot & \cdot & \cdot & 1 \\ 1 & 2 & 4 & \cdot & \cdot & \cdot & 2^p \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 1 & l & l^2 & \cdot & \cdot & \cdot & l^p \end{bmatrix}$$

ただし、 $p \leq l$ でなければならないが、 $p=l$ のときはアーモン・ラグ推定法の特徴であるパラメータの節約は行われなことになるので、一般に $p < l$ でなければ意味がない。とくに、本稿の以下の分析では、 l として大きな値が選択されたときには、アーモン・ラグ推定法の特徴を生かすために p の最大値を 8 として検定を行うこととした。

前節で選択されたラグの長さを前提にして、次数選択を行った結果は第 5 表の通りである。前節と同様に、多項式の次数を決定すべき説明変数が 2 つあるので、 M と G の次数をそれぞれ選択するための直交変換と OLS 推定も 2 回行った。また、攪乱項に自己相関がある場合に、自己相関係数を使ってデータを変換したことも、前節と同様である。この第 5 表から分かるように、 M の次数は、全期間の場合には 8 次、前半期の場合には 5 次、後半期の場合には 3 次という結果となった。また、 G の次数は、全期間の場合には 3 次、前半期の場合には 8 次という結果となった。なお、 M の後半期の次数は有意水準が 10% では 3 次、5% では 1 次であり、 G の全期間の次数は、有意水準が 5% では 2 次、25% で 3 次ということになるが、分布ラグの自由度を高めるためには、ある程

第5表 多項式の次数の選択に関する検定表

次数	4M の次数			4G の次数		
	全期間 (1969: I- 1987: I)	前半期 (1969: I- 1976: IV)	後半期 (1979: II- 1987: I)	全期間 (1969: I- 1987: I)	前半期 (1969: I- 1976: IV)	後半期 (1979: II- 1987: I)
0	5.718	16.716	4.580	3.679	5.044	0.577
1	2.797	15.405	4.682**	4.139	5.671	0.509
2	3.193	8.136	2.393	4.129**	6.198	0.558
3	3.645	10.391	2.746*	1.862**	7.140	0.375
4	2.025	6.960	1.362	1.036	5.994	0.450
5	1.376	12.279***	1.424	0.328	2.550	0.562
6	1.055		1.701	0.187	3.213	0.232
7	1.254		1.287	0.245	4.736***	0.322
8	2.492**		1.631	0.358	3.563**	0.589

は25%, *は10%, **は5%, *は1%で有意である最高の次数を示す。

度高い次数をもつ方が望ましいので、ここではあえて有意水準ゆるめて次数を選択した³⁴⁾。Gの後半期の場合については、有意なF値がなかった。したがって、この場合にはアーモン・ラグ推定法は使わないで、ラグの長さの数だけの説明変数で回帰することとした。

4 末端制約の検定

以上のように、各期間について乗数型モデルの各ラグ係数のラグの長さおよび多項式の次数が選択されたので、ついで本節では末端制約の検定を行う。

前にも述べたように、A-J 以来、セントルイス方程式推定に際しては、分布のひろがり $j=0, \dots, l$ の時、必ず $j=-1$ および $j=l+1$ の係数=0 という制約をおいてきた。しかし、そうすることの理論的根拠がないことは既に指摘してきたとおりである。末端のゼロ制約をおくことによって、推定の効率は上がるが、誤った制約は推定に偏りをもたらす。したがって、制約をおくこと

34) もちろん低い次数でも推定を行った。しかし、この場合は、決定係数は低くなったが、係数値の総計については大きな相違をもたらさなかった。

第6表 末端制約に関する検定結果
(1) 全期間

変数	制約		
	$\beta_{t+1}=0$	$\beta_{t-t-1}=0$	両端=0
<i>M</i>	*	*	*
<i>G</i>	×	*	×
<i>M & G</i>			×

(2) 前半期間			
変数	制約		
	$\beta_{t+1}=0$	$\beta_{t-t-1}=0$	両端=0
<i>M</i>	*	*	*
<i>G</i>	*	*	*
<i>M & G</i>			×

(3) 後半期間			
変数	制約		
	$\beta_{t+1}=0$	$\beta_{t-t-1}=0$	両端=0
<i>M</i>	*	×	×
<i>G</i>	—	—	—
<i>M & G</i>			—

表中“×”印は、「制約が真である」という仮説が1%有意水準で棄却された場合，“*”印は、この仮説が受容された場合を示す。ただし、前節の多項式の次数選択の結果、後半期間では、*G*変数は多項式分布ラグに従わないと判定されたので、“—”印を記入してある。

が正当化されるか否かについても統計的検定が必要である。

この検定は、全く制約をおかない場合と制約をおいた場合を比較して*F*検定を行えばよい。われわれのモデルに即して各期間ごとに検定した結果は第6表のとおりである。

5 モデルの推定結果

ラグの長さ、多項式の次数および末端制約に関する検定によって、モデル推

第7表 乗数型モデルの推定結果

	全 期 間	前 半 期 間	後 半 期 間
m_0	-0.1129 (0.0480)	-0.0164 (0.0888)	-0.0219 (0.0097)
m_1	0.0660 (0.0533)	-0.0192 (0.0668)	-0.0336 (0.0152)
m_2	0.1310 (0.0584)	0.0119 (0.0660)	-0.0364 (0.0177)
m_3	-0.0049 (0.0424)	0.0593 (0.0666)	-0.0320 (0.0206)
m_4	-0.0479 (0.0424)	0.0885 (0.0663)	-0.0216 (0.0206)
m_5	0.0030 (0.0394)	0.0699 (0.1025)	-0.0067 (0.0235)
m_6	0.0057 (0.0390)		0.0111 (0.0275)
m_7	-0.0574 (0.0431)		0.0304 (0.0316)
m_8	-0.0558 (0.0419)		0.0499 (0.0350)
m_9	0.0518 (0.0600)		0.0679 (0.0367)
m_{10}	0.0524 (0.0608)		0.0832 (0.0370)
m_{11}	0.0599 (0.0562)		0.0941 (0.0371)
m_{12}			0.0993 (0.0411)
$\sum m_i$	0.09085 (0.0570)	0.19389 (0.1047)	0.28372 (0.2809)
g_0	1.1749 (0.2489)	1.1940 (0.5492)	-0.3906 (0.5464)
g_1	0.3403 (0.1543)	-0.3041 (0.4473)	0.4124 (0.5658)
g_2	-0.1719 (0.1627)	0.0724 (0.5597)	-2.0436 (0.6423)
g_3	-0.4206 (0.1708)	-0.7414 (0.3041)	0.5466 (0.6291)
g_4	-0.4648 (0.1535)	-0.6546 (0.4729)	-0.4193 (0.6044)
g_5	-0.3634 (0.1249)	0.4298 (0.3529)	0.8128 (0.5651)
g_6	-0.1755 (0.1142)	1.0627 (0.5584)	0.2351 (0.5499)
g_7	0.0402 (0.1347)	0.5748 (0.4312)	0.7650 (0.5347)
g_8	0.2245 (0.1596)	-0.0417 (0.5329)	0.1870 (0.4910)
g_9	0.3185 (0.1594)	0.3807 (0.4635)	
g_{10}	0.2633 (0.1123)	0.7952 (0.8282)	
g_{11}		-1.4788 (0.9551)	
g_{12}		-0.9490 (1.0634)	
$\sum g_t$	0.76552 (0.85209)	0.33993 (1.5954)	0.10537
Const.	1995.27 (972.64)	1096.68 (886.51)	-1085.10 (5735.5)
\bar{R}_2	0.216208	0.616768	0.505691
DW	1.6096	1.7628	2.0472

() 内は標準誤差を示す。

定の準備が整ったので、ここで乗数型セントルイス方程式(1-3)の推定を行う。末端制約については、制約に関する仮説が受容された場合は、制約をおいた推定を行った。ただし、複数の制約つき推定を行った場合は、それらの中から決定係数、ダービン=ワトソン統計量による系列相関の検定、推定値の標準誤差を基準に、統計的に最も良好なパフォーマンスを示したケースを採用した。

全期間を通じた場合と、前半期間と後半期間に分割した場合の3つのケースについて推定した結果は第7表に示す通りである。ただし、制約条件はつぎの通りである。全期間については、 m_i の次数8次、ゼロ制約なし； g_k の次数3次、 $g_{11}=0$ 。前半期間については、 m_i の次数5次、 $m_{-1}=m_0=0$ ； g_k の次数9次、ゼロ制約なし。後半期間については、 m_i の次数3次、 $m_{13}=0$ ； g_k はG変数をPDL変数としてとりあつかわず、 $j=0, \dots, 8$ 期の財政変数をそのまま説明変数として導入して推定した結果である。

なお、全期間のケースで、財政変数のラグの長さの選択に際してF値の有意水準を極めて低くとした検定を行ったので、ここで参考のため、財政変数にラグがないと想定した場合の推定結果を示しておく。また、成長率モデルについても、ラグの長さ、多項式の次数、末端制約の検定結果にもとづいて推定を行ったので、それらの結果も同時に参考資料として第8表に示す³⁵⁾。

第8表 参考推定結果

Σm_i	Σg_k	R^2	DW
	[乗数型モデル；全期間]		
0.089817 (0.04968)	1.287484* (0.25115)	0.26098	1.5551
	[成長率モデル；全期間]		
1.234000 (0.30280)	-0.028878 (0.12950)	0.56218	1.4249
	[成長率モデル；前半期間]		
4.336200 (0.90812)	-3.161500 (0.48961)	0.90680	2.0417
	[成長率モデル；後半期間]		
1.011400 (0.65523)	-0.192184**	0.68691	1.7271

()内は標準誤差。ただし、*は g_0 の値であり、**はPDL変数ではなく、 $j=0, \dots, 4$ 期のG変数をそのまま説明変数として導入して推定した結果の合計である。

まず第7表についてみると、全期間にわたる推定では、財政支出・マネーサプライともにほぼ2年半の長いラグを選択したが、総効果は財政支出の方がマネーサプライより大きい。(第8表では財政政策の効果の方が大きいことがより明確に示される。)そしてラグ・パタンは財政支出はスムーズな谷型を示すのに対して、マネーサプライはオンシレートしている。しかし、決定係数の低さから考えて、セントルイス方程式を全期間に適用することは無理であると判断される³⁵⁾。

そこで期間分割して推定してみると決定係数は高くなった。そして、石油危機前の高度成長期では、財政支出とマネーサプライの総効果は、やはり財政政策の方が大きい、その相違はそれほど大きくない。また、ラグ期間は財政支出の方がマネーサプライよりきわめて長い。逆に、ラグ・パタンはマネーサプライがスムーズで、財政支出の方がオンシレートしている。しかし、いずれにしても財政支出に完全なクラウディング・アウトはみられず、財政政策が有効であったといえるであろう。(統計的に有意なラグ係数の和はプラスである。)

ところが、石油危機後についてみると、ラグの長さが逆になり、また総効果も財政支出の影響がマネーサプライの影響を下回るようになる。石油危機後の財政政策運営の変化を反映していると解釈することができるであろう。期間分割により決定係数が高くなり、セントルイス方程式の説明力が大きくなったことを考えると、上記のようなラグ係数の変化は、石油危機の前と後の構造変化と、政策運営の変化を示すものと考えられる。

なお成長率モデルでは、決定係数は高くなったが、係数推定値については乗数型モデルと全く逆になり、しかも、財政政策が常に負の総効果をもつという結果になる。しかし、この結果はクラウディング・アウト効果と解釈するより

35) これ以外にも、各モデルについて、ラグの長さや多項式の次数がここで選択されたものと異なるケースを推定してみた。その結果、係数の合計値の符号が逆になるなど、極端に異なる場合が生じた。すなわち、アーモン・ラグ推定法がこれらの選択に敏感であることが確認された。

36) ラグの長さ選択の際に述べたように、有意水準10%で検定しても、財政支出のラグ効果はないという結果であった。しかしラグがないと想定した場合も、参考表に示すように、その効果はマネーサプライより大きい。ただし、決定係数はやはり低く、いずれにしても全期間にわたって構造変化なしとして推定することは妥当でないという結論になる。

は、このモデルがミスペシフィケーションであると考えの方が妥当であろう。もっとも乗数型モデルの場合も、前半期間についてはともかく、特に後半期間については、決定係数の低さから考えて、経済構造の変化を考慮したスペシフィケーションの改善およびより適切な政策指標選択の必要性を示唆している³⁷⁾。

結 語

以上の結果は、統計的パフォーマンスの悪さから考えて、日本におけるセントルイス方程式の適用に際しては、適切な政策変数の選択と、追加的変数について考慮する必要があることを明らかにしているが、その点を別にして、本稿の分析結果を要約すれば、ほぼつぎのようになるであろう。

第1に、セントルイス方程式のモデル・スペシフィケーションにあたって、アメリカではこれまでの階差型のモデルに代わって、変数の変化率をとることが一般的になっているが、その目的が有効な推定量を得ることにあるとすれば、日本の場合それは適切でない。

第2に、セントルイス・アプローチでは政策効果のラグ構造の分析が重要なテーマであるが、そのためにはラグの長さは統計的に客観的基準にもとづいて選択されなければならない。P-H法はこの目的にとってきわめて有効な方法であり、これを日本経済に適用した結果は、政策効果波及のラグ期間がこれまで想定されていたよりかなり長いことが明らかになった。

第3に、このようにラグの長さをはじめ多項式の次数や末端制約について、制約条件を厳密に選択してアーモン・ラグ推定法を日本経済に適用した。その結果は、われわれの1976年の研究結果と同様、財政支出にクラウディング・アウトはみられず、名目GNPに対する影響は財政支出の変動の方がマネーサプライ変動より大きいというものであった。

第4に、しかし1960年代から1980年代の間には、石油危機を契機とする日本

37) ただし、 M_2+CD について行ったと全く同様の推定作業を、 M_1 についても行ったが、結果は全く改善されなかった。

経済の構造変化に伴って、政策運営の変化があった。セントルイス方程式によって捉えられた政策効果もこれを反映して、石油危機の前と後ではボタンが変わったことが推測される。石油危機後だけをとれば、財政支出の影響は小さくなり、相対的にマネーサプライの影響の方が大きくなった。

最後に、本稿の推定結果では、財政支出・マネーサプライのいずれもその総効果がきわめて小さかったことを指摘しておかなければならない。しかし、財政・金融政策の総効果の把握のためには、上述のように、より適切なマネーサプライ概念の選択と財政政策の適切な指標選択および追加変数について、さらに検討の必要があることを付け加えておきたい。

(1989年9月)

【参考文献】

- I. 英文文献
- [1] Andersen L. C. and K. M. Carlson (1970), "A Monetarist Model for Economic Stabilization", *St. Louis Review*, Apr. 1970. (*St. Louis Review*, Vol. 68, No. 8, pp. 45-66 に reprint)
- [2] _____ and J. L. Jordan (1968), "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization", *St. Louis Review*, Nov. 1968. (*St. Louis Review*, Vol. 68, No. 8, pp. 29-44 に reprint)
- [3] Batten, D. S. and D. L. Thornton (1983), "Polynomial Distributed Lags and the Estimation of the St. Louis Equation," *St. Louis Review*, Vol. 65, No. 4, Apr. 1983, pp. 13-25.
- [4] _____, _____ (1984), "How Robust are the Policy Conclusions of the St. Louis Equation?: Some Further Evidence," *St. Louis Review*, Vol. 66, No. 6, Jun./Jul. 1984, pp. 26-32.
- [5] _____, _____ (1986), "The Monetary-Fiscal Policy Debate and the Andersen-Jordan Equation," *St. Louis Review*, Vol. 68, No. 8, Oct. 1986, pp. 9-17.
- [6] Carlson, K. M. (1978), "Does the St. Louis Equation Now Believe in Fiscal Policy?" *St. Louis Review*, Vol. 60, No. 2, Feb. 1978, pp. 13-19.
- [7] _____ (1986), "A Monetarist Model for Economic Stabilization: Review and Update," *St. Louis Review*, Vol. 68, No. 8, Oct. 1986, pp. 18-28.

- [8] Corrigan, E. G. (1970), "The Measurement and Importance of Fiscal Policy Changes", Federal Reserve Bank of New York *Monthly Review*, Vol. 52, No. 6, Jun. 1970, pp. 133-145.
- [9] Elliott, J. W. (1975), "The Influence of Monetary and Fiscal Action on Total Spending: The St. Louis Total Spending Equation Revisited," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 7, No. 2, May 1975, pp. 181-192.
- [10] Friedman, B. M. (1977), "Even the St. Louis Model Now Believes in Fiscal Policy", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 9, No. 2, May 1977, pp. 365-367.
- [11] Friedman, M. and A. J. Schwartz (1971), *A Monetary History of the United States, 1887~1960*, Princeton University Press, 1971.
- [12] Geweke, J. and R. Meese (1981), "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order," *International Economic Review*, Vol. 22, No. 1, Feb. 1981, pp. 55-70.
- [13] Gordon, R. J. (1976), "Comment on Modigliani and Ando", in J. L. Stein, ed., *Monetarism*, Studies in Monetary Economics, Vol. 1, North-Holland, 1976, pp. 52-66.
- [14] Gramlich, E. M. (1971), "The Usefulness of Monetary and Fiscal Policy as Discretionary Stabilization Tools", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 3, No. 2, Part 2, May 1971, pp. 506-532.
- [15] Hsiao, C. (1981), "Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, No. 1, 1981, pp. 85-106.
- [16] Jordan, J. L. (1986), "The Andersen-Jordan Approach after Nearly 20 Years," *St. Louis Review*, Vol. 68, No. 8, Oct. 1986, pp. 5-8.
- [17] Kama, K. (1982), "Money, Income and Causality in the Japanese Economy", *Journal of Japan Economic Research*, No. 11, Mar. 1982, pp. 24-36.
- [18] McCallum, B. T. (1986), "Monetary versus Fiscal Policy Effects: A Review of the Debate", in R. W. Hafer, ed., *The Monetary versus Fiscal Policy Debate: Lessons from Two Decades*, Studies in Monetary and Macroeconomic Theory and Policy, Rowman and Allanheld, 1986, pp. 9-29.
- [19] Mehra, Y. P. and D. E. Spencer (1979), "The St. Louis Equation and Reverse Causation: The Evidence Reexamined," *Southern Economic Journal*, Vol. 45, No. 4, Apr. 1979, pp. 1004-1020.
- [20] Modigliani, F. and A. Ando (1976), "Impacts of Fiscal Actions on Aggregate Income and the Monetarist Controversy: Theory and Evidence", in

- J. L. Stein, ed., *Monetarism: Studies in Monetary Economics*, Vol. 1, North-Holland, 1976, pp. 17-42.
- [21] Pagano, M. and R. J. Hartley (1981), "On Fitting Distributed Lag Models Subject to Polynomial Restrictions," *Journal of Econometrics*, Vol. 16, No. 2, Jun. 1981, pp. 171-198.
- [22] Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld (1976), *Econometric Methods and Economic Forecasts*, McGraw-Hill Book Company, 1976. (金子敬生監訳『計量経済学』マクローヒル好学社, 1982年)
- [23] Ramsay, J. B. and P. Schmidt (1976), "Some Further Results on the Use of OLS and BLUS Residuals in Specification Error Tests", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 71, No. 354, Jun. 1976, pp. 389-390.
- [24] Schmidt, P. and R. N. Waud (1973), "The Almon Lag Technique and the Monetary versus Fiscal Policy Debate", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 68, No. 341, Mar. 1973, pp. 11-19.
- [25] Seaks, T. G. and S. D. Allen (1980), "The St. Louis Equation: A Decade Later," *Southern Economic Journal*, Vol. 46, No. 3, Jan. 1980, pp. 817-829.
- [26] Silber, W. L. (1971), "The St. Louis Equation; 'Democratic' and 'Republican' Versions and Other Experiments," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LIII, No. 4, Nov. 1971, pp. 362-367.
- [27] Sims, C. A. (1980), "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered", *American Economic Review*, Vol. 70, No. 2, May 1980, pp. 250-257.
- [28] _____ (1982), "Policy Analysis with Econometric Models", *Brookings Paper on Economic Activity*, 1: 1982, pp. 107-152.
- [29] Thornton, D. L. and D. S. Batten (1985), "Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality between Money and Income," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 17, No. 2, May 1985, pp. 164-178.
- [30] Vrooman, J. (1979), "Does the St. Louis Equation Even Believe in Itself?: A Comment", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 11, No. 1, Feb. 1979, pp. 111-117.
- [31] Waud, R. N. (1974), "Monetary and Fiscal Effects on Economic Activity: A Reduced Form Examination of Their Relative Importance," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LVI, No. 2, May 1974, pp. 177-187.

II. 邦文文献

- [32] 福田慎一 (1986) 「季節調整と日本におけるセントルイス方程式」『季刊理論経済学』Vol. 37, No. 3, 1986年9月, 265-270ページ.
- [33] 古川 颯 (1985) 『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年.
- [34] 広江満郎 (1988) 「貨幣と所得の因果性について」『大阪商業大学論集』第82・83号, 1988年10月, 107-126ページ.
- [35] _____ (1989) 「セントルイス・モデルの再考」『大阪商業大学論集』第84号, 1989年6月, 79-97ページ.
- [36] 伊藤史朗 (1976) 「金融政策の効果に関する計量分析」『経済学論叢』(同志社大学)第24巻 第4・5・6号, 1976年10月, 1-21ページ.
- [37] _____・広江満郎 (1976) 「金融政策の有効性」『経済学論叢』(同志社大学)第23巻 第5・6号, 1976年2月, 37-54ページ.
- [38] 幸村千佳良 (1986) 『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年.
- [39] 宮川重義 (1987) 「セントルイス方程式再考」『京都学園大学論集』第16巻 第2号, 1987年9月, 134-155ページ.
- [40] 中村洋一 (1982) 「名目国民総支出とマネーサプライ」『ESP』(経済企画協会), No. 118, 1982年, 2月, 32-34ページ.
- [41] 翁 邦雄 (1985) 「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」『金融研究』(日本銀行金融研究所), 1985年12月, 25-59ページ.
- [42] 大久保 隆 (1983) 「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』(経済企画協会) No. 132, 1983年4月, 73-77ページ.
- [43] 折谷吉治 (1979) 「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』(日本銀行) 第1号, 1979年1月, 37-48ページ.
- [44] 坂元慶行・石黒真木夫・北川源四郎 (1983) 『情報量統計学』共立出版社, 1983年.
- [45] 佐志田晶夫 (1983) 「総支出関数の計測結果について」『日本経済研究』No. 12, 1983年3月, 87-99ページ.
- [46] 佐竹光彦 (1987) 「因果関係テストについて」『大阪商業大学論集』第80号, 1987年12月, 137-151ページ.
- [47] 新開陽一 (1982) 『現代マクロ経済学の解明』東洋経済新報社, 1982年.
- [48] 新保生二 (1979) 『現代日本経済の解明』東洋経済新報社, 1979年.
- [49] _____ (1980) 「マネタリストモデルによる日本経済分析の有効性」『週刊

東洋経済; 近代経済学シリーズ』(東洋経済新報社) No. 52, 1980年5月, 112-121ページ.

- [50] _____ (1985) 『分析 日本経済』東洋経済新報社, 1985年.
- [51] _____・小西和彦・大平純彦 (1978) 「マネタリスト・モデルによるスタグフレーションの分析」『経済分析』(経済企画庁経済研究所) No. 72, 1978年6月.
- [52] 鈴木淑夫 (1975) 「日本におけるマネー・サプライの重要性について」『調査月報』(日本銀行), 1975年7月, 1-19ページ.