

金融政策の有効性*

——セントルイス・アプローチによる計量分析——

廣 江 満 郎

要 約

バブル崩壊後、日本経済が戦後類を見ない長期低迷を経験するなかで、日本銀行の政策運営について学会内外を問わず金融政策論議が活発に行われている昨今である。本研究は、ケインジアンとマネタリスト間のマクロ経済政策論争の1つとなったセントルイス連銀のエコノミスト達考案のセントルイス方程式（誘導型アプローチ）による政策効果の検証論議にスポットを当て、再度、このアプローチを激動の日本経済に適用して、1990年以前の期間を対象とした分析結果との比較を試みたものである。その結果、類似した結果が得られたことを報告する。

キーワード：セントルイス方程式；総支出関数；財政金融政策；因果性テスト；アーモン・ラグ推定法；誤差修正モデル；共和分分析

経済学文献季報分類番号：02-21；12-21；12-23；13-13

1 はじめに

1980年代後半にバブルが発生し、1990年代はじめに崩壊、そして日本経済は戦後類を見ない長期にわたる景気低迷を経験するに及んでいる。1990年代後半には日本版金融ビッグバンに象徴される金融制度の諸改革やペイオフ解禁など規制緩和政策の運営が続く中であって、景気回復を目的として金利指標（短期金利）をコントロールする政策から量的指標をコントロールする政策重視への転換が行われるなど、激動の金融政策運営が実施されてきた。

当然のことながら、金融政策の有効性などを巡る議論が沸騰することとなった。学会内外を問わず理論・政策両面からさかんに研究が進められ、数多くの労作を生むに至っている。細野・杉原・三平 [2001]、小佐野・本多 [2000]、深尾・日本経済研究センター [2000]、深尾・吉川 [2000] および黒木 [1999]、木村・小林・村永・鶴飼 [2002]、小川 [2003]、中原 [2002] などの研究がそうであるし、また金融政策論議を整理したものとして、小宮・日本経済研究センター編 [2002] などがあげられる。

本研究は、1970年代後半にケインジアンとマネタリストの間で展開され、マクロ経済政策

の論争の1つとなったセントルイス連銀エコノミスト達考案のセントルイス方程式による財政金融政策効果の研究に再度焦点をあて、この方法を1985年以降の激動の日本経済に再度適用して金融政策の有効性の検証を試みるものである。なお分析の際には、近年の時系列分析の成果を取り入れることとする。

2 セントルイス方程式による財政金融の政策論争

2-1 セントルイス方程式を巡る議論

金融政策の有効性に関する研究の一つとして、セントルイス連邦準備銀行の Andersen-Jordan [1968] (以下、A-J で表示) による誘導型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による検証を発端とする一連の実証研究がある。これは、セントルイス連銀のエコノミスト達が考案したセントルイス方程式をアメリカ経済に適用して、財政金融の両政策効果を比較検討しようとする計量分析研究であった。当時の財政政策と金融政策の有効性に関するケインジアンとマネタリスト間にかわされた論争として有名であり、多くの研究者によって論文が発表されてきており、日本においても、このセントルイス方程式による政策効果の検証やそれを巡る論争が少なからず行われてきた¹⁾。

そこで本節では、この分析方法を日本経済に適用して、日本の金融政策の有効性についての検証を行ってきた伊藤・廣江 [1976] の研究をはじめとするわれわれの研究を取り上げ、それをセントルイス方程式 (以下では、A-J 型の総支出関数) による「金融政策の有効性」の計量的分析を巡る研究と成果についての紹介とする。

さて、この論争の発端となった A-J [1968] の研究は、経済活動に対して政府および中央銀行の政策行動がどのような影響を与えるかを分析し、財政政策と金融政策の効果について統計的な検討を加えることを目的としたものである。その分析基軸になったのが誘導型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である。それをういた彼らの分析は、その後、Andersen-Carlson [1970] (以下、A-C で表示) 等によって引き継がれていくが、政策効果の波及経路について理論的検討を加えず、むしろ実証的な分析結果からそれぞれの見解の妥当性を判断しようとする考え方に基づくきわめて特色ある分析であり、この一連の研究を巡ってとりわけケインジアンとマネタリストの間で激しい論争を巻き起こすこととなったのである。

この A-J [1968] のセントルイス・アプローチの概要は、経済活動の水準をはかる尺度として財貨サービスに対する支出 (名目国民総支出) Y 、金融政策の尺度としてマネタリーベース B 、財政政策の度として完全雇用水準政府支出 E をそれぞれ選択して、政策行動の変化が経済活動をどのように変化させるかを分析するために、各変数の四半期変化から構成さ

れるモデルを設定する。

(A-J型のセントルイス方程式：乗数型モデル)

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta B_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta E_{t-i} \quad (1)$$

なお、A-C [1970] のセントルイス・アプローチでは、各変数の成長率から構成されるモデルが設定される。

(A-C型のセントルイス方程式：成長率型モデル)

$$\dot{Y}_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i \dot{B}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \dot{E}_{t-i} \quad (2)$$

そして、上記のラグ構造を示す β と γ をアーマン・ラグ推定法によって推定しようとするのがセントルイス・アプローチによる実証分析の概要である²⁾。

(セントルイス・アプローチの問題点)

このアプローチの仕方やその分析結果を巡る論争は大別すると、以下の5つの問題点を巡る論争として整理することができる。

- 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 ラグ推定法の問題
- 5 Heteroscedasticity の問題

これら5つの問題の概要を述べると、まず最初に、ミススペシフィケーションの問題とは、セントルイス方程式が真のモデルから経済的に意義ある変数を除いて定式化されており、その結果、真のモデルの回帰分析となっていないという批判である。

第2の同時方程式バイアスの問題とは、セントルイス方程式は連立方程式体系の一部であることから、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可能性がある。この場合には、推定方法としては、操作変数法 (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批判である。

第3の政策変数の指標性の問題とは、セントルイス方程式は財政金融政策の両効果を分析対象としているので、説明変数として各々政策行動を的確に反映する変数が選択される必要がある。しかし、A-Jの選択した変数は、政策行動の適切な指標となっていないという批判である。

第4のラグ推定法の問題とは、セントルイス方程式は、A-JやA-Cの研究以来、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、この推定法は、選択されたラグ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ことから、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おり、選択の仕方しだい結果が変わるという批判である。

そして最後の Heteroscedasticity の問題とは、推定結果が homoscedasticity の仮定を満たしていないという批判である。

以上5つの主要な問題点を論争の核としながら、財政金融の両政策効果の分析に A-J 型の総支出関数（セントルイス方程式）を適用する研究が数多く行われてきたのである³⁾。

2-2 日本経済への適用

A-J [1968] および A-C [1970] の誘導型アプローチによる総支出関数の研究に触発されて、日本においても日本経済にセントルイス型アプローチを適用する研究が行われてきた。それは、当時の日銀エコノミストの鈴木 [1975] の研究やわれわれの研究（以下、伊藤・廣江 [1976] など）をはじめとして、新保 [1978]・[1979]、折谷 [1979]、中村 [1982]、佐志田 [1983] などの研究が70年代後半から80年代前半に集中した。その後、一時の勢いはなくなってきたが、伊藤・廣江 [1999] および廣江 [2000] の研究において改良型のモデルでの適用が試みられている。以下では、われわれの研究概要を紹介を通して、日本経済にセントルイス型アプローチを適用する研究の概要を辿ることにする。

さて、われわれがこれまでに行ってきた日本経済にセントルイス型アプローチを適用するという一連の研究の端緒となった研究が伊藤・廣江 [1976] および伊藤 [1976] であり、その後に廣江 [1989]、伊藤・廣江・北川 [1990] の研究へと展開した。そして最近の研究として、伊藤・廣江 [1999] および廣江 [2000] の研究へと引き継がれている。

これら一連の研究の展開にあたっては、セントルイス型アプローチの適用を巡る諸問題に対応しながら、政策効果の検証を行うという形で推し進めてきたわけであるが、伊藤・廣江 [1976]、廣江 [1989] および伊藤・廣江・北川 [1990] の研究は、A-J あるいは A-C による誘導型アプローチとしての総支出関数（上記(1)式あるいは(2)式）を適用した分析であり、最近の研究である伊藤・廣江 [1999] および廣江 [2000] では、これをさらに拡張した総支出関数を適用した分析となっている。

以下、これまでわれわれが行った研究の概要を述べると、研究の出発点となった伊藤・廣江 [1976] では、A-J 型総支出関数（セントルイス方程式）として、つぎのようなモデルが設定された。

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta B_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta E_{t-i} + \sum_{i=0}^j \delta_i r_{t-i} \quad (3)$$

これは、当時の日本における金融政策の特徴を考慮してということで、金融政策の尺度として日本銀行貸出 B と公定歩合 r 、財政政策変数としては便宜的な対処として国民所得勘定における一般政府経常支出がそれぞれ採択された。そして、標本期間を1963年第 I 四半期から1974第IV四半期までとして推定した結果、日本においてはアメリカと異なり、財政政策の有効性がきわめて高いことが特徴的であるが、同時に金融政策も公定歩合政策を含めて考えるならば、同様に有効であること、また金融政策の効果にはより大きなタイム・ラグがあることを指摘したのである⁴⁾。

廣江〔1989〕では、セントルイス・アプローチを巡る上記問題のうちミススペシフィケーションの問題と政策変数の指標性の問題、そしてラグ推定法の問題が取り上げられ、なかでもラグ推定法（多項式分布ラグ・モデルの推定）に着目した研究が行われた。それは、A-J 等によるセントルイス・モデルの推定に一般的に使われている推定法に対する批判に応えるために、Pagano-Hartley 法を適用してラグの長さや多項式の次数の大きさを決定したうえで、アーモン・ラグ推定を行うというものであり、A-C によるセントルイス・モデル（成長率モデル）が採用された。標本期間を1967年第 I 四半期から1987第IV四半期までとし、金融政策の尺度としてマネタリー・ベースではなくマネーサプライ $M_2 + CD$ を選択して、この方法をわが国に適用して分析した結果、金融政策と財政政策の長さや効果についてかなり異なるものとなった。それは、金融政策に関しては約2年半あまりにわたってプラスの効果が持続するが、他方、財政政策に関しては短期的にはプラスの効果が認められるものの長期的には疑問が生じる（ラグ変数の係数がすべてマイナス値となる）というものであった。

また、伊藤・廣江・北川〔1990〕では、アプローチの仕方やその分析結果を巡る論争は大別すると以下の5つの問題点を巡る論争として整理することができるとし、モデル・スペシフィケーションと推定法の問題、政策変数の指標性・独立性の問題など幾つかの問題点の解決をはかりながら、改めて日本経済へのセントルイス・アプローチ（上記で示す乗数型モデル（1）式と成長率型モデル（2）式の2通り）の適用が試みられた。標本期間は1965年第 I 四半期から1987年第 I 四半期までの期間であるが、さらにそれを1976年以前の期間と1979年以降の期間とに2分割して分析した結果から、有効な推定量を得るという目的からは、変数を変化率でとることがアメリカでは一般的となっているが、日本の場合には階差型のモデルの方が適切であること、また財政支出・マネーサプライのいずれもその総効果がきわめて小さく、石油ショック後だけをとれば、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いと指摘した。

そして、伊藤・廣江 [1999] および廣江 [2000] では、開放体系において資産効果を考慮した場合の財政政策と金融政策の効果を理論的に明らかにしたうえで、両政策の相対的重要性を分析するために展開した資産効果を含むマンデル＝フレミング型のオープンマクロ・モデルから導出される誘導型を推定するというアプローチ（総支出関数アプローチ）が採用された。なお、標本期間は1973年第I四半期から1995年第IV四半期までである。

そして、モデル（セントルイス・モデルの拡張版）の推定に際しては、最近の時系列分析の成果を考慮して、まず各変数の単位根検定および共和分検定を行い、その結果にもとづいて、誤差修正モデル（error correction model : ECM）が適用可能かが検討された。その上で、つぎのような ECM の推定を行った。

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \alpha + \sum \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum \beta_{2i} \Delta E_{t-i} + \sum \beta_{3i} \Delta M_{t-i} \\ & + \sum \beta_{4i} \Delta Y^*_{t-i} + \sum \beta_{5i} \Delta (r-r^*)_{t-i} + \sum \beta_{6i} \Delta e^*_{t-i} \\ & + \sum \beta_{7i} \Delta A_{t-i} + \gamma ec_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、 ec は誤差修正項であり、変数 Y は日本の実質 GDP、 G は実質政府支出、 M は実質マネーサプライ $M_2 + CD$ 、 Y^* はアメリカの実質 GDP、 $r - r^*$ は内外金利差、 e^* は実質為替レートおよび A は実質金融資産残高である。

その結果、資産変数を含む総支出関数の計量分析においては、誤差修正モデルによる総支出関数の推定がバブル期の日本経済に極めて良く適合すること、財政金融政策の相対的重要性については、(1) 資産変数を含めないで計量分析を行うと、金融政策の効果が過大に評価される危険があること、(2) 資産効果による IS 曲線と LM 曲線のシフトの合成結果として、財政政策の効果がプラスの方向に増幅されるとの指摘を行った。

3 モデルとデータ

3-1. モデル

計量分析のためのモデルである A-J 型の総支出関数（いわゆるセントルイス方程式）は、これまでわれわれが行ってきた研究（拡張モデルによる分析を行った廣江・伊藤 [1999] および廣江 [2000] 以前）と比較可能にするために A-J 型本来のシンプルな総支出関数を採用することにした。したがって、採用される総支出関数は、基本的には廣江 [1989] および伊藤・廣江・北川 [1990] で採用されたシンプルなセントルイス・モデルとなる。なお、中央銀行がマネーサプライをコントロールできるか否かに関する「マネーサプライ論争」には未だ決着がついていないが、本研究では金融政策によってマネーサプライのコントロールが

可能であるという前提に立って分析をすすめる。

したがって、経済活動水準を表す Y を従属変数とする誘導型としての総支出関数は、2通りの

$$Y_t = f(M_t, E_t) \quad (5)$$

$$Y_t = g(MB_t, E_t) \quad (6)$$

とする。

そこで、経済活動を表す尺度 Y として GNP（国民総生産）ではなく GDP（国内総生産）を採用する。また金融政策の尺度 M として、広義のマネーサプライ M_2+CD あるいはマネタリー・ベース（準備率調整済み） MB の2通りの場合、財政政策の尺度 E として、政府支出（公的需要）をそれぞれ採用する。

なお、次節で行われるモデルの具体的な推定式は、

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta E_{t-i} + u_t \quad (5)'$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta MB_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta E_{t-i} + u_t \quad (6)'$$

となる⁵⁾。

3-2. データと単位根および共和分の検定

以下で使用する変数記号とそれぞれのデータは次の通りであるが、マネタリーベース MB として準備率未調整の場合と準備率調整後の場合の2通りを考える。なお、標本期間は1985年第I四半期から2001年第I四半期までとする。

Y : 実質 GDP

E : 実質政府支出（=政府消費出+公的固定資本形成+公的在庫品増）

M : 実質マネーサプライ M_2+CD （平均残高）。ただし、季節調整値を GDP デフレーターによって実質化したもの。

MB : 準備率調整後のマネタリー・ベース（平均残高）。ただし、GDP デフレーターによって実質化したもの。

以上の各変数値はすべて単位10億円。ただし、実質値は1990年価格であり、フロー・データの Y 、 E 、 M および MB は季節調整値であり⁶⁾、年率の数字である。

第1表 レベル変数の単位根検定の結果

Test Statistics				
	Y	M	MB	E
Wtd.Sym.	-0.49144	-0.50384	-0.50384	-1.67303
Dickey-F	-1.90214	-2.60606	-2.74110	-0.95232
Phillips	-2.09004	-3.84448	-5.10515	-4.33705

P-values				
	Y	M	MB	E
Wtd.Sym.	0.99407	0.99384	0.85742	0.83055
Dickey-F	0.65356	0.27711	0.21942	0.95020
Phillips	0.96785	0.89553	0.81375	0.86614

Number of lags				
	Y	M	MB	E
Wtd.Sym.	6.00000	3.00000	3.00000	2.00000
Dickey-F	6.00000	3.00000	6.00000	3.00000
Phillips	6.00000	3.00000	6.00000	3.00000

第2表 階差変数の単位根検定の結果

Test Statistics				
	DY	DM	DMB	DE
Wtd.Sym.	-2.62280	-3.01743	-2.05208	-5.44246
Dickey-F	-2.50914	-2.80008	-1.66563	-5.29547
Phillips	-64.75163	-41.76614	-84.52082	-54.22639

P-values				
	DY	DM	DMB	DE
Wtd.Sym.	0.22284	0.081013	0.61222	0.000062722
Dickey-F	0.32341	0.19691	0.76569	0.000057675
Phillips	3.07205D-06	0.00064098	2.75466D-08	0.000036411

Number of lags				
	DY	DM	DMB	DE
Wtd.Sym.	9.00000	2.00000	6.00000	2.00000
Dickey-F	9.00000	2.00000	6.00000	2.00000
Phillips	9.00000	2.00000	6.00000	2.00000

資料出所は、経済企画庁『国民経済計算年報』の各年版および日本銀行『金融経済統計月報』の各月版である。

最初に、これらの変数についてまず単位根検定を行う。検定方法としては Weighted

Symmetric (tau) 検定 (Wtd.Sym)、Augmented Dickey-Fuller 検定 (Dickey-F)、Phillips-Perron 検定 (Phillips) の 3 つの方法を適用した。検定結果は、第 1 表（レベル変数の単位根検定結果）および第 2 表（1 次階差変数の単位根検定結果）に示した通りである。これらの結果は、すべての変数が $I(1)$ であることを示している。なお、表中の数値は統計量であり、括弧内は P-value を示す。

モデルに含まれる変数がすべて $I(1)$ であると判定されたので、つぎに A-J 型の総支出関数（セントルイス方程式）を構成するの各変数間（ $[Y, M, E]$ の場合、 $[Y, MB, E]$ の場合）の共和分関係を検定（共和分検定：Cointegration Test）する。検定方法と共和分ベクトルの推定方法として Engle-Granger の方法と Johansen の方法を採用する⁷⁾。これら 2 つの方法による結果は第 3 表および第 4 表に示す通りである。Engle-Granger の方法では、いずれ

第 3 表 Engle-Granger による共和分検定の結果： $[Y, M, E]$ の場合

Test Stat	P-value	Num. lags
-1.54898	0.88479	2.00000

Johansenによる共和分検定の結果： $[Y, M, E]$ の場合

Numlags	Opt:10
H0: $r = 0$	34.13598
P-val	0.027120
H0: $r \leq 1$	15.21645
P-val	0.11401
H0: $r \leq 2$	2.21580
P-val	0.53102
Num obs	53.00000
Log Like	593.15455
AIC	-18.53413

第 4 表 Engle-Granger による共和分検定の結果： $[Y, MB, E]$ の場合

Test Stat	P-value	Num. lags
-1.54898	0.88479	2.00000

Johansenによる共和分検定の結果： $[Y, MB, E]$ の場合

Num lags	Opt:10
H0: $r = 0$	33.46956
P-val	0.031735
H0: $r \leq 1$	12.54428
P-val	0.24146
H0: $r \leq 2$	0.49629
P-val	0.75429
Num obs	53.00000
Log Like	547.46353
AIC	-16.80994

の場合においても変数間に共和分の関係なしという帰無仮説は棄却できない。しかし Johansen の方法では、共和分の関係が存在すると判定される。このように2つの方法による結果は異ったが、ここでは Johansen の方法にもとづいて変数間には共和分の関係が存在すると考える。

3 因果関係分析

前節の考察にもとづいて A-J 型の総支出関数(セントルイス方程式)の推定を行う前に、グランジャー因果性テストを用いて経済活動の尺度である GDP(国内総生産) Y と財政政策の尺度である政府支出(公的要需) E および金融政策の尺度であるマネーサプライ M あるいはマネタリー・ベース MB などとの間の因果関係について検証する。

通常、グランジャーの方法による因果性テストを行う際には、経済変数が定常であることを前提とするが、非定常な場合には階差モデルか、あるいは近年の時系列分析における成果を取り入れた誤差修正モデルが適用される。

しかし、近年において、これまでの方法に比べてより簡便で実用的な2つの方法が Toda-Phillips [1993] と Toda-Yamamoto [1995] によってそれぞれ提案されている。これらの方法は、日本でも小林 [1995] や宮越 [1996] をはじめとする先行研究および廣江 [1998] や伊藤・南波 [1998] によって紹介され、GDP などの実体経済変数とマネーサプライなどの金融変数の間の因果関係分析に適用されている⁸⁾。したがって以下では、これら Toda-Phillips の方法と Toda-Yamamoto の方法を適用して因果性テストを行うことにする。

さて、両方法ともレベル変数による VAR モデルの推定結果から得られるワルド統計量を用いて因果性の検証が行われるが、Toda-Phillips の方法が共和分関係ありの条件付きであるのに対して、Toda-Yamamoto の方法は単位根や共和分に関する事前のテストを行うことなく適用できるという特徴をもつ⁹⁾。

ここでは総支出関数を構成する $[Y, M, E]$ と $[Y, MB, E]$ の2組の3変量 VAR モデルに上記の Toda-Phillips と Toda-Yamamoto によって提案された2通りの因果性テストを適用して、各変数間の因果関係を検証する。なお標本期間は前節で採用した1985年第 I 四半期から2001年第 I 四半期であり、ラグの長さは AIC 基準などを参考にして7期を選択する。

最初に、変数間に共和分が存在することを前提とする Toda-Phillips の方法で検証する。このテスト結果が第5表(1)と(2)である。表の数値は表中の左の欄に示される変数から上の欄に示される変数への因果性を検定するワルド統計量であり、カッコ内の数値は χ^2 乗分布の裾の確率を示す P-value である。

つぎに、事前に単位根や共和分の検定を必要としない Toda-Yamamoto の方法で検証する。

第5表 因果性テストの結果：Toda-Phillipsの方法

(1) $[Y, M, E]$ の場合

	Y	M	E
Y		7.14235 (0.028123)	16.00209 (0.0003351)
M	23.74145 (6.99213D-06)		18.27030 (0.00010781)
E	20.13496 (0.000042437)	13.17615 (0.0013767)	

() 内は P-value

(2) $[Y, MB, E]$ の場合

	Y	MB	E
Y		31.11325 (1.75325D-07)	17.22909 (0.00018145)
MB	17.91037 (0.00012907)		39.73840 (2.34918D-09)
E	17.25144 (0.00017943)	37.00186 (9.22887D-09)	

() 内は P-value

第6表 因果性テストの結果：Toda-Yamamotoの方法

(1) $[Y, M, E]$ の場合

	Y	M	E
Y		2.19469 (0.33376)	10.41092 (0.0054865)
M	23.57103 (7.61405D-06)		15.16595 (0.00050905)
E	25.71206 (2.61035D-06)	6.87999 (0.032065)	

() 内は P-value

(2) $[Y, MB, E]$ の場合

	Y	MB	E
Y		4.03178 (0.13320)	10.70320 (0.0047406)
MB	19.10622 (0.000070980)		14.40984 (0.00074292)
E	20.68359 (0.000032256)	67.06276 (2.73846D-15)	

() 内は P-value

この場合のテスト結果が第6表 (1) と (2) である。

Toda-Phillipsの分析方法を用いた場合、 $[Y, M, E]$ についての第5表 (1) のテスト結果を整理すると、つぎのようになる。検証対象となる各変数間には高度に有意な双方向の因果性が認められる。また $[Y, MB, E]$ についての第5表 (2) のテスト結果を整理すると、つぎのようになる。金融政策の尺度をマネーサプライ M とした場合と同様に検証対象となる各変数間には高度に有意な双方向の因果性が認められる。

これに対して Toda-Yamamoto の分析方法を用いた場合、 $[Y, M, E]$ についての第6表 (1) のテスト結果を整理すると、つぎのようになる。GDPYからマネーサプライ M への因果性が認められないことを除いて、検証対象となる他の各変数間には高度に有意な双方向の因果性が認められる。また $[Y, MB, E]$ についての第6表 (2) のテスト結果を整理すると、つぎのようになる。この場合にも、GDPYからマネーサプライ M への因果性が認められないことを除いて、各変数間には高度に有意な双方向の因果性が認められる。

以上の分析結果にもとづいて、本研究では財政金融政策が实体经济に影響を及ぼすという総支出関数が示す因果性は正当化されるものとする¹⁰⁾。

4 A-J型総支出関数(セントルイス方程式)の推定

モデルの推定に際しては、近年の時系列分析の成果を考慮して、単位根検定および共和分検定を行い、その結果にもとづいて誤差修正モデル(この場合、(4)式または脚注5で示されるような総支出関数)の適用が検討される。しかし、他の方法として、モデルに含まれる変数がすべて非定常であっても見せかけの回帰を回避できるCochrane-Orcutt法によるモデル推定も可能である¹¹⁾。これらの方法でA-J型総支出関数を推定することにする。

いずれの推定モデルも分布ラグ・モデルであるとし、アーモン・ラグ推定法を併用する。以上から、ここでの具体的な推定式は前節で示した(5)'式および(6)'式である。

使用するデータと標本期間は前節と同じ1985年第I四半期から2001年第I四半期までである。なおラグをどこまで含めるかは、各変数について3期から12期までのラグをとってSBICおよびAIC基準による長さの選択も参考にしつつ、決定係数およびt統計量にもとづいて最も良好な推定結果が得られる場合のラグを選択することとした。その結果、金融政策の尺度をマネサプライ*M*とする場合あるいはマネタリー・ベース*MB*とするいずれの場合にも、ラグは5とした。また財政政策の尺度である政府支出*E*については、金融政策の尺度の選択にかかわらず、ラグは4とした。

本研究の主要目的であるA-J型総支出関数(セントルイス方程式)の推定に関して、誤差修正モデルの適用も考慮し、その際の共和分ベクトルとしてJohansen推定の比較的経済的に意味があると思われるベクトルを採用して推定を行った。しかし、誤差修正モデルを適用した場合、良好な結果が得られなかった¹²⁾ので、Cochrane-Orcutt法を適用した場合のみを($[Y, M, E]$ 、 $[Y, MB, E]$)掲載することにした。推定結果は、つぎの通りである。また第7表は、その際のラグ付き説明変数の推定結果を掲載したものである¹³⁾。

(推定結果の吟味)

それでは、以上のようなA-Jによる本来のセントルイス型の総支出関数、いわゆるセントルイス方程式の推定結果にもとづいて、財政・金融の両政策効果をどのように評価すべきであろうか。決定係数の低さを考慮すると、本研究で試みたA-Jによる本来のセントルイス型の総支出関数は一考を必要とするかもしれない。したがって、分析結果はあくまでも参考結果として止めておく。

推定結果から見て、財政政策と金融政策の相対的有効性は如何なるものであったかということである。それには、総支出関数の説明変数であるマネーサプライまたはマネタリー・ベースと政府支出の係数推定値の合計(経済活動の尺度であるGDPに対する各説明変数の総効果： $\sum \beta_i$ 、 $\sum \gamma_i$)を比較すればよい。

第7表 Cochrane-Orcutt による推定結果

（金融政策の尺度：マネーサプライの場合）

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum \beta_i \Delta M_{t-i} + \sum \gamma_i \Delta E_{t-i} + u_t \quad (5)'$$

Adjusted R-squared= 0.391329

Durbin-Watson statistic=2.02812

Rho (autocorrelation coef.)=-0.234279

Standard error of rho=0.129912

係数推定値	t 値	係数推定値	t 値
$\beta_0=0.1221$	1.3328	$\gamma_0=1.1650$	4.1188
$\beta_1=0.1206$	2.7042	$\gamma_1=0.3907$	2.4561
$\beta_2=0.1210$	2.0211	$\gamma_2=0.0576$	0.3168
$\beta_3=0.1234$	2.0496	$\gamma_3=0.1655$	1.0508
$\beta_4=0.1277$	2.5786	$\gamma_4=0.7146$	2.7087
$\beta_5=0.1340$	1.3195		
$\sum \beta_i=0.7488$	5.193	$\sum \gamma_i=2.493$	3.723

（金融政策の尺度：マネタリー・ベースの場合）

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum \beta_i \Delta MB_{t-i} + \sum \gamma_i \Delta E_{t-i} + u_t \quad (6)'$$

Adjusted R-squared= 0.244056 Durbin-Watson statistic=2.01844

Rho (autocorrelation coef.)=0.140999

Standard error of rho=0.132296

係数推定値	t 値	係数推定値	t 値
$\beta_0=1.2616$	3.4996	$\gamma_0=0.9990$	2.9862
$\beta_1=0.9148$	2.0228	$\gamma_1=0.3457$	1.6074
$\beta_2=0.6259$	1.1975	$\gamma_2=0.0863$	0.3705
$\beta_3=0.3947$	0.7579	$\gamma_3=0.2209$	1.0460
$\beta_4=0.2212$	0.3496	$\gamma_4=0.7495$	2.1808
$\beta_5=0.1055$	0.0993		
$\sum \beta_i=3.524$	1.482	$\sum \gamma_i=2.401$	2.474

しかし、金融政策の尺度をマネタリー・ベース MB とした場合には、決定係数が一段と低くなること、またマネタリー・ベースのラグ係数推定値（sum of lag coefficient）の有意性に問題が発生することから、分析結果の掲載のみに止めておくことにする。

したがって、 $[Y, M, E]$ の場合におけるマネーサプライと政府支出の係数推定値を比較すると、後者のラグ係数合計値の方が前者の値より大きい。これまでのわれわれの研究成果と同じく金融政策は有効であるが、日本においてはアメリカの場合と異なり、財政政策の有効性が高いということが特徴となっている。これは、本研究の分析対象である1985年以降の戦後類をみない激動の日本経済のもとで制度改革や構造変化を生起させてきた期間を考えると、きわめて興味深いことと言えよう。

なお、セントルイス型の総支出関数を巡る問題の一つに誘導型アプローチそのものに関する批判があるが、そのアプローチが依然として有効であるとの廣江・伊藤〔1999〕での論及から本研究でも採用した¹⁴⁾。

5 むすび

これまで財政金融政策の効果については、多くの研究者によって、理論的・実証的分析が行われてきた。とくに実証的な研究としては、IS-LMモデルから導出される誘導型としての総支出関数アプローチ（セントルイス方程式）がケインジアン対マネタリスト論争に大きな波紋を投げかけることとなり、日本においてもこれを巡って多くの研究が行われてきた。

本研究では、伊藤・廣江 [1976] にはじまるわれわれの一連の研究成果を踏まえて、A-J によって考案・適用されたセントルイス方程式の原型に近い型の総支出関数を1985年以降にはじまる日本の激動の経済に再度適用して、財政政策と金融政策の有効性に関する検討を試みたものである。

その結果、これまでのわれわれの研究結果とほぼ同じ分析結果が得られた。1985年以降の激動の日本経済を考えると、きわめて興味ある結果と言えよう。しかし本研究での分析は、廣江・伊藤 [1999] で展開された資産効果を含むオープンマクロ・モデルでの理論考察をベースとした分析とはなっていない点に十分注意する必要がある。また、本研究の分析期間が財政改革や金融制度改革を伴う激動期であることに対する分析上の考慮を十分行っているものとは言えないなど、依然多くの問題点を残したものとなっている。したがって、これらの点を踏まえた研究が必要であることは言うまでもなく、本研究はあくまでも出来る限り原型に近いセントルイス・モデルの適用による分析であることを断るものである。

注

*) 本研究は、2003年度関西大学学部共同研究助成金の助成を受けたものである。記して謝意を表したい。

- 1) この論争の経緯の詳細については、伊藤・廣江 [1976]、廣江 [1989] および伊藤・廣江・北川 [1990] を参照。
- 2) A-J [1968] は、財政政策よりも金融政策の方が大きく、かつ速いという分析結果を踏まえて経済安定化政策における金融政策の重要性を主張したのである。A-J [1968] および伊藤・廣江 [1976] 参照。
- 3) これらの詳細については、伊藤・廣江・北川 [1990] を参照。
- 4) 伊藤 [1976] では、経済活動水準を表す尺度として、国民総支出ではなく鉱工業生産指数が採択されて分析が行われた。
- 5) 誤差修正モデルを適用する場合には、(5)'式は

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta E_{t-i} + \delta ec_{t-i} + u_t$$

となる。なお、 ec は誤差修正項である。

- 6) 変数すべて季節調整系列を用いている点に関して、時系列データの原系列は定常であるにもかかわらず、季節調整系列を用いると、Dickey-Fuller 検定および Phillips-Perron 検定では単位根を持つと判断しやすいという Ghysels and Perron [1993] の研究がある。しかし一方では、季節変動を伴う原系列を

用いて回帰分析を行った場合、各々の非季節変動の間に存在する真の関係が正しく推計されないという指摘がある。したがって以下の分析では、使用される変数の系列もすべて $I(1)$ であると判断した上で、これらの系列については季節調整済みデータを使って分析することとする。

- 7) 共和分ベクトルについての他の推定方法としては、Hansen [1992] の方法がある。
- 8) 廣江 [1998] では、Toda-Phillips と Toda-Yamamoto の 2つの方法と誤差修正モデルによる因果性テストを使用して金融変数と実体経済変数間の因果関係の検証を行っている。また、廣江 [1997a]・[1997b] では、誤差修正モデルによる因果性テストのみを使用した検証を行っている。
- 9) これらの方法についての詳細については、廣江 [1998] や伊藤・南波 [1998] を参照。
- 10) 廣江・伊藤 [1999] においても、拡張された総支出関数を構成する 7 変量 VAR モデルでの因果性テストの結果を得たうえで、総支出関数の推定作業が行われている。
- 11) この点については、Hamilton [1994]、p.561-562、および廣江・伊藤 [1999]、246ページ参照。
- 12) 詳細に述べると、 $[Y, M, E]$ の場合には Johansen 推定の10番目のベクトルが比較的経済的に意味があると判断し、それを採用したが、 $[Y, MB, E]$ の場合には符号条件などに問題がありと考えられたので誤差修正項モデルによる推定を行わなかった。しかし、前者の場合においても、結果として良好な結果が得られなかったため、Cochrane-Orcutt 法を適用することとなった。
- 13) 階差変数でなく、レベル変数表示の総支出関数の推定では、決定係数は大きく改善されることになったが、ここでの本来の目的ではないので、その分析結果は割愛することとした。
- 14) 養谷教授などによる誘導型アプローチに対する批判に応えたものである。廣江・伊藤 [1999]、6-8 ページを参照。

参考文献

- Andersen L. C. and K. M. Carlson [1970], "A Monetarist Model for Economic Stabilization," *St. Louis Review*, Apr. (St. Louis Review, Vol.68, No.8. pp.45-66; reprint)
- Andersen L. C. and J. L. Jordan [1968], "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance Stabilization," *St. Louis Review*, Nov. (St. Louis Review, Vol.68, No.8. pp.29-44; reprint)
- Ghysels E. and P. Perron [1993], "The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Test for a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol.55, No.1-2.
- Hamilton, J. D. [1994], *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, B. E. [1992] "Test for Parameter Instability in Regressions with $I(1)$ Process," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.10, No.3.
- Maddala, G. S. [1992], *Introduction to Econometrics*, 2nd edition, Prentice-Hall.
- Pagano, M. and R. J. Hartley [1981], "On Fitting Distributed Lag Models Subject to Polynomial Restriction," *Journal of Econometrics*, Vol.16, No.2.
- Toda, H. and P.C.B. Phillips [1993], "Vector Autoregressions and Causality," *Econometrica*, Vol.61.
- Toda, H. and T. Yamamoto [1974], "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, Vol.66.
- 伊藤史朗・廣江満郎・北川雅章 [1990] 「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—」『経済学論叢』第41巻第3号。
- ・南波浩史 [1998] 「金融政策の波及経路—グランジャー因果性テストによる実証分析—」『経済学論叢』第49巻第4号。
- 小川一夫 [2003] 『大不況の経済分析』日本経済新聞社。
- 小佐野広・本多佑三編著 [2000] 『現代の金融と政策』日本評論社。
- 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。
- 木村武・小林洋史・村永淳・鶴飼博史 [2002] 「ゼロ金利制約の下でマネタリーベースの増加が日本経済にもたらした効果：実証分析」『日本銀行調査月報』日本銀行調査局。

- 黒木祥弘 [1996]『金融政策の有効性』東洋経済新報社。
- 小林孝次 [1993]「マネーサプライのコントロールと産出高への影響—最新の方法によるグレンジャー因果性の検定—」『創価経済論集』第24巻第3号。
- 小宮隆太郎・日本経済研究センター編 [2002]『金融政策論議の争点』日本経済新聞社。
- 佐志田晶夫 [1988]「総支出関数の計測結果について」『日本経済研究』No.12。
- 新保生二 [1979]『現代日本経済の解明』多賀出版。
- [1980]「マネタリストモデルによる日本経済分析の有効性」『週間東洋経済：近代経済学シリーズ』（東洋経済新報社）No.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）7月。
- 中原伸之 [2002]『デフレ下の日本経済と金融政策』東洋経済新報社。
- 廣江満郎 [1989]「セントルイス・モデルの再考—Pagano-Hartley法の適用をめぐって—」『大阪商業大学論集』（大阪商業大学）第84号。
- [1997a]「金融政策と金融指標の選択」『経済論集』（関西大学）第46巻第5号。
- [1997b]「信用と実体経済」『経済論叢』（同志社大学）第48巻第3号。
- [1998]「マネーサプライ $M_2 + CD$, 銀行貸出と実体経済変数—グランジャーの因果性テストを中心として—」『経済論集』（関西大学）第47巻第6号。
- ・伊藤 [1999]「開放経済体系における資産効果と財政金融政策—誘導型アプローチによる計量的分析—」（関西大学）第49巻第2号。
- [2001]『資産効果と財政金融政策—資産効果に関する理論・実証分析—』関西大学出版。
- 深尾光洋・日本経済研究センター編 [2000]『金融不況の実証分析』日本経済新聞社。
- 深尾光洋・吉川洋 [2000]『ゼロ金利と日本経済』日本経済新聞社。
- 細野薫・杉原茂・三平剛 [2001]『金融政策の有効性と限界—90年代日本の実証分析—』東洋経済新報社。
- 蓑谷千鳳彦 [1997]『計量経済学』多賀出版。
- 宮越龍義 [1996]「金融変数から実物変数への因果性検定—金融自由化の影響」『ファイナンス研究』第21号。