

日本経済に関する通貨量と実質 産出量の関係について

—LSW 命題の実証を巡って*

翁 邦雄**

1. はじめに
2. LSW 命題と Barro (1977) の実証手法
3. 日本経済に関する LSW 命題の実証
4. おわりに—今後の課題

1. はじめに

通貨量と所得の関係は、ケインジアンと非ケインジアンとの論争の中で常に1つの焦点となってきたが、ケインジアンが主として構造型の計量経済モデルを分析用具としてきたのに対し、マネタリストはセント・ルイス連銀モデルに代表される誘導型モデルや時系列モデルを分析用具として発展させてきた。

後者の継承と考えられる実証研究の1970年代以降の展開には2つの大きな流れがある。第1のタイプの実証研究はGrangerの因果関係の概念を用い、主として通貨量と名目所得の関係を把握しようとするものである。このタイプの実証研究の関心は、Friedman-Schwartz (1963)の通貨量と名目所得の時間的前後関係に関する実証の延長線上にあり、その意味で正統的なマネタリストの問題意識に沿った発展とみることできる。具体的な実証手法として最も影響力の大きかったのはSims (1972)のSims Test

であり、その後、Variance Decomposition (分散分解)等さまざまな展開がみられた。¹⁾

第2のタイプは、Lucas-Sargent-Wallace 命題 (= 予期された通貨量変動は、長期的のみならず、短期的にも実体経済活動に何ら影響を与えない) の実証的妥当性を検討しようというものである。これはマネタリストの中でも合理的期待論者の問題意識に立つものであり金融的景気循環論の考え方と並行して関心と呼んできた。具体的な実証方法の発展は、実質産出量の変動を予期された通貨量の変動と予期せざる通貨量の変動で説明しようとしたBarroの研究 (Barro (1977)) が出発点となっている。その後Small (1979)、Leiderman (1980)、Fischer (1980)、Mishkin (1983)等により、誘導型モデルの頑健性、計測式誤差項の外生性、観測同等性、賃金契約に関する仮定の問題等、経済理論・計量分析手法両面からBarro (1977) の実証手法に対する批判と方法的改良の提案がなされてきた。

* 本論文の作成過程において、一橋大学 刈屋武昭教授、東京大学 国友直人助教授、横浜国立大学 浅子和美助教授、京都大学 有賀健助教授から有益なコメントをいただいた。

** 筑波大学助教授 (日本銀行金融研究所より出向中)。

1) 第1のタイプの展開の詳細については、翁 (1985) 参照。

上記第2のタイプの実証研究は日本経済についても多くの成果があり、最近では、分析の前提となる統計的諸仮定（データの定常化処理、季節性・トレンド処理等）の妥当性にまで踏み込んだ実証研究がなされている。

本論文の目的は、日本経済に関するLSW命題ないし金融的景気循環論の妥当性についての実証研究の展開をサーベイし、その現状を解説することである。従って対象とする諸研究は日本経済に関するものが中心になるが、方法論上の展開を検討する必要上、米国等についての実証結果にも触れることとする。

本論文の構成は次の通りである。

まず、2. では、LSW 命題の依拠する Lucas-Sargent-Wallace 型の古典派モデルについて説明し、次いで、LSW 命題の実証研究の出発点となった Barro (1977) の実証方法の概略を述べる。

3. では、日本経済に関する LSW 命題の実証研究をサーベイする。Barro (1977) の実証研究はさまざまな方法論等の議論を呼んだ。日本経済に関する LSW 命題の実証の展開も、それぞれにこうした論点を踏まえるかたちで行われており、本論文ではそれらの論点に即して実証研究を紹介する。

はじめに、Barro の方法をほぼ踏襲した研究、ないしは Barro の方法の大枠を認めた上で、マネーサプライ予測方程式や産出量方程式の定式化を精緻化させた研究をサーベイする。このタイプの研究としては、Pigott (1978)、瀬尾・高橋 (1982) がある。

これらの実証研究に対する批判としては、第1に誤差項の外生性の仮定に対する批判がある。一般に実質産出量はさまざまな要因に依存し得る。LSW 命題の前提となる Lucas 型供給関数が想定しているように、実質産出量が「予期せざる価格変化」のみの関数であるとしても、

予期せざる価格変化は、「予期せざる通貨量の変化」のみならず、「予期せざるその他変数の変化」にも依存する。ところが、Barro 型の実証では通貨量の予測誤差以外の変数を説明変数リストから落としているため、誤差項の外生性が確保されず、計測結果に偏りが生じている可能性がある。Hamada-Hayashi (1985) の計測結果の一部はこの点を考慮したものと考えることができる。

第2の観点は Fischer (1980) 等が主張する賃金の硬直性の問題を重視する立場である。すなわち、仮に労働契約が長期間にわたるものであれば、その契約期間内では賃金が硬直的である。換言すれば、人々の期待は契約期間中は賃金契約時点での水準に「凍結」されるため、LSW 命題は成立しなくなる。日本経済に関して言えば、賃金水準が春闘で決定され、翌春闘まではその契約が維持されると近似すべきか、それともボーナス・時間外手当等の変動によって賃金は伸縮的であり均衡が常に達成されていると考えるのがよいか、という点が重要である。この点に着目して日本経済の実証分析を行った例として谷内 (1982) の研究を紹介する。

第3の観点として、LSW 命題の実証における季節性・トレンド処理の重要性を取り上げた Parkin (1984) の実証を紹介する。Parkin は、LSW 命題を内包する古典派モデルと Fischer - 谷内的な事前期待モデルの優劣を Granger の因果関係を用いて実証しようと試みている。そして、その実証結果が季節性・トレンド要素といった要因の取扱いに大きく左右されることを示し、先行の研究結果の多くが用いている移動平均型の季節調整法を改めると、(LSW 命題を含む) 古典派モデルの方が日本経済をよりよく説明する、としている。ここではその論点を紹介するとともに、Granger の因果関係による LSW 命題の実証は、特定のタイプの古典派モ

デルに対してのみ有効であること等 Parkin (1984) の結果を評価する上で必要な留保事項を示す。

第4の観点として、Barro が合理的期待を仮定しながら、実証研究では合理的期待から生ずるマネーサプライ予測方程式と産出量方程式間の係数制約を十分に生かしていない、という問題を重視する立場がある。この立場から新しい実証方法を開拓したのは、Mishkin (1983) に集約される Mishkin の一連の研究であるが、日本経済に関してこの方法を応用した実証例として Gochoco (1985) の研究を取り上げる。

以上の実証結果のサーベイから得られる結論を予め要約すると以下の通りである。

① 日本経済に関する LSW 命題の Barro-Mishkin 型の実証手法に基づく検定結果は

- i) 産出量方程式・マネーサプライ予測方程式の現実に即した精緻化 (瀬尾・高橋 (1982)、Hamada-Hayashi (1985) 等)、
- ii) 誤差項の外生性・系列相関についての仮定の緩和 (Hamada-Hayashi (1985))、
- iii) より効率的な推定法の採用 (Gochoco (1985))、

といった実証上の改良が進められる中で、一貫して、LSW 命題の不成立を示唆している。

② Granger の因果関係を用いた Parkin (1984) の実証は、原計数データを用いた場合には LSW 命題に対して肯定的な結果が得られることを示している。但し、これは、

- i) Parkin (1984) 等における Granger の因果関係を用いた実証研究は、特定の単純な総供給関数を有する古典派モデルに対応する LSW 命題の検定であって、必ずしも一般的な Lucas 型の古典派モデルに対応する検定とはなっていない、
- ii) Granger の因果関係を用いた実証結果が季節調整法の選択に対して敏感であるこ

とは、必ずしも前記の Barro-Mishkin 型の検定結果が季節調整法の選択に対して敏感であることを意味しない。現に、Gochoco (1985) の結果は原計数と季節調整データのいずれの場合にも LSW 命題が棄却されることを示唆している、

等の点から、先行した研究結果を覆し得るだけの説得力を持っているとはいえない。

- ③ 谷内 (1982) 及び Gochoco (1985) の研究結果は LSW 命題の不成立について2つの異なった説明を提供している。すなわち、谷内 (1982) の結果は春闘に基づく年間賃金契約が存在するため Barro 型の合理的期待の仮定が満たされず、LSW 命題が棄却されていることを示唆し、Gochoco (1985) の結果は LSW 命題の棄却は貨幣の中立性の仮定が満たされていないためであることを示唆している。もっとも、これらの結果は各々先験的に選ばれたラグの長さやトレンド処理の方法等多くの仮定に依存しており、各々の枠組みの中でも更に検討が必要である。

最後に4.では、今後検討すべき課題として、

- ①期待形成の際の情報集合の問題、②自由度の問題、③観測同等性の問題、④価格機能の問題等があることを指摘する。米国における実証例からみてこれらの点を明示的に考慮することは、LSW 命題にとって一層不利な要素となる可能性が強いが、これまでの LSW 命題の実証を補完し、日本経済の作動特性に関する理解を一段と深める上で、これらの諸点を検討することは極めて有益であるといえよう。

2. LSW 命題と Barro (1977) の実証手法

LSW 命題の実証的検討の出発点となった Barro (1977) の中で Barro は、「予期せざる通貨量の変動のみが実物的影響を持つ」という命

題 (LSW 命題) は、その理論的根拠である Lucas, Sargent, Wallace, Barro といった人々の構築した合理的期待に基づくマネタリーなモデルの枠組みを超えたより一般的な内容を持つもの、との立場をとっている。²⁾ Barro (1977) はこうした考え方に基づき、実証分析を行うに当たって、通貨量と実質産出量の誘導型方程式から出発しており、その背後にあるモデルはブラック・ボックスとして扱われている。

このように Barro (1977) が構造をブラック・ボックスとして、誘導型方程式を直接実証の基礎としたことは、後に問題となった誤差項の外生性の問題ないし観測同等性の問題発生との伏線となったと考えられる。本章ではまず、LSW 命題を導く標準的な合理的期待モデルとその性質を説明し、次いで Barro (1977) の実証手続きを説明する。

(1) 古典派の合理的期待型マクロモデル

まず、LSW 命題が成立する前提条件を整理するため、LSW 命題を導き得る最も簡単なマクロモデルとして次のようなものを考える。

$$y_t^s = \alpha (P_t - E_{t-1}P_t) + u_{1t} \quad \alpha > 0, \quad \text{総供給関数 (1)}$$

$$y_t^d = m_t - P_t + u_{2t} \quad \text{総需要関数 (2)}$$

$$y_t^s = y_t^d \quad \text{需給均衡条件 (3)}$$

但し、 y_t^s と y_t^d は実質産出量の供給と需要であって自然失業率に対応する均衡産出量から

の乖離として定義する。³⁾

また、 m_t は通貨供給量、 P_t は一般物価水準、 u_{1t} 、 u_{2t} はホワイト・ノイズである。 $E_{t-1}P_t$ は $t-1$ 期に形成される t 期の物価予想値であり、これは合理的期待の仮定から $t-1$ 期に利用可能な全情報に基づく数学的期待値と一致している。変数は、いずれも対数表示（特に断らない限り以下同じ）とする。

(1)式は Lucas 型供給関数と呼ばれるものであり、その基本的な考え方は、財の生産者（供給主体）は一般物価水準の予期せざる上昇を相対価格の変化と誤認するため、予期せざる物価上昇が生ずると実質産出量が増大することになり、この結果両者に正の相関が生ずる、というものである（この関係は一種のフィリップス曲線とも解釈できる）。

(2)の総需要関数は、通貨需要が利子非弾力的な「マネタリストの世界」を想定していると解釈できる点で、通常の IS-LM 分析から導かれる総需要関数とは異なる。⁴⁾ すなわち、ここでは、LM 曲線は第 1 図のように垂直となっており、IS 曲線の役割は利子率の決定に限定され、実質総需要は所与の価格水準の下において通貨供給量の上に依存する。

(1)、(2)式が一致するという需給均衡条件(3)から

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1}m_t \quad (4)$$

$$y_t = a(m_t - E_{t-1}m_t) + V_t \quad (5)$$

2) "The hypothesis that forms the basis of this empirical study is that only unanticipated movements in money affect real economic variables like the unemployment rate or the level of output. This hypothesis is explicit in 'rational expectation' monetary models, such as those of Robert Lucas (1972, 1973), Thomas Sargent and Neil Wallace, and the author (1976a). However, the proposition that only the unanticipated part of money movements has real effects is clearly more general than the specific setting of these models (Barro (1977) p.101)."

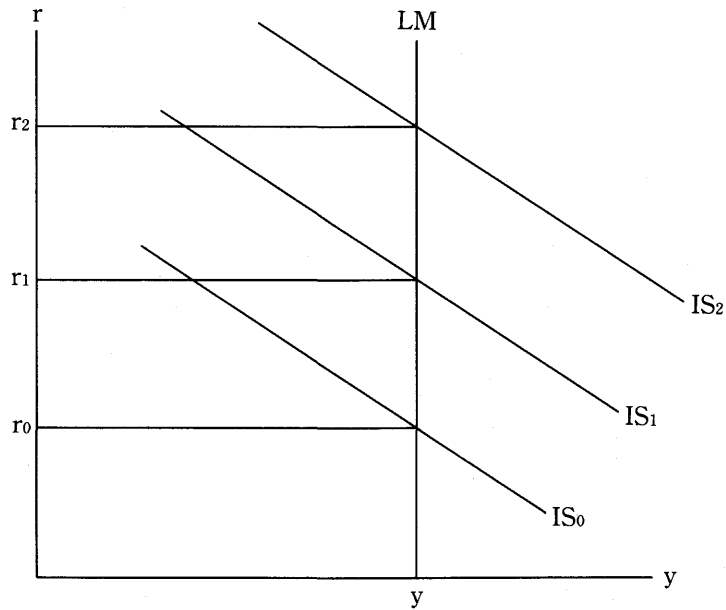
3) すなわち、自然失業率に対応する産出量（自然産出量）を $\bar{Y}_t$ 、実際の産出量を Y_t とするとき

$$y_t = Y_t - \bar{Y}_t$$

を意味する。

4) IS-LM 分析の枠内でマネタリストの考え方を整合的に理解しようとするとは通貨需要の利子非弾力性が必要条件となる。この点については例えば吉川 (1984) 参照。

第1図 マネタリスト的IS-LM曲線



が得られる。但し、 $a = \frac{\alpha}{\alpha+1}$ 、 $V_t = \frac{\alpha}{\alpha+1} u_{2t} - \frac{1}{\alpha+1} u_{1t}$ である。

(5)式は、実質産出量 Y_t の自然産出量 $\bar{Y}_t$ からの乖離 y_t は、(物価の予期せざる変動を引き起こす) 通貨量の予期せざる変動とランダムなショックのみに依存していること、すなわち LSW 命題が成立していることを意味する。ここで、このモデルにおいて LSW 命題を成立させている条件は、

- ① 一般物価の予測誤差のみに依存する総供給関数
- ② 合理的期待
- ③ マネタリスト的総需要関数

であり、予期された通貨量変動は、短期的にも実体経済活動に影響を与えないという狭義の

LSW 命題は、3つの仮説の複合仮説と考えるのが自然である。⁵⁾ 従って、LSW 命題を Modigliani 流に「マクロ合理的期待仮説」と呼ぶのは、合理的期待のみに焦点を当てた呼称である点でややミス・リーディングであるといえようし、また、金融政策無力命題と呼ぶのはここでの実証対象が実質産出量と通貨量のみであり、通常中央銀行が第一義的政策目標として考えている物価が対象外である点を考慮すると、やはりミス・リーディングである、といえる。

(2) Barro (1977) による LSW 命題の実証

(5)式のような誘導型モデルに基づいて、LSW 命題の現実妥当性を実証するためには、 $t-1$ 期に利用可能な情報を用いて m_t を予測

5) 広義の LSW 命題は財政政策も含め、「予期された政策変数の変化は長期的のみならず、短期にも実体経済活動に影響を与えない」というものである。本論文では、多くの「LSW 命題の実証」が財政支出を明示的に考慮していない点に鑑み、狭義の LSW 命題から出発する。なお、この点に関連してマネタリスト的総需要関数を明示的に仮定していると考えた代わりに通常の総需要関数を想定しているが、財政支出等の要因は、ランダムに変動していると仮定していると考えられることも可能である。この場合にはこの仮定の実証的妥当性が問題となる。これらの点については 3.(3)参照。

し、実質産出量の変動を通貨量水準及び通貨量の予測誤差で説明する回帰式を推定、各々の説明変数の係数の有意性を検定すればよい、というのが Barro の考え方である。すなわち、まず、通貨量の決定ルール（ないし予測方程式）

$$m_t = Z_{t-1} \theta + u_{3t} \quad (6)$$

を推定し（但し、 Z_t は m_t のラグ値や財政支出等の外生変数からなるベクトル、 θ はパラメター・ベクトル、 u_{3t} はホワイト・ノイズ）、これに基づく通貨量の予測値

$$E_{t-1}m_t = Z_{t-1} \theta$$

を計算する。これを用いて、

$$y_t = a(m_t - E_{t-1}m_t) + bE_{t-1}m_t + V_t \quad (7)^6$$

を推定し、 $a > 0$ 、 $b = 0$ という結果が得られるかどうかを検定すればよいと考えるのである。

なお、これまでは説明の便宜のために、最も単純な Lucas 型供給関数を用いて議論したが、より一般的な総供給関数は

$$y_t = \sum_{i=0}^n \alpha_i (P_{t-i} - E_{t-i-1}P_{t-i}) + u_{1t} \quad (1)'$$

で与えられる。この場合、予期せざる物価の変動が例えば資本あるいは在庫といったストック変数に影響を与える結果、長期的にも実質産出量に影響を及ぼすことが仮定されている。実証に際しては、(1)' が前提されるのが普通で、このとき、誘導型の産出量方程式は

$$y_t = \sum_{i=0}^n a_i (m_{t-i} - E_{t-i-1}m_{t-i}) + \sum_{i=0}^{n'} b_i E_{t-i-1}m_{t-i} + v_t \quad (7)'$$

となり、 a_i ($i = 1, \dots, n$) 及び b_i ($i = 1, \dots, n'$) の有意性の検定 (F 検定) が行われる。但し、このような総供給関数の一般化の結果と

して、いわゆる観測同等性の問題が発生し得る点に注意する必要がある。⁷⁾

Barro は上記の考え方に基づく一連の研究 (Barro (1977, 1978)) の結果、米国においては、予期せぬ通貨量変動のみが失業率ないし実質産出量に影響を与え得る、という LSW 命題の妥当性を実証的に主張した。

この一連の研究は大きな反響を呼び、カナダ、英国、スイス、日本等について Barro 型の実証が行われた（例えば Wogin (1980)、Pigott (1978)）。一方、Small (1979)、Fischer (1980)、Mishkin (1983) 等が Barro の研究手法等を批判し、これが更に新しい実証研究を刺激する、という発展がみられた。

以下では、日本経済に関する LSW 命題の実証研究の発展に即して、Barro 型の研究の理論的・計量経済学的問題点を整理しつつ、通貨量と実質産出量の関係について考えてみることにしたい。

3. 日本経済に関する LSW 命題の実証

日本経済に関する LSW 命題の実証は Barro (1977) の手法を踏襲した Pigott (1978) が出発点となっているが、その後、瀬尾・高橋 (1982)、谷内 (1982)、Parkin (1984)、Hamada-Hayashi (1985)、Gochoco (1985) 等の研究が発表されている。以下では、これらの含意と問題点を順次紹介する。

(1) Pigott (1978) による Barro 型の実証

我が国経済に関して Barro 型の実証を試みた最初の例は Pigott (1978) である。Pigott は第 1 表のマネーサプライ (M_1) 予測方程式に基づいて、通貨量の変動を予期されていた部分と

6) 但し、Barro (1977) の研究では $bE_{t-1}m_t$ の代わりに bm_t が用いられている。

7) この点については 4. で検討する。

予期されていなかった部分に分け、これらの実質 GNP と鉱工業生産に対する影響を計測した (第 2 表参照)。その結果は

① 例えば、鉱工業生産方程式において、予期された通貨量についての当期及び過去 2 期の係数和は、1.2 と大きく (通貨量が 1 % 増加すると生産が 1.2 % 増大)、そのうち 2 つの係数の有意性は高い等、予期されたマネーサプライの変化は短期的⁸⁾ には明らかに実体経済

に影響を持つ、

② 予期されないマネーサプライの変化の産出量方程式における有意性は小さく、予期されない通貨量が実体経済活動、とりわけ実質 GNP に与える影響は小さいことを示唆している、
というものである。

これは、明らかに LSW 命題を否定しており、LSW 命題を支持した米国経済に関する Barro

第 1 表 Pigott (1978) のマネーサプライ予測方程式

1958 : I - 1970 : IV の期間

$$DMIA(t) = .02 + .044 \times DRSA(t-1) + .052 \times DRSA(t-2) + .209 \times DMIA(t-1) + .226 \times DMIA(t-2)$$

(4.43) (1.21) (1.35) (1.41) (1.75)

1971 : I - 1977 : III の期間

$$DMIA(t) = .020 - .533 \times DJCPI(t-2) - DUSCPI(t-3) + .576 \times DMIA(t-1)$$

(4.43) (-3.00) (5.41)

通期でみた諸統計量

$$R^2 \text{ (季調済)} = .36$$

$$\text{標準誤差 (S.E.)} = .015$$

$$1958 : I - 1970 : IV = 0.12$$

$$1971 : I - 1977 : III = 0.17$$

$$Rho = .009$$

$$\text{ダービン-ワトソン値 (D.W.)} = 1.97$$

$$\text{計測期間} = 1958 : I - 1977 : III$$

$$\text{観測値の数 } i = 79$$

計測はダミー変数を用い、2 つの期間を単一の式により回帰

DMIA = 季調済 M1 の対数前期差

DRSA = " 外貨準備高の対数前期差

DJCPI = 日本の CPI の対数前期差

DUSCPI = 米国の " "

() 内は t 値

8) Pigott は長期的な貨幣の中立性 (産出量方程式における予期されていた通貨量と予期されていなかった通貨量各々に関する係数和はゼロとなる) を先験的に仮定し、その制約条件を課した上で産出量方程式を計測している。通貨量の変動は長期的には影響を持たない。しかし、予期せざる通貨量の変動についても長期的には実質産出量に影響を与えないという制約条件の正当性には疑問の余地がある。

通貨量と実質産出量の関係について

第2表 Pigott (1978) の産出量方程式の計測結果

$$\text{計測式 } \Delta X(t) = a_0 + a_1 \times T + \sum_{i=0}^7 a_2(i) \text{DMP}(t-i) + \sum_{i=0}^7 a_3(i) \text{DMR}(t-i) + \sum_{i=1}^4 a_4(i) \Delta X(t-i)$$

	鉱工業生産		実質GNP	
定 数	2.36	(3.06)	2.50	(1.07)
T (トレンド)	-0.02	(-2.33)	-0.02	(-2.72)
DMP _t (予期されたM1)				
t = 0	0.52	(1.99)	0.47	(1.73)
-1	0.51	(1.52)	-0.23	(-0.50)
-2	0.16	(0.46)	0.11	(0.24)
-3	-1.20	(-3.52)	-0.39	(-0.87)
-4	0.89	(2.40)	0.56	(1.28)
-5	-0.08	(-0.21)	-0.29	(-0.65)
-6	-1.35	(-3.78)	0.19	(0.45)
-7	0.54	(1.87)	-0.42	(-1.72)
DMR _t (予期されなかったM1)				
t = 0	0.03	(0.24)	0.12	(1.02)
-1	-0.09	(-0.61)	-0.10	(-0.63)
-2	-0.16	(-1.10)	0.04	(0.20)
-3	-0.42	(-2.82)	-0.03	(-0.19)
-4	0.43	(2.67)	0.23	(1.31)
-5	0.06	(0.34)	-0.28	(-1.56)
-6	-0.22	(-1.27)	0.01	(0.00)
-7	0.38	(2.26)	0.02	(0.13)
ΔX _t (被説明変数のラグ値)				
t = -1	0.53	(4.15)	0.43	(3.51)
-2	0.06	(0.46)	0.06	(0.41)
-3	0.07	(0.55)	0.02	(0.18)
-4	-0.10	(-0.90)	-0.20	(-1.69)
Rho (コ克蘭-オーカット法による)	-0.03		-0.58	
R ² (季調済)	0.73		0.30	
標準誤差 (S.E.)	1.38		1.34	
観測値の数	71		71	
計測期間	1960 : I - 1977 : III		1960 : I - 1977 : III	

ΔX 実物変数(実質GNP, 鉱工業生産)

T タイム・トレンド

DMP 予期された通貨量増加率

DMR 予期されざる通貨量変動率

ΔX, DMP, DMRはパーセント表示

()内はt値

の研究と対照的なものである。しかし、ここで当然問題となるのは、産出量方程式と M_1 予測方程式の定式化の妥当性である。計測結果が信頼できるためには、産出量方程式が正しい誘導型であり、かつ、予期されていなかった通貨量と予期されていた通貨量の区別が信頼に足るものでなければならない。この点は Barro (1977) の予期せざる通貨量変動の失業率に与える影響の実証においても問題となった。すなわち Small (1979) は、Barro (1977) の計測結果について、①通貨量予測方程式の定式化が不適當、②自然失業率の定式化が恣意的、という批判を行い、この主張を支持する実証結果を示した。これに対して Barro (1979) の反論は、Small の批判を考慮に入れても Barro (1977) の基本的結論は保たれる、というものであったが、Small の批判が Barro の実証結果の頑健性 (robustness) に疑問を生ぜしめたことは否定できない。なお、Merrick (1983) もこの立場からの Barro 批判と解釈できるし、次に取り上げる瀬尾・高橋 (1982) も上記の観点を考慮に入れている。

(2) 瀬尾・高橋 (1982) の実証

瀬尾・高橋 (1982) の実証は、通貨量予測方程式と産出量方程式の両面から Pigott (1978) の結果を再検討したものと考えることができる。すなわち、瀬尾・高橋は Pigott (1978) の M_1 予測方程式の精度の低さ ($R^2=0.36$) を問題とし、Pigott (1978) の結果は M_1 予測方程式の特定化が必ずしも適切でない点で信頼性が低い、とみる。⁹⁾

そこで、その実証では公定歩合変更に際しての日本銀行政策委員会議長の談話を詳細に検討し、60、70年代を通じて、日本銀行は、国際収

支、物価、有効需要をいずれも重視しているが、60年代にはどちらかといえば対外均衡 (国際収支) 重視、70年代にはどちらかといえば対内均衡重視の傾向がある点を指摘した (第3表参照)。そして、60年代と70年代について各々 Pigott (1978) よりはるかに精度が高く、60年代については対外均衡重視、70年代については対内均衡重視という日本銀行の主観的政策目標とも一応整合的な M_2+CD 予測方程式を得た (第4表参照)。また、産出量方程式については、自然産出量の伸び率の第1次石油ショックによる変化を明示的に考慮に入れるとともに、石油価格指数を加え、石油価格変化による攪乱的効果も考える、という一般化を行った。この M_2+CD 予測方程式と産出量方程式を組合わせた実証結果は第5、6表の通りである。

瀬尾・高橋 (1982) はこれらの結果を

- ① 1965—1980年にかけての我が国経済に関しては、予想されたマネーサプライの変化も実質 GNP あるいは鉱工業生産に対し、影響している (但し、その影響は必ずしも安定的でない)、
 - ② 予想されないマネーサプライの変化は予想されたものに比べて、実体経済活動に対し、より明確な影響力を持っていた、
- と要約した。

このように通貨量予測方程式、産出量方程式を変更することにより、予想された通貨量の有意性は Pigott (1978) の結果とはかなり異なるものの、LSW 命題は一応棄却される、というのが瀬尾・高橋の結論である。LSW 命題が棄却されるという結論は次に紹介する Hamada-Hayashi (1985) の月次データを用いた実証でも追認されている。しかし、瀬尾・高橋 (1982) の実証では、第5、6表の(1)、(2)列における低

9) 但し、合理的期待モデルにおいて、ある変数の予測精度がどの程度であるべきか、という先験的基準はなく、予測方程式の精度の低さそれ自体が合理的期待に反するとはいえない。

通貨量と実質産出量の関係について

いダービン—ワトソン値からも明らかなように、産出量方程式の誤差は強い系列相関を示しており、なおミス・スペシフィケーションの

可能性も存在することを示唆している。この点は誤差項の外生性の仮定の問題と関連付けて次章で検討する。

第3表 政策委員会議長談に窺われる公定歩合変更の理由

年月	変化幅	国際 収支	為替 レート	卸売 物価	有効 需要	年月	変化幅	国際 収支	為替 レート	卸売 物価	有効 需要
'60. 8	△0.36%			◎	○	'73. 7	0.50%			○	◎
'61. 1	△0.37	(公定歩合の弾力化)				8	1.00			○	◎
7	0.37	◎			○	12	2.00			◎	
9	0.36	◎			○	'75. 4	△0.50				◎
'62.10	△0.36	◎				6	△0.50				◎
11	△0.37	◎				8	△0.50				◎
'63. 3	△0.36					10	△1.00				◎
4	△0.37	(金利政策の正常化推進)				'77. 3	△0.50				◎
'64. 3	0.73	◎			○	4	△1.00				◎
'65. 1	△0.36	◎			○	9	△0.75				◎
4	△0.37	◎			○	'78. 3	△0.75	◎	○		○
6	△0.36				◎	'79. 4	0.75	○	○	◎	
'67. 9	0.36	◎			○	7	1.00			◎	
'68. 1	0.37	◎			○	11	1.00		○	◎	
8	△0.37	◎				'80. 2	1.00		○	◎	
'69. 9	0.41			◎	○	3	1.75		○	◎	
'70.10	△0.25			◎	○	8	△0.75				◎
'71. 1	△0.25	○			◎	11	△1.00				◎
5	△0.25	○			◎						
7	△0.25	○			◎						
12	△0.50	○			◎						
'72. 6	△0.50	◎			○						
'73. 4	0.75			○	◎						
5	0.50			○	◎						

注) ◎…主目標 ○…従属目標

出典) 瀬尾・高橋(1982)

通貨量と実質産出量の関係について

第4表 瀬尾・高橋(1982)によるマネーサプライ予測方程式の計測結果

(1) 1960年代 (1961 : I—1969 : IV)

$$\begin{aligned}
 DM_t = & 2.223 + 0.378DM_{t-1} + 0.317DM_{t-2} + 0.054DM_{t-3} - 0.180DM_{t-4} \\
 & (2.662) \quad (2.017) \quad (1.453) \quad (0.230) \quad (-0.867) \\
 & + 0.074RGNP_{t-1} + 0.022RGNP_{t-2} - 0.165RGNP_{t-3} - 0.021RGNP_{t-4} \\
 & (0.906) \quad (0.317) \quad (-2.597) \quad (-0.298) \\
 & - 0.374WPI_{t-1} - 0.142WPI_{t-2} - 0.056WPI_{t-3} - 0.259WPI_{t-4} \\
 & (-2.672) \quad (-0.232) \quad (-0.233) \quad (-1.146) \\
 & - 0.011CA_{t-1} + 0.033CA_{t-2} - 0.007CA_{t-3} - 0.000CA_{t-4} \\
 & (-0.663) \quad (2.202) \quad (-0.357) \quad (-0.347)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.629 \quad S.E. = 0.467 \quad D.W. = 2.015$$

(2) 1970年代 (1970 : I—1980 : IV)

$$\begin{aligned}
 DM_t = & 0.619 + 0.312DM_{t-1} + 0.294DM_{t-2} + 0.373DM_{t-3} - 0.024DM_{t-4} \\
 & (1.663) \quad (1.979) \quad (1.320) \quad (1.470) \quad (-0.098) \\
 & - 0.029DI_{t-1} + 0.002DI_{t-2} + 0.012DI_{t-3} + 0.010DI_{t-4} \\
 & (-2.404) \quad (0.095) \quad (0.676) \quad (0.741) \\
 & + 0.016CPI_{t-1} - 0.134CPI_{t-2} - 0.107CPI_{t-3} - 0.071CPI_{t-4} \\
 & (0.170) \quad (-2.006) \quad (-1.368) \quad (-0.804)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.859 \quad S.E. = 0.490 \quad D.W. = 1.824$$

注) ()内は t 値

DM	M ₂ +CD (季節調整済、対数前期差)
RGNP	実質GNP (季節調整済、対数前期差)
DI	全国短観の業況判断指標
WPI	卸売物価指数 (季節調整済、対数前期差)
CPI	消費者物価指数 (季節調整済、対数前期差)
CA	経常収支 (季節調整済)

通貨量と実質産出量の関係について

第5表 瀬尾・高橋(1982)の産出量方程式(1)

計測式(1), (3)列 $\cdots \text{RGNP}_t = b_0 + \sum_{i=0}^9 b_{1i} \text{DMR}_{t-i} + b_2 \text{TRND1} + b_3 \text{TRND2} + b_4 \text{OILP}_t + v_t$

" (2), (4)列 $\cdots \text{RGNP}_t = b_0 + \sum_{i=0}^9 b_{1i} \text{DMR}_{t-i} + \sum_{i=0}^9 b'_{1i} \widehat{\text{DM}}_{t-i} + b_2 \text{TRND1} + b_3 \text{TRND2} + b_4 \text{OILP}_t + v_t$

説明変数	計 測 式							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
		t 値		t 値		t 値		t 値
CONST.	10.26	382.80	10.39	268.69	110.38	115.29	110.43	63.61
DMR _t	1.09	1.47	0.42	0.59	0.32	0.70	0.31	0.71
DMR _{t-1}	1.91	2.71	1.79	2.25	0.98	1.68	1.12	1.81
DMR _{t-2}	2.03	2.85	2.65	3.33	1.65	2.46	2.35	3.30
DMR _{t-3}	0.81	1.11	1.39	1.80	0.96	1.30	1.68	2.25
DMR _{t-4}	0.88	1.20	1.07	1.36	1.36	1.77	2.00	2.62
DMR _{t-5}	1.02	1.40	1.45	1.87	1.64	2.11	2.10	2.85
DMR _{t-6}	0.84	1.18	1.02	2.43	1.49	1.95	1.68	2.27
DMR _{t-7}	0.05	0.07	1.56	1.98	1.20	1.77	1.97	2.98
DMR _{t-8}	-0.71	-1.00	0.07	0.09	0.86	1.48	1.24	2.05
DMR _{t-9}	-1.36	-1.81	-0.18	-0.21	0.10	0.21	0.65	1.32
$\widehat{\text{DM}}_t$			-1.64	-1.71			0.57	0.90
$\widehat{\text{DM}}_{t-1}$			-1.86	-1.58			-1.15	-1.98
$\widehat{\text{DM}}_{t-2}$			1.59	1.28			0.73	1.13
$\widehat{\text{DM}}_{t-3}$			0.62	0.50			0.63	1.05
$\widehat{\text{DM}}_{t-4}$			-0.33	-0.30			0.97	1.69
$\widehat{\text{DM}}_{t-5}$			-0.34	-0.31			0.75	1.43
$\widehat{\text{DM}}_{t-6}$			-0.17	-0.17			-0.18	-0.35
$\widehat{\text{DM}}_{t-7}$			0.12	0.12			0.11	0.20
$\widehat{\text{DM}}_{t-8}$			-0.86	-0.92			-0.41	-0.86
$\widehat{\text{DM}}_{t-9}$			0.57	0.73			0.88	1.79
TRND1	2.60	63.39	2.65	53.58	2.40	14.25	1.72	4.19
TRND2	-1.26	-17.83	-1.40	-15.58	-1.05	-4.16	-0.28	-1.53
0	-6.47	-7.18	-7.92	-7.80	-4.44	-2.66	-2.30	-2.03
R ²	0.997		0.998		0.998		0.999	
S.E.	0.019		0.016		0.012		0.010	
D.W.	0.578		0.682		2.045		1.682	
ρ					0.859		0.927	

CONST 定数

TRND1 1965—1973年のトレンド

RGNP 実質GNP季節調整済対数

TRND2 1974—1980年のトレンド

DM M₂+CD季節調整済対数前期差

OILP 石油価格指数対数前期差

$\widehat{\text{DM}}$ DMの予測値

DMR DM- $\widehat{\text{DM}}$

通貨量と実質産出量の関係について

第5表 瀬尾・高橋(1982)の産出量方程式(2)

計測式(1), (3)列 $\cdots IIP_t = b_0 + \sum_{i=0}^9 b_{1i}DMR_{t-i} + b_2TRND1 + b_3TRND2 + b_4OILP_t + v_t$

" (2), (4)列 $\cdots IIP_t = b_0 + \sum_{i=0}^9 b_{1i}DMR_{t-i} + \sum_{i=0}^9 b'_{1i}\widehat{DM}_{t-i} + b_2TRND1 + b_3TRND2 + b_4OILP_t + v_t$

説明変数	計 測 式							
	(1)	t 値	(2)	t 値	(3)	t 値	(4)	t 値
CONST.	3.64	50.19	3.94	42.43	4.01	10.23	4.23	16.32
DMR _t	4.63	2.32	3.42	2.60	1.23	1.29	1.03	1.49
DMR _{t-1}	4.47	2.36	4.58	2.39	1.37	2.07	2.77	2.62
DMR _{t-2}	2.87	1.49	4.42	2.30	1.03	0.71	3.50	2.89
DMR _{t-3}	1.87	0.97	3.97	2.12	1.19	0.73	4.08	3.16
DMR _{t-4}	1.64	0.87	3.37	1.79	1.59	0.95	4.04	3.10
DMR _{t-5}	2.46	1.26	3.06	2.77	2.33	1.40	4.05	3.28
DMR _{t-6}	2.50	1.31	3.70	3.37	2.67	1.61	4.03	3.61
DMR _{t-7}	-0.85	-0.44	2.97	1.57	1.27	0.85	3.61	3.20
DMR _{t-8}	-2.89	-1.51	-0.15	-0.08	0.65	0.53	2.62	2.48
DMR _{t-9}	-2.31	-1.15	1.54	0.75	0.39	0.43	1.44	1.78
$\widehat{DM}_t$			-5.75	-2.49			-0.81	-0.79
$\widehat{DM}_{t-1}$			-2.00	-0.71			-0.41	-0.44
$\widehat{DM}_{t-2}$			3.28	1.11			1.36	1.30
$\widehat{DM}_{t-3}$			0.12	0.04			2.37	2.30
$\widehat{DM}_{t-4}$			-0.74	-0.28			2.08	2.15
$\widehat{DM}_{t-5}$			0.52	0.20			2.32	2.71
$\widehat{DM}_{t-6}$			0.59	0.24			0.28	0.33
$\widehat{DM}_{t-7}$			0.25	0.10			0.73	0.83
$\widehat{DM}_{t-8}$			-1.36	-0.60			0.70	0.88
$\widehat{DM}_{t-9}$			0.40	0.21			0.83	1.04
TRND1	2.94	27.50	2.94	25.26	1.70	2.59	1.26	2.03
TRND2	-1.68	-9.11	-1.82	-8.43	-0.43	-0.63	0.21	0.37
OILP	-13.82	-5.62	-16.79	-6.88	-6.31	-1.64	-1.53	-0.49
R ²	0.975		0.986		0.994		0.997	
S.E.	0.051		0.039		0.025		0.017	
D.W.	0.433		0.594		1.215		1.406	
ρ					0.941		0.939	

IIP 鉱工業生産指数季調済対数

(3) 誤差の外生性と係数の偏り

—Hamada-Hayashi (1985) による実証

Hamada-Hayashi (1985) による実証の最も大きな特色は、瀬尾・高橋 (1982) を踏まえた上で、 M_2 予測方程式を月次データを用いて¹⁰⁾再検討していること (経常収支の代わりに外貨準備率を用いる等の説明変数の変更、Chow テストによる構造変化時点の統計的検出、等を実施) にある。その結果、 M_2 予測方程式は変動相場制への移行に伴ってシフトしており、パラメーターの変化は、為替レートが外貨準備に代り重要な政策目標となっていることを示唆している、との結論を得ている (第7表、8表)。

一方、産出量方程式は瀬尾・高橋 (1982) の取扱いとはほぼ同様であり、産出量は予期された通貨量変動、予期せざる通貨量変動、第一次オイルショックを境に屈折するトレンド等により説明される。取扱いが異なるのは、石油価格指数を含まず、オイルショック・ダミーを含む (1974年1月以降=1、それ以前=0) 点、及び誤差項に4階の自己回帰

$$u_t = r_1 u_{t-1} + r_2 u_{t-2} + r_3 u_{t-3} + r_4 u_{t-4} + \text{white noise}$$

を仮定した点の2点のみである。

誤差項に4階の自己回帰を仮定したのは、Pigott (1978)、瀬尾・高橋 (1982) の実証結果が強い系列相関を示しているためであるが、計測結果については $r_2 \sim r_4$ はいずれもゼロに近く、この拡張はそれほど重要でなかったとされている。

上記のような枠組みで計測された産出量方程式の係数パターンは第2図の通りであり、予期された通貨量は実質産出量に有意な影響を与えている (F値は1%水準で有意)。なお、 M_2 予測方程式については、固定相場制期は第7表A、変動相場制期は第8表の推計結果が用いられた。

また、Hamada-Hayashi (1985) はやや異なる M_2 予測方程式を用いて同様の計算を行っているが、結果はほぼ同じである。これらの結果は Pigott (1978) や瀬尾・高橋 (1982) の研究同様、いずれも予期された通貨量が実質産出量に長期にわたって影響を与えていることを示唆しているようにみえる。

さらに、Hamada-Hayashi (1985) は産出量方程式の誤差項の外生性の仮定に問題があるのではないか、という立場から産出量と財政支出、通貨量の関係をチェックしている。

まず、マネタリスト的な総需要関数(2)式の代わりに通常の IS-LM 曲線から y_t と P_t の関係 (総需要関数) を導いてみよう。すなわち、

$$y_t = f_t - \beta r_t + v_{2t} \quad \text{IS 曲線} \quad (8)$$

$$m_t = P_t + y_t - \delta r_t + v_{3t} \quad \text{LM 曲線} \quad (9)$$

但し f_t は財政支出、 r_t は実質金利 (真数) とする。¹¹⁾

このとき、(8)と(9)から r_t を消去して総需要関数を導くと

$$m_t = P_t + A y_t - X_t - \frac{\delta}{\beta} v_{2t} + v_{3t} \quad (2')$$

(但し $A = \frac{\beta + \delta}{\beta}$ 、 $X_t = \frac{\delta}{\beta} f_t$)

10) 月次データの使用は自由度の増加という明らかなメリットを持つものの、LSW 命題を実証する単位期間として、月次が優れているか否かは明らかでない。Hamada-Hayashi (1985) はこの点の判断には立ち入っていないが、通貨量について人々が月次単位で予測し、生産を調整するというのはやや非現実的であるし、また、日本銀行のマネーサプライ見通しが四半期単位で発表される点からみて、月次の通貨量変動が政策的対応の結果とみるのは難しく、 M_2 予測方程式を政策当局の反応関数と解釈することにも無理があるかも知れない。

11) より一般的な定式化として、物価の期待上昇率の名目金利への影響を考慮することが考えられるが、ここでは単純化のため、この効果は捨象する。

通貨量と実質産出量の関係について

第7表 Hamada-Hayashi(1985)のマネーサプライ予測方程式(1)

A. 1965年10月—1973年1月

計 測 式					
DM_{t-1}	-0.319	(-2.20)	DIP_{t-1}	-0.0245	(-0.45)
DM_{t-2}	0.00872	(0.06)	DIP_{t-2}	-0.0330	(-0.59)
DM_{t-3}	0.0855	(0.56)	DIP_{t-3}	-0.000806	(-0.02)
DM_{t-4}	0.109	(0.73)	DIP_{t-4}	-0.100	(-1.94)
DM_{t-5}	-0.0100	(-0.07)	DIP_{t-5}	-0.116	(-2.12)
DM_{t-6}	0.215	(1.47)	DIP_{t-6}	-0.174	(-3.24)
DM_{t-7}	0.0187	(0.13)	DIP_{t-7}	0.0364	(0.59)
DM_{t-8}	-0.114	(-0.88)	DIP_{t-8}	0.108	(1.74)
$DCPI_{t-1}$	0.159	(1.48)	$RRSV_{t-1}$	0.000490	(0.06)
$DCPI_{t-2}$	0.0830	(0.76)	$RRSV_{t-2}$	-0.000458	(-0.04)
$DCPI_{t-3}$	-0.0121	(-0.12)	$RRSV_{t-3}$	0.0108	(0.92)
$DCPI_{t-4}$	0.0575	(0.53)	$RRSV_{t-4}$	-0.00348	(-0.29)
$DCPI_{t-5}$	0.137	(1.20)	$RRSV_{t-5}$	-0.0207	(-1.73)
$DCPI_{t-6}$	0.0132	(0.12)	$RRSV_{t-6}$	0.00794	(0.74)
$DCPI_{t-7}$	-0.0555	(-0.50)	$RRSV_{t-7}$	0.00412	(0.04)
$DCPI_{t-8}$	-0.0257	(-0.24)	$RRSV_{t-8}$	0.00885	(1.20)
			Intercept	0.0128	(2.13)

$R^2=0.565$ 、S.E.=0.00409、従属変数 (DM_t) の平均値=0.0144、 DM_t の標準偏差=0.00493。

B. 1973年2月—1982年12月

計 測 式					
DM_{t-1}	-0.153	(-1.51)	DIP_{t-1}	-0.0605	(-1.29)
DM_{t-2}	-0.203	(-1.99)	DIP_{t-2}	0.0328	(0.69)
DM_{t-3}	0.134	(1.37)	DIP_{t-3}	0.00339	(0.07)
DM_{t-4}	0.175	(1.83)	DIP_{t-4}	0.0270	(0.55)
DM_{t-5}	0.103	(1.00)	DIP_{t-5}	0.0962	(1.96)
DM_{t-6}	0.261	(2.53)	DIP_{t-6}	-0.109	(-2.28)
DM_{t-7}	0.0881	(0.86)	DIP_{t-7}	-0.0583	(-1.33)
DM_{t-8}	0.109	(1.08)	DIP_{t-8}	-0.0453	(-1.04)
$DCPI_{t-1}$	0.0714	(0.78)	$RRSV_{t-1}$	0.00805	(1.10)
$DCPI_{t-2}$	0.0609	(0.66)	$RRSV_{t-2}$	-0.00457	(-0.40)
$DCPI_{t-3}$	0.0499	(0.52)	$RRSV_{t-3}$	0.00585	(0.51)
$DCPI_{t-4}$	-0.0595	(-0.63)	$RRSV_{t-4}$	-0.00931	(-0.83)
$DCPI_{t-5}$	0.137	(1.49)	$RRSV_{t-5}$	0.00163	(0.14)
$DCPI_{t-6}$	-0.130	(-1.36)	$RRSV_{t-6}$	0.0000579	(0.01)
$DCPI_{t-7}$	0.132	(1.38)	$RRSV_{t-7}$	0.00350	(0.31)
$DCPI_{t-8}$	-0.256	(-2.73)	$RRSV_{t-8}$	-0.00397	(-0.53)
			Intercept	0.00268	(1.05)

$R^2=0.496$ 、S.E.=0.00515、従属変数 (DM_t) の平均値=0.00916、 DM_t の標準偏差=0.00619。

DM M_2 の前月比増加率 (X11により季調済)
 DCPI CPIの前月比上昇率 (X11により季調済)
 DIP 鉱工業生産(IP)の前月比増加率(X11により季調済)
 RRSV 外貨準備(百万ドル)をWPI×IPでデフレートしたもの(")
 EX¥\$ 月中平均の円ドル・レート
 ()内は t 値

出典) Hamada and Hayashi (1985)

通貨量と実質産出量の関係について

第8表 Hamada-Hayashi(1985)のマネーサプライ予測方程式(2)

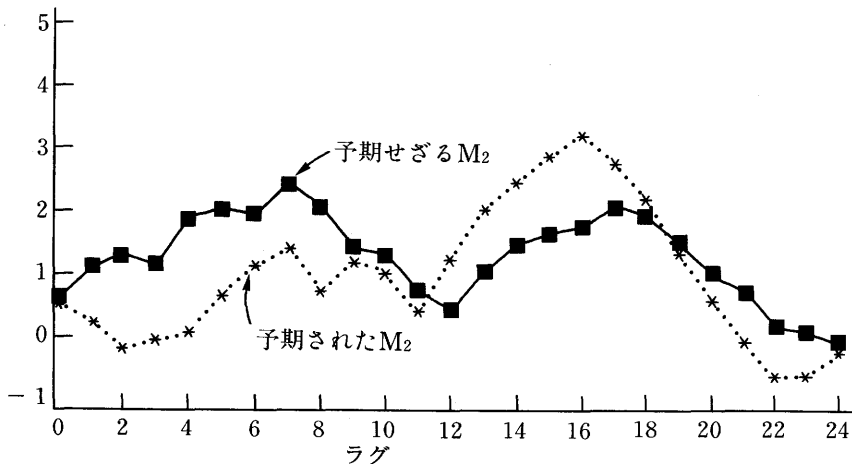
—変動相場制下で為替レートを説明変数に加えたケース

計 測 式					
DM_{t-1}	-0.122	(-1.15)	DIP_{t-1}	-0.101	(-2.26)
DM_{t-2}	-0.148	(-1.39)	DIP_{t-2}	0.0228	(0.51)
DM_{t-3}	0.135	(1.38)	DIP_{t-3}	0.0117	(0.25)
DM_{t-4}	0.136	(1.43)	DIP_{t-4}	0.0473	(1.02)
DM_{t-5}	0.0849	(0.85)	DIP_{t-5}	0.0902	(1.98)
DM_{t-6}	0.239	(2.47)	DIP_{t-6}	-0.111	(-2.41)
DM_{t-7}	0.0687	(0.68)	DIP_{t-7}	-0.0524	(-1.14)
DM_{t-8}	0.0667	(0.69)	DIP_{t-8}	-0.0187	(-0.41)
$DCPI_{t-1}$	0.0144	(0.17)	$EX¥\$_{t-1}$	0.0000827	(0.99)
$DCPI_{t-2}$	0.0254	(0.29)	$EX¥\$_{t-2}$	-0.000175	(-1.30)
$DCPI_{t-3}$	0.00984	(0.11)	$EX¥\$_{t-3}$	-0.0000538	(-0.39)
$DCPI_{t-4}$	-0.0846	(-0.91)	$EX¥\$_{t-4}$	0.000216	(1.56)
$DCPI_{t-5}$	0.0543	(0.59)	$EX¥\$_{t-5}$	-0.0000684	(-0.49)
$DCPI_{t-6}$	-0.141	(-1.57)	$EX¥\$_{t-6}$	0.0000195	(0.22)
$DCPI_{t-7}$	0.127	(1.40)			
$DCPI_{t-8}$	-0.250	(-2.76)			
$DCPI_{t-9}$	0.0739	(0.77)			
$DCPI_{t-10}$	0.0191	(0.20)			

$R^2=0.518$, S.E.=0.00503、計測期間：1973年2月—1982年12月、変数の定義については第7表参照。

()内は t 値

第2図 Hamada-Hayashi(1985)の産出量方程式における
マネーサプライ係数のパターン



第9表 Hamada-Hayashi(1985)による鉱工業生産のGranger検定

	F 統 計 量		計測期間
ラグの長さ	DM(M ₂ の差分)の係数が全体として0	DG(財政支出の差分)の係数が全体として0	計測期間
12 カ 月	3.41 ^a	1.40	1966年2月 1982年12月
24 カ 月	2.46 ^a	2.25 ^b	1967年2月 1982年12月

a. 5%水準で有意

b. 1% "

データはいずれも季調済対数

となる。(2)'と単純なLucas型供給関数(1)を組合せた需給均衡条件から

$$E_{t-1}P_t = E_{t-1}m_t + E_{t-1}X_t \quad (4')$$

が得られ、

$$y_t = a(m_t - E_{t-1}m_t) + a(X_t - E_{t-1}X_t) + u_{1t} \quad (5')$$

となる。

ここで、(5)'の代わりに

$$y_t = a(m_t - E_{t-1}m_t) + u_t$$

として産出量方程式を推計すると、

$$u_t = a(X_t - E_{t-1}X_t) + u_{1t}$$

となって誤差項は $X_t - E_{t-1}X_t$ の関数になっている。

ここで $X_t - E_{t-1}X_t$ が $m_t - E_{t-1}m_t$ と相関を持つ場合には、誤差項と説明変数の相関が生ずるため a は偏りを持つ。同様にして、産出量決定の主要な要因が産出量方程式の説明変数に含まれずに誤差項に含まれており、これが通貨量変動と相関を持っていれば、予期された通貨量が見かけ上有意となる可能性がある。¹²⁾

Hamada-Hayashi (1985) は、このような欠落した変数の候補として財政支出を取り上げているが、実証に当たっては財政支出を含めた産

出量方程式を計測する代わりに、鉱工業生産の対数差分が M_2 及び財政支出の対数差分にGrangerの意味で“cause”されるか否かを直接のGranger検定によりチェックする手法を採用。その結果(第9表)、財政を含めても M_2 が鉱工業生産をcauseするところから、やはりLSW命題は成立しない、と結論している。

もっとも、Barro型の誘導型によるLSW命題の実証方法と、Grangerの因果関係を用いた実証方法とは、検定の対象となるモデルの範囲が異なるが、この点はParkin(1984)の研究結果を紹介する際に再検討する。一方、Grangerの因果関係を用いた実証以外にもBarro型の実証結果を補完する手法が存在する。後に取り上げるMishkin(1982)、Gochoco(1985)の検証はその1つである。

これまでの各実証結果は、いずれもLSW命題の不成立を示唆している。この結論を受入れるとすれば、なぜ(少なくとも短期的には)中立性命題が成立しないのかが次の問題となる。1つの答えは、谷内(1982)により示唆されている。次章ではこの谷内(1982)の実証を取り

12) 但し、単純なLucas型の供給関数で合理的期待が成立している場合には、 $E_{t-1}X_t$ は $t-1$ 期の情報集合に含まれているため、 $E_{t-1}m_t$ 算出に用いられている筈である。従ってこの場合 $X_t - E_{t-1}X_t$ は $E_{t-1}m_t$ とは独立で(7)式の係数 b は偏りを持たない。

一谷内 (1982) の実証分析

Fischer (1980) の考え方に立てば、賃金契約が結ばれてから、次の賃金契約までの間は賃金は不変であるため、各期の予想されない通貨量変動が実質産出量に影響を与えるのではなく、賃金改定時に予想されていなかった通貨量の変動が実質産出量に影響を与えるということになる。この場合には単純な Lucas 型の供給関数

$$y_t = \alpha (P_t - E_{t-1}P_t) + u_{1t}, \quad \alpha > 0 \quad (1)$$

は誤った定式化であり

$$y_t = \alpha (P_t - E^* P_t) + u_{it}, \quad \alpha > 0 \quad (1)''$$

が正しい定式化となる。但し、 E^*P_t は賃金契約時点における t 期の物価の期待値である。今、賃金改定が年 1 度であるとしよう。このとき賃金改定が第 2 四半期に行われるとすると、

$$\begin{aligned} E^*P_t &= E_{t-1}P_t \text{ (} t \text{ がその年の第2四半期の場合)} \\ &= E_{t-2}P_t \text{ (} \quad \quad \quad 3 \quad \quad \quad \text{)} \\ &= E_{t-3}P_t \text{ (} \quad \quad \quad 4 \quad \quad \quad \text{)} \\ &= E_{t-4}P_t \text{ (} \quad \quad \quad \text{ 翌年の第1四半期の場合)} \end{aligned}$$

となる。

谷内（1982）の研究は、日本における春闘の存在に着目し、日本経済は賃金水準が第2四半

期に年1回改定されるのみのFischer的な世界と考える立場から実証研究を行ったもので、この場合主たる対立仮説は、ボーナス支払等によって賃金水準が十分伸縮的で、労働・財市場は常に均衡している、という古典派的なモデルである。後者の場合、当然Barro・Lucas的な(1)式が正しい定式化となる。

そこで、谷内（1982）は(1)、(2)、(3)からなるモデル体系（Barro モデル）と(1)′、(2)、(3)からなるモデル体系（Fischer モデル—谷内はその内容から事前期待モデルと呼んでいる）を計測し、その説明力を比較するという方法を採用している（実証に当たっては、いずれの場合も予期されていた通貨量は誘導型モデルの説明変数から除外して計測）。さらに、通貨量の水準そのものが実質産出量に影響を与えるという定式化の誘導型方程式（谷内はこれをケインジアン・モデルと呼んでいる）を別途計測し、事前期待モデル及び Barro モデルの計測結果と比較している。すなわち、谷内（1982）の関心は

- ① 通貨量の水準自体を用いたモデル（ケインジアン・モデル）と、予期せざる通貨量を用いたモデル（Barro モデルと事前モデル）の比較、
 - ② 予期された通貨量の無効（中立性命題の成立）を前提とした上で、予期せざる通貨量の定式化に当たり Barro・Lucas 的なアプローチをした場合（Barro モデル）と、Fischer 的なアプローチをした場合（事前期待モデル）との比較、
- という2つのレベルに分解して考えることができる。

実際の実証に当たっては、谷内（1982）はまず通貨量の予測方程式（マネーサプライ・ルール）を計測し（第10表）、これを用いて上記3

13) 古典派的な均衡アプローチ及びこれを否定する立場の理論的發展に関しては、例えば鹿野（1983）参照。

つのモデルに対応する産出量方程式を推計し比較した(第11表)。¹⁴⁾

第11表の結果について谷内(1982)は、各モデルにおける通貨量係数の有意性に関するF値と構造変化の有意性に関するChowテスト(不変性テスト)の結果に着目し、

- ① 事前期待モデルでは、通貨量の(賃金改定時には)予期されていなかった変動の有意性は高く、またその産出量方程式は安定的(ChowテストのF値が小)、
- ② ケインジアン・モデルでは、通貨量は有意であるが、産出量方程式は不安定(ChowテストのF値が大)、
- ③ Barroモデルにおいては、通貨量の予期せざる変動の有意性は事前期待モデルに比べて格段に低い、

という理由を挙げて事前期待モデルが一応支持された、としている。但し、産出量方程式に財政支出、輸出を加えた誘導型モデルでは、事前期待モデルの説明力がかなり低下することを報告している。この点は、Hamada-Hayashi(1985)が指摘したような産出量方程式の誤差項の外生性の問題が重要であり得ることを示唆しているとも解釈できる。

以上、これまでの実証結果は一貫してLSW命題に対して否定的である。しかし、これらの実証分析は全て季調済データに基づくものであり、原計数データを用いても同様の結論が得られるかどうかは問題となり得る。次に取り上げるParkin(1984)の研究はこの観点を重視したものである。

14) 但し、事前期待モデルについてはマネーサプライ予測方程式の説明変数の賃金改定時における予測値を必要とする。このため谷内は各説明変数ごとに下表のようなARIMAモデルを推計し、その予測値を用いている。谷内自身が指摘しているように、この手段は合理的期待の仮定とは必ずしも整合的でないという問題がある。

谷内の用いた外貨準備、インフレ率、鉱工業生産のARIMAモデル

R_t (外貨準備) : AR(2)モデル1960 : I - 1972 : IV

$$R_t = 47094.6 + 1.094R_{t-1} - .470R_{t-2}$$

(1.72) (7.92) (-3.41)

$$R^2 = .596 \quad SEE = .185 \times 10^6$$

DP_t (インフレ率) : MA(3)モデル1960 : I - 1980 : II

$$DP_t = .0175 + \mu_t + .615\mu_{t-1} + .356\mu_{t-2} + .700\mu_{t-3}$$

(5.98) (8.11) (3.43) (9.47)

$$R^2 = .454 \quad SEE = .0100$$

$DIIP_t$ (鉱工業生産指数変化率) : AR(1)モデル1961 : I - 1980 : II

$$DIIP_t = .0065 + .704DIIP_{t-1}$$

(2.45) (8.78)

$$R^2 = .480 \quad SEE = .0177$$

注1. 外貨準備Rは固定レート期について、インフレ率DP及び鉱工業生産DIIPは全期間について推計。

2. ARIMAモデルの識別、係数の推計、及び予測は、ネルソンの開発したプログラムIDENT, ESTIMATE, FORECASTによって行われた。なお、上の係数は最尤法による推計値。

出典) 谷内(1982)

通貨量と実質産出量の関係について

第10表 谷内(1982)の通貨量予測方程式

〔A〕 固定レート期 1960：Ⅳ－1972：Ⅳ		〔B〕 変動レート期 1973：Ⅰ－1980：Ⅱ	
DM_{t-1}	.623 (5.22)	DP_{t-1}	-.136 (-2.56)
R_t	$.11 \times 10^{-7}$ (2.11)	DP_{t-2}	-.196 (-2.91)
R_{t-1}	$-.11 \times 10^{-7}$ (-1.46)	$DIIP_{t-1}$	.050 (1.18)
R_{t-2}	$.12 \times 10^{-7}$ (1.66)	$DIIP_{t-2}$	.040 (.99)
$DIIP_{t-1}$	-.013 (-.21)	$DIIP_{t-3}$	-.013 (-.34)
$DIIP_{t-2}$	-.116 (-1.85)	$DIIP_{t-4}$	-.789 (-2.36)
$BOND_t$	$-.31 \times 10^{-4}$ (-2.00)	T	$-.99 \times 10^{-3}$ (-9.44)
$BOND_{t-1}$	$-.55 \times 10^{-5}$ (-.40)	定数	.105 (12.40)
$BOND_{t-2}$	$.36 \times 10^{-4}$ (2.48)		
定数	.020 (3.67)		
$\bar{R}^2$	0.590	$\bar{R}^2$	0.822
SEE	0.00544	SEE	0.00355
D.W.	2.38	DW	1.93

注) ()内は t 値

DM：マネーサプライ (M_2) 変化率。

R：外貨準備高 (円表示) の増減。ドル表示の外貨準備高に為替レートを掛けて計算。

DP：インフレ率 (消費者物価指数変化率)。

DIIP：鉱工業生産指数 (IIP) 変化率。

BOND：国債発行額。

T：タイム・トレンド。

(なお、推計に当たっては、季節調整済みデータを使用)。

事前期待モデル

第11表 谷内(1982)の産出量方程式

	全 期 間 1962：Ⅱ－1980：Ⅱ	固定レート期 1962：Ⅱ－1972：Ⅳ	変動レート期 1973：Ⅰ－1980：Ⅱ
Y_{t-1}	1.171 (11.31)	1.166 (7.85)	1.087 (6.05)
Y_{t-2}	-.004 (-.29)	.101 (.46)	-.180 (-.66)
Y_{t-3}	-.274 (-2.77)	-.408 (-2.82)	-.061 (-.34)
$PDMR_t$	.409 (1.75)	.226 (.64)	.642 (1.40)
$PDMR_{t-1}$	.256 (1.03)	.378 (1.10)	.409 (.90)
$PDMR_{t-2}$	.408 (1.67)	.570 (1.75)	.432 (.94)
$PDMR_{t-3}$	-.807 (-3.19)	-.715 (-2.06)	-.760 (-1.53)
$PDMR_{t-4}$	.937 (3.90)	.691 (2.02)	1.301 (3.35)
定数	.0008 (.64)	.0015 (.79)	.0004 (.21)
$\bar{R}^2$	0.921	0.911	0.927
SEE	0.0106	0.0119	0.00942
D.W.	2.13	2.18	2.30
PDMRのジョイント有意性	$F(5,64)=5.80^{**}$	$F(5,34)=2.70^*$	$F(5,21)=3.41^{**}$

Y_t ：トレンド除去後の実質GNP

$PDMR = DM_t - E^*DM_t$

PDMRの係数の和

$\Sigma PDMR = 1.203$ (全期間)

= 1.150 (固定レート期)

= 2.024 (変動レート期)

不変性テスト

$F(9,55)=0.50$

通貨量と実質産出量の関係について

バロー・モデル

	全 期 間	固定レート期	変動レート期
Y_{t-1}	1.199 (10.36)	1.190 (7.82)	1.195 (5.53)
Y_{t-2}	-.084 (-.46)	.034 (.14)	-.244 (-.73)
Y_{t-3}	-.244 (-2.18)	-.324 (-2.09)	-.118 (-.60)
DMR_t	.292 (.84)	.186 (.44)	.350 (.44)
DMR_{t-1}	.287 (.85)	.190 (.44)	.926 (1.28)
DMR_{t-2}	.920 (2.73)	1.158 (2.70)	.571 (.78)
DMR_{t-3}	-.467 (-1.38)	-.141 (-.33)	-.689 (-.86)
DMR_{t-4}	.478 (1.33)	.528 (1.21)	.481 (.57)
定数	-.0001 (-.12)	.0011 (.55)	-.0013 (-.58)
$\bar{R}^2$	0.906	0.907	0.887
SEE	0.0115	0.0121	0.0118
D.W.	2.14	2.25	2.12
DMR のジョイント有意性	$F(5,64)=2.89^*$	$F(5,34)=2.25$	$F(5,21)=0.68$

$$DMR = DM_t - E_{t-1}DM_t$$

DMRの係数の和

$$\Sigma DMR = 1.509 \text{ (全期間)}$$

$$= 1.921 \text{ (固定レート期)}$$

$$= 1.638 \text{ (変動レート期)}$$

不変性テスト

$$F(9,55)=0.47$$

ケインジアン・モデル

	全 期 間	固定レート期	変動レート期
Y_{t-1}	.969 (8.42)	.885 (5.30)	.735 (3.71)
Y_{t-2}	.182 (1.27)	.361 (2.06)	-.125 (-.54)
Y_{t-3}	-.281 (-2.81)	-.413 (-3.03)	.264 (1.51)
M_t	-.217 (-.99)	-.138 (-.46)	-.033 (-.10)
M_{t-1}	.438 (1.06)	.223 (.39)	.583 (1.05)
M_{t-2}	.643 (1.54)	.993 (1.68)	.086 (.18)
M_{t-3}	-1.514 (-3.54)	-1.503 (-2.39)	-1.277 (-2.49)
M_{t-4}	.568 (2.20)	.300 (.72)	.382 (1.11)
定数	.0001 (.10)	-.002 (-.99)	.008 (2.71)
$\bar{R}^2$	0.920	0.924	0.945
SEE	0.0106	0.0110	0.0082
DW	1.91	2.16	2.06
M のジョイント有意性	$F(5,64)=5.64^{**}$	$F(5,34)=4.30^{**}$	$F(5,21)=5.79^{**}$

$$M = \text{トレンド除去後の } M_2$$

Mの係数の和

$$\Sigma M = -.082 \text{ (全期間)}$$

$$= -.126 \text{ (固定レート期)}$$

$$= -.258 \text{ (変動レート期)}$$

不変性テスト

$$F(9,55)=1.93 \quad F(9,60) (5\%)=2.04$$

SEE: 計測式の標準誤差

()内はt値。

* は5%水準で有意。

** は1%水準で有意。

注) ここで不変性テストとは固定相場期と変動相場期の間の構造変化の有意性に関する

Chowテストをさす。

(5) Granger の因果関係を用いた事前期待モデルと LSW 型の古典派モデルの識別

—Parkin (1984) の実証及び Granger の因果関係を用いた実証

Parkin (1984) は、谷内 (1982) 型の事前期待モデルをケインジアン・モデルと呼び、これと Lucas-Sargent-Wallace 的な古典派モデルとの実証的優劣をテストするという方法で、日本経済における LSW 命題の成否を検証した。そこで用いられている実証方法は直接的 Granger 検定であり、季節調整とトレンド処理の実証結果に与える影響をかなり詳細に検討している点も大きな特色があると考えられる。

Parkin (1984) が比較した理論モデルは次の 2 つの四半期モデルである。¹⁵⁾

ここでのケインジアン・モデルは次の 3 式から構成される。

$$y_t = \delta(P_t - \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 E^*P_{t-i}) + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

但し、 $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ……総供給関数 y_t は生産要因の循環的要素を示し、総生産は y_t + 季節要因 + トレンド要因という形に分解できるものとする。

$$y_t = m_t + V_t + P_t \dots\dots\dots \text{総需要関数} \quad (12)$$

但し、 V_t は流通速度で、マネーサプライ (m_t) と流通速度は次の(13)式で表わされる 2 変量自己回帰モデルから得られる外生的な確率過程に従うと仮定される。

$$\begin{bmatrix} m_t \\ V_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A'(L) & B'(L) \\ C'(L) & D'(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_{t-1} \\ V_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \end{bmatrix}$$

$$\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2), \xi \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (13)$$

…… m_t と V_t の VAR モデル¹⁶⁾

但し、 $A'(L)$ 等はラグ演算子の多項式である。

このとき、合理的期待を仮定すると(11)~(13)式から得られる誘導型モデルは

$$y_t = \frac{\delta}{1+\delta} \{A(L)m_{t-1} + B(L)V_{t-1}\} + \frac{\delta\phi}{1+\delta} y_{t-j} + \frac{\lambda}{1+\delta} y_{t-1} + \xi_t \quad (14)$$

但し、 y_{t-j} は前賃金契約期末の生産量 ($j=1$ or 2 or 3 or 4)

$$\xi_t = \frac{1}{1+\delta} \{\varepsilon_t + \delta(\eta_t + \xi_t)\} \sim N(0, \sigma_\xi^2)$$

となる。

これに対し、古典派モデルは(11)式を Lucas 型総供給関数の一種である

$$y_t = a(P_t - E_{t-1}P_t) + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11')$$

で置き換えた(11')、(12)、(13)式からなる体系として表現され、この体系から導かれる誘導型モデルは

$$y_t = \lambda y_{t-1} + u_t \quad (14')$$

但し、

$$u_t = \varepsilon_t + \frac{a}{1+a}(\eta_t + \xi_t) \sim N(0, \sigma_u^2)$$

と書ける。

Parkin (1984) は、ケインジアン・モデルの誘導型である(14)式と古典派モデルの誘導型である(14')の比較から、次の 2 点を主張する。

① 古典派モデルが正しければ、産出量は AR(1)に従い、ケインジアン・モデルが正しければ (y_{t-j} の項が存在するため)、自己回帰過程の次数は季節によって異なる。

② ケインジアン・モデルが正しければ、流通速度・通貨量は Granger の意味で産出量を

15) 以下、比較の便宜を考えて、記号は一部谷内 (1982) により、原論文と異なる。また、ここでのケインジアン・モデルは谷内 (1982) の事前期待モデルであるが、ここでは Parkin (1984) に従い、単に「ケインジアン・モデル」と呼ぶ。

16) 総需要が、トレンド・季節性除去後の循環要因として定式化されているため、流通速度・通貨量も総需要と同じ季節要因、トレンド除去後の変数について上記の確率過程を想定する。

cause するが、古典派モデルが正しければ、流通速度・通貨量は産出量を cause しない。

ちなみに、もし、ケインジアン・モデルが棄却され、古典派モデルが正しいとすると、春闘による年間賃金設定は一種の「儀式」であって、ボーナス・システムや時間外手当が伸縮的な賃金変動を実現している、と解釈できることを意味する。

これらの点を確かめるため、Parkin (1984) が採用した第1の実証方法は、これまでの種々のモデル (Pigott (1978)、瀬尾・高橋 (1982)、Hamada-Hayashi (1985) 等) をスペシャル・ケースとして含む一般的なモデルを構築し、そのモデルにさまざまなスペシャル・ケースに対応する16通りの係数制約 (第12表) を与え、トレンド、季節要因等の実証結果に与える影響を考慮に入れた Granger 検定を行う、というものである。¹⁷⁾

用いられた一般型モデルは(15)式で表現される。

$$\begin{aligned}
 Y_t = & a_0 + a_1 t + \sum_{i=2}^4 a_i S_{it} + a_5 d_{1t} + a_6 d_{2t} + a_7 t^2 \\
 & + a_8 d_{2t} S_{4t} + \sum_{i=1}^5 a_{8+i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^5 a_{13+i} M_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^5 a_{18+i} V_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (15)$$

但し

t は整数 ($t = 1, \dots, 64$)

$S_i = 1$ (第 i 四半期のとき)

$= 0$ (それ以外)

$d_1 = 0, 1967 : I - 1973 : IV$

$= 1, 1974 : I - 1982 : I$

$d_2 = 0, 1967 : I - 1969 : IV$

$= 1, 1970 : I - 1982 : I$

その検定結果 (第13表) は、季調済データが用いられた場合、トレンドの定式化にかかわらず古典派モデル (LSW 命題) に不利、原計数データが用いられた場合は、トレンドの定式化によって結論が分かれるということを示している。

次に Parkin (1984) はトレンドと季節要因を明示的に含むさまざまな定式化の実質所得時系列モデルを計測、その残差を実質所得の循環要因 (y_t) と考え、その各々を通貨ストック (y_t) を推計した時に用いた季節要因とトレンドに関して直交化した通貨ストック m^r によって説明する回帰式を推定した。具体的な定式化は次の通りである。

$$y_t = \rho(L)y_{t-1} + \theta(L)\varepsilon_t + \sum_{i=1}^5 k_i m_{t-i}^r \quad (16)$$

この場合、係数 k_i がグループとして有意でない、という F 検定は、通貨量が所得を Granger の意味で cause しない、という仮説検定と同義である。

k_i の F 検定の結果は、原計数データを用いた場合は (産出量が一定の季節パターンに従う、という制約をおいたモデル 5～7 を除いて) 通貨量は産出量を cause せず、LSW 命題を支持する結果となっている、というものであった。

こうした結果について、Parkin (1984) は季調済データを用いたとき、通貨量が実質所得を Granger の意味で cause するのは、X11タイプの移動平均型の季節調整が惹き起こす「みせかけの因果関係」によるもので、原計数データを用いた実証結果の方が信頼できるとし、古典派モデルの方が統計的に支持されていると考えるべきだと主張している。そこでの論点は、次の

17) モデル13～16については季調済データを用いた計測も可能であるため、実際に比較される実証モデルは20通りである。

ように考えることができる。今、簡単化のために実質所得にはトレンド・季節要素の構造変化等がなく、それが純粹に古典派的メカニズム＋季節要素で決定されている、とする。すなわち、

$$y_t = \lambda y_{t-1} + u_t + S_t$$

但し S_t は t 期の季節要素である。

ここで y_t の季節性をちょうど相殺するようなラグ多項式 $S(L)$ (すなわち、全ての t について、 $S(L)S_t = 0$) が存在したとすると、季調済の実質所得 y_t^{SA} は

$$y_t^{SA} = S(L)y_t = \lambda S(L)y_{t-1} + S(L)u_t$$

となり、ホワイト・ノイズであった誤差 u_t が移動平均型に変換されてしまう。従って、この

u_t に通貨量のイノベーションが含まれていると、通貨量の過去のイノベーションが現在の季調済の実質所得をみかけ上 cause することになる。

なお、Parkin (1984) はトレンド処理、産出概念の違い（鉱工業生産対実質 GNP）、季節性変化の処理方法等が因果関係の計測結果に影響を与えている可能性があり、その検討が今後の課題であることを示唆しているが、おそらく古典派モデルが支持されたという結論は揺るがないだろう、と考えているようである。

しかし、この結論には、3つの大きな留保点が存在する。第1に、Parkin による原計数デー

第12表 非確率的なトレンド変数及び季節変数を持つ16のモデル(Parkin(1984))

モデル	係数に対するゼロ制約					これまでの研究
	a2~a4	a5	a6	a7	a8	
1						
2				○		
3		○	○			
4		○	○	○		
5					○	Grossman and Haraf (1983)
6				○	○	
7		○	○		○	
8		○	○	○	○	
9	○					
10	○			○		
11	○	○	○			
12	○	○	○	○		
13	○				○	Seo-Takahashi (1981) (SA), Taniuchi (1982) (SA), and Hamada -Hayashi (1983) (SA) Piggot (1980) (SA), and Oritani (1981)
14	○			○	○	
15	○	○	○		○	
16	○	○	○	○	○	

a2~a4 = 1 次の季節ダミー

a5 = 1974: I における GDP テレンドのレベルの変化

a6 = 1974: I 以降のテレンドの変化

a7 = 2 次のテレンド

a8 = 1970年以降の第4四半期における季節パターンの変化

○はこれまでの研究においてインプリシットにゼロ制約が課されている係数

タの優越性の主張は、Granger 検定に関するものであり、Granger 検定を用いた Hamada-Hayashi (1985) の結果の一部に疑問を投げかけ得るものではあっても、Granger 検定によっていない Pigott (1978)、瀬尾・高橋 (1982)、Hamada-Hayashi (1985)、谷内 (1982) の結果に対する批判としては根拠が弱いと考えられる点である。

第2に、実質 GNP と通貨量の因果関係の実証は、LSW 命題の実証を直接の目的とするも

の以外にも数多く行われているが、これらの結果をみると原計数を用いた実証が LSW 命題に肯定的（通貨量が実質産出量を cause しない）とは限らないようである。例えば、Komura (1982、1984)、Ram (1984) は原計数データを用いているが、通貨量の選択 (M_1 か M_2 か) 及び計測期間、検定法 (Granger 検定か Mehra のフィルターを用いた Sims 検定か) によって結果はまちまちである (第14表参照)。

第3に、Granger の因果関係を用いた実証と

第13表 通貨量及び流通速度と実質 GNP との Granger の因果関係

モデル	自由度	通貨量→実質GDP (F 値)	流通速度→実質GDP (F 値)
1	5.32	0.85	1.78
2	5.33	1.21	1.85
3	5.34	2.00	2.80*
4	5.35	1.64	2.58*
5	5.33	1.30	0.70
6	5.34	1.46	0.50
7	5.35	2.56*	1.04
8	5.36	1.80	0.60
9	5.35	1.33	1.40
10	5.36	2.16	1.42
11	5.37	2.40	1.82
12	5.38	2.06	1.65
13	5.36	1.48	1.08
14	5.37	2.10	0.98
15	5.38	2.57*	1.51
16	5.39	2.08	1.21
13SA	5.36	2.44	1.54
14SA	5.37	3.13*	1.06
15SA	5.38	3.49*	1.62
16SA	5.39	2.93*	1.12

注) 1. $F_{.05}(5.30) = 2.53$

$F_{.05}(5.40) = 2.45$

2. *は有意水準 5%で帰無仮説が棄却されたことを示す。

出典) Parkin (1984)

Barro 型の誘導型モデルを用いた実証の検定対象は同一ではなく、特殊な統計的仮定を置かずに Granger の因果関係によって LSW 命題の実証が可能であるためには、予期せざる通貨量の当期の値のみが実質所得に影響を与えるという単純な Lucas 型の総供給関数に準ずる仮定が不可欠である点も重要である。この点は、Sargent が Granger の因果関係を用いた中立性命題の実証を提唱して以来、Nelson (1979)、McCallum (1979)、Abel-Mishkin (1983) 等によって論じられてきた。

今、単純な Lucas 型総供給関数が正しいとすると、誘導型の産出量方程式は、

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \beta(m_t - E_{t-1}m_t) + u_t$$

のように書ける。

ここで、 Y_t は実際の産出量を表わし、 Y_t の過去値の加重和項は自然産出量に対応すると解

釈できる。また、 u_t はホワイト・ノイズである。

このとき、この誘導型に通貨量の過去値を追加し、予期せざる通貨量の項を落とした方程式

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_i m_{t-i} + u_t \quad (17)$$

を計測すると、 m_{t-i} ($i = 1, \dots, n'$) は $m_t - E_{t-1}m_t$ についての情報を全く含んでいないから、 α_i ($i = 1, \dots, n'$) のグループとしての有意性を F 検定したとき、任意の n' に対して α_i ($i = 1, \dots, n'$) は有意でない可能性が高い。このことは、通貨量が Granger の意味で実質産出量を cause しないことを意味する。この場合、このモデルに対応する複合仮説としての LSW 命題の検定は、通貨量と実質所得の Granger の因果関係の検証によって行うことができ、通貨量が実質産出量を cause すると、LSW 命題が否定される。¹⁸⁾

しかし、総供給関数が単純な Lucas 型でなく、

第14表 Komura(1982, 84), Ram(1984)による通貨量と実質 GNP の Granger の因果関係検定

	Granger検定	Sims検定	Granger検定	Sims検定
1955 : I -1964 : IV	$M_2 \longrightarrow$ RGNP	$M_2 \longrightarrow$ RGNP	$M_1 \longrightarrow$ RGNP $\longleftarrow$	$M_1 \longrightarrow$ RGNP $\longleftarrow$
1955 : I -1971 : II	M_2 RGNP	M_2 RGNP	$M_1 \longrightarrow$ RGNP	$M_1 \longrightarrow$ RGNP
1971 : III -1980 : IV	$M_2 \longrightarrow$ RGNP $\longleftarrow$	M_2 RGNP	M_1 RGNP	M_1 RGNP

→ F 値が少なくとも 2 つのラグ・パターンについて 5% 有意

→ " 少なくとも 1 つの " "

→ " " " 10% "

RGNP : 実質 GNP

出典) Komura (1984) から作成

18) ちなみに Granger の因果関係の検出に当たっては、情報集合の選択 (検定に用いられる計測式に含まれる説明変数の選択) が重要であるが、産出量方程式の Granger 検定は、説明変数として財政その他の変数が含まれていなくともそれなりの有効性を持つ。なぜなら、広義の LSW 命題が正しければ、通貨量であれ、財政支出であれ、いかなる予期された政策変数の変動もそれが自然産出量に影響を与えない限り実質産出量を cause できない筈である。従って予期された通貨量が (たとえ他の変数との相関の結果であっても) 実質産出量を cause するとすれば、直ちに LSW 命題は棄却されることになる。

Barro が実証に用いた型の

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i (m_{t-i} - E_{t-i-1} m_{t-i}) + u_t$$

であったとすると、 m_t の過去値は m_{t-i-1} ($i = 1, \dots, n$) についての情報を含むため、(12)式を推計したとき、 α_i の推計値はバイアスを持ち、Granger の因果関係の検証の結果から LSW 命題の成否を判断することはできない。

また、単純な Lucas 型供給関数であっても、 u_t に系列相関があるときには、 α_i はやはり偏りを持つため、Granger の因果関係を LSW 命題の実証に用いることには問題が生ずる。これは Hamada-Hayashi (1985) が Barro 型の誘導型方程式の変換から所得と通貨量の Granger の因果関係を解釈しようとしたときに生じている問題点である。Hamada-Hayashi (1985) の考え方は、次のように説明できる。今、Barro 型の誘導型産出量方程式 (但し通貨量については対数差分 $Dm_t = m_t - m_{t-1}$ を使用)

$$y_t = \sum_{i=1}^n b_i (Dm_t - E_{t-1} Dm_t) + u_t$$

をラグ演算子の多項式

$$b(L) = b_0 + b_1 L + b_2 L^2 + \dots$$

(但し、 L はラグ・オペレーターで $LX_t = X_{t-1}$ を意味する) を用いて書き直すと

$$y_t = b(L) (Dm_t - E_{t-1} Dm_t) + u_t$$

となる。ここで両辺に $b(L)^{-1}$ をかけると

$$b(L)^{-1} y_t = (Dm_t - E_{t-1} Dm_t) + b(L)^{-1} u_t$$

となり、これはさらに

$$y_t = a(Dm_t - E_{t-1} Dm_t) + \sum_{i=1}^{\infty} f_i y_{t-i} + w_t$$

と書き直すことができる。

このとき、 $w = b(L)^{-1} u_t$ が系列相関を持たないホワイト・ノイズになっていれば、 y_t 及び Dm_t のラグ値の上に y_t を回帰し

$$y_t = \sum_{i=1}^T f_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^T g_i Dm_{t-i} + v_t$$

を計測しても、 Dm_{t-i} の係数 g_i はグループとして有意でない (Dm_t は y_t を Granger の意味で cause しない)、と考えることができる。しかし、もとの Barro 型の誘導型方程式の誤差項に系列相関があり、それに通貨量と所得の関係を規定しているラグ多項式 $b(L)^{-1}$ を乗じて変換することによって得られた w_t が、たまたまホワイト・ノイズになっている、という想定はかなり苦しいといわざるを得ず、Granger の因果関係による LSW 命題の検定は単純な Lucas 型の総供給関数に準ずる定式化と不可分であると考えの方が自然であるように思われる。¹⁹⁾

(6) 尤度比を用いた LSW 命題のカイ 2 乗検定 —Mishkin (1983) の方法と Gochoco (1985) による実証

Mishkin は、その一連の論文 (1982a, 1982b, 1983) で、Barro の手法に代わる、より効率的な LSW 命題の検定手順として係数間制約を用いた尤度比検定を提案した。本章では、まず Mishkin (1983) に従ってその考え方を示し、次いで Gochoco (1985) による日本経済に関する実証研究を紹介する。

今、通貨量の予測方程式として(6)式を考え、期待は合理的、産出量に対しては予期された通

19) 更に、もう 1 つの問題として、本来モデルでは無限級数和である実質産出量のラグ値を、適当な長さ T で切断してしまっている、という点が挙げられる。Granger 検定の結果がラグの長さの選択に極めて敏感であることは、例えばさまざまな通貨量指標について名目所得と通貨量指標間の Granger の因果関係を (3 つの代表的なモデル選択基準に基づいて決定された) 多くの異なるラグの長さについて実証した Thornton-Batten (1985) 等によって示されており、結果の解釈に当たっては、この点にも注意しておく必要がある。

貨量の影響がない、と仮定すると、次のようなシステムが成り立つ。

システム A (LSW 命題を仮定)

$$m_t = Z_{t-1}\underline{\theta} + u_{3t} \quad (6)$$

$$y_t = \sum_{i=0}^n a_i(m_{t-i} - Z_{t-i-1}\underline{\theta}) + \varepsilon_t \quad (7A)$$

(7A) 式は $\underline{\theta}$ の項を含んでいないから、(6)式と (7A) 式からなるシステムは合理的期待とともに貨幣の中立性を明示的仮定として含んでいることになる。²⁰⁾ これらの仮定を緩めることによって次のような場合分けが考えられる。

システム B (合理的期待のみ仮定)

$$m_t = Z_{t-1}\underline{\theta} + u_{3t} \quad (6)$$

$$y_t = \sum_{i=0}^n a_i(m_{t-i} - Z_{t-i-1}\underline{\theta}) + \sum_{i=0}^n b_i Z_{t-i-1}\underline{\theta} + \varepsilon_t \quad (7B)$$

システム C (貨幣の中立性のみ仮定)

$$m_t = Z_{t-1}\underline{\theta} + u_{3t} \quad (6)$$

$$y_t = \sum_{i=0}^n a_i(m_{t-i} - Z_{t-i-1}\underline{\theta}^*) + \varepsilon_t \quad (7C)$$

$$\underline{\theta} \neq \underline{\theta}^*$$

システム U (合理的期待と貨幣の中立性を両方とも仮定せず)

$$m_t = Z_{t-1}\underline{\theta} + u_{3t} \quad (6)$$

$$y_t = \sum_{i=0}^n a_i(m_{t-i} - Z_{t-i-1}\underline{\theta}^*) + \sum_{i=0}^n b_i Z_{t-i-1}\underline{\theta}^* + \varepsilon_t \quad (7U)$$

$$\underline{\theta} \neq \underline{\theta}^*$$

Mishkin の検定は、合理的期待の仮定 and/or 中立性の仮定に制約されたシステム (A、B、C) と制約されないシステム (U) を尤度比検定により比較し、合理的期待・中立性命題の妥当性、ないしその複合仮説である LSW 命題の妥当性をチェックしようというものである。より具体的には、制約されたシステムと制約されないシステムを、各々完全情報最尤法 (FIML) により推定することが最初のステップとなる。²¹⁾

このとき、識別性の仮定から(6)と(7)の誤差項には相関がなく、2つの方程式残差の分散共分散行列は対角行列と考えることができるので

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{SSR}_m/N & 0 \\ 0 & \text{SSR}_y/N \end{bmatrix}$$

但し、 SSR_m : 通貨量予測方程式の残差 2 乗和

SSR_y : 誘導型産出量方程式の

N : 観測値数

と書ける。FIML は尤度関数

$$\log L = \text{定数} - \frac{N}{2} \log (\det \Sigma) \quad (10)$$

(但し $\det \Sigma$ は Σ の行列式)

の最大化条件を満たすパラメーターを推定する。

20) モデルの識別条件は 4. で取り扱う。

21) Mishkin 自身の実証研究では、技術的制約から非線型三段階最小 2 乗法の繰返し計算 (NLI3SLS) を用いている。この点に関して Mishkin は三段階最小 2 乗法の繰返し計算 (I3SLS) は理論上 FIML に収束することから、実質的には同等である、としている。但し、非線型の場合、この同等性は必ずしも一般には成り立たない点に注意する必要がある (この点については国友氏の指摘による)。

このとき、制約条件が正しいという帰無仮説の下で

$$LR = -2 \log L^R / L^U = N \log (\det \Sigma^R / \det \Sigma^U)$$

は自由度 q のカイ 2 乗分布に従う。

但し、

L^R ($R = A, B, C$) : システム A, B, C に対応する制約されたシステムの最大尤度、

L^U : 制約されていないシステムの最大尤度、

q : 制約条件の数、

Σ^R : 制約されたシステムにおける Σ の推定値、

Σ^U : 制約されないシステムにおける Σ の推定値、

である。

ちなみに、Mishkin による米国経済に関する実証結果は

- ① 予期された通貨量の変動は実質産出量に影響を与え、その影響の強さは予期されざる通貨量の変動を下回るものではない。従って LSW 命題は先験的な識別性の仮定が正しい限り棄却される、
- ② 合理的期待仮説と貨幣の中立性命題を個別にみると、貨幣の中立性命題は極めて強く棄却されるが、合理的期待仮説に関する実証結果は曖昧であり、複合仮説としての LSW 命題は主として中立性命題により棄却される、というものであった。

Gochoco (1985) は、季調済・原計数双方のデータを用いて、変動相場制移行後の日本経済に関して Mishkin の手法による LSW 命題の実証を行った。その結果は、複合仮説としての LSW 命題及び貨幣の中立性命題は棄却される

(=予期された通貨量変動は実質産出量に影響を与える) が、合理的期待仮説は棄却されない、ということである。²²⁾

Gochoco (1985) の実証結果は、米国における Mishkin (1983) の実証結果同様、LSW 命題が成立しないこと、²³⁾ その理由が主として中立性命題の不成立にあること、を示唆している。

また、Parkin の予想に反して、これらの結果は季節性の取扱いに関して頑健性の高いものとなっている。

4. おわりに—今後の課題

以上、これまで日本経済に関して行われてきた LSW 命題の実証研究の概略を紹介してきた。それらの結果は第15表にまとめられるが、Barro-Mishkin 型の実証結果はいずれも日本における LSW 命題の不成立を示唆しており、これに対する Parkin の反論はやや根拠に乏しいといえる。

80年代に入って LSW 命題の背後にある合理的期待派の金融的景気循環論は、技術革新等の実物的な要因をより重視する実物的景気循環論者から新たな挑戦を受けている。一方、ケイジアン立場に立つ経済学者も要素価格の変動等の実物的要因が景気循環に与える影響に対する関心を一段と高めている。²⁴⁾ 従って今後の日米経済の実証研究に当たってはこれら実物的要因の取扱いが次第により大きなウエイトを占めることになろう。しかし、LSW 命題とその背後にある金融的景気循環論の基本的分析枠組みの中でも、今後解決されるべき問題点が残され

22) 通貨量予測方程式については、 $M_2 + CD$ 増加率をそのラグ値及び WPI 国内品、鉱工業生産 (いずれも 6 期ラグ) で計測 (経常収支、現先レート、財政赤字率は有意でなかったため、採用せず)。

23) また、Mishkin (1983) の研究では、産出量方程式のラグの長さによって結論が大きく変わり、ラグを 7 期に縮めた場合には LSW 命題が成り立つが、ラグを 20 期まで延長した場合には LSW 命題が棄却されるとしている。これに対して、Gochoco (1985) の研究では、ラグがかなり短いにもかかわらず LSW 命題が棄却される、という結論になっている。

24) こうした最近の展開のより詳しい展望としては鹿野 (1983)、吉川 (1984) 参照。

ていない訳ではない。これまでの実証で十分取り上げられていない問題としては、例えば次のようなものが挙げられる。

① 期待形成の際の情報集合の問題

Barro-Mishkin 型の実証手法では、計測期間のはじめに、経済主体は、計測期間末でなければ入手できない情報を持っていることが仮定されている。この点は瀬尾・高橋においても次のように指摘されている。

例えば、今、人々が1965年の第1四半期から第2四半期にかけて予想をたてようとしている場合を考えてみると、この場合、人々にとって利用可能な情報は1965年第1四半期以前のもののみである。それ故60年代を通じて計測した方程式の推計値をその時々マネーサプライの予測値とするのは必ずしも適切とはいえない（瀬尾・高橋（1982）、p.55）。

Barro（1977）は、この点について、実証上の影響は小さい、と報告しているが、Sheehan（1985）はLSW命題の実証結果は期待形成についての仮定に大きく依存し、米国の場合過大な情報集合を仮定した場合には、中立性命題に有利な実証結果となる傾向があることを報告している。

この点は、日本経済に関する実証においても今後検討さるべき問題であろう。²⁵⁾

② 自由度の問題

LSW 命題の Barro 型の実証に関し、比較的論じられていない問題点として計測式における自由度不足の問題が挙げられる。この点で問題なのは Barro の一連の実証以来、計測式における説明変数のラグ値は各々独立の変

数として扱われるのが普通であり、例えば、Almon の手法を用いることにより、有限多項式の形でラグ・パターンを近似し、数期にわたるラグを加重平均の形でまとめて説明変数の数を減らす、というような工夫はあまりなされていないことである。²⁶⁾

このため、説明変数間に多重共線性が生じ、計測結果が不安定となっている可能性は否めない。実際にこの形の計測を手がけた高橋によれば、「ラグの長さ・定式化を変えることにより、かなり計測結果が変わることがある」ということであり、係数値の頑健性をチェックする余地があるといえよう。

③ 観測同等性の問題

観測同等性の問題は、Sargent（1976b）等で提起され、Barro 型の実証に対する最も根本的な批判と考えられている。

この批判の骨子は次の例によって示すことができる。

今、通貨量の決定ルール(6)の最も単純な形として

$$m_t = \theta m_{t-1} + v_t \quad (6)$$

を仮定し、また、産出量方程式として通貨量が実質産出量に対して中立的でなく、LSW 命題が成立しない

$$y_t = \delta m_t + w_t$$

を考える。このとき、 m_t を MA 型に書きかえると、

$$m_{t-1} = \sum_{i=1}^{\infty} \theta^{i-1} v_{t-i}$$

となり、これを上式に代入すれば

25) こうした方向の1つの試みとして、多状態カルマン・フィルターを使用し、予測時点までに利用可能な情報のみを用いて予測誤差を算出、これに基づいて物価、通貨量、実質産出量のVARモデルを計測して固定相場制期と変動相場制期の経済パフォーマンスを比較した Meltzer（1985）がある。

26) もっとも、Parkin（1984）の実証では総供給関数に Koyck ラグを仮定、また Pigott（1978）は産出量方程式における通貨量の係数和がゼロという特殊な仮定をおいている。

$$y_t = \delta \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i v_{t-i} + w_t \quad (16)$$

となる。ところが(6)'から $m_t - E_{t-1}m_t = v_t$ であるので、(16)は

$$y_t = \delta \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i (m_{t-i} - E_{t-i-1}m_{t-i}) + w_t \quad (16)'$$

とも書き換えられる。この式は、Barro が LSW 命題実証の出発点として仮定した式に他ならないから、結局、LSW 命題の成立しない世界から導かれる誘導型が LSW 命題の成立を前提とする Barro の誘導型と観測上同等ということになってしまう。

第15表 LSW 命題の主要実証結果の比較

	実証手法	主な比較対象	計測期間とデータ属性	LSW命題の成否	特 色
Pigott (1978)	Barro型	予期せざる通貨量変動と予期された通貨量変動の説明力比較。	季調済・四半期 (1958：Ⅰ －1977：Ⅲ)	否定的	産出量方程式に強い制約を課す。 通貨量方程式の精度が低い。
瀬 尾・ 高 橋 (1982)	"	"	季調済・四半期 (1961：Ⅰ －1982：Ⅳ)	"	通貨量予測方程式を政策反応関数として定式化。
Hamada－ Hayashi (1985)	Barro型及び Granger検定	"	季調済・月 次 (1965年10月 －1982年12月)	"	月次データを使用。誤差項の外生性の仮定につき実証的に検討。
Gochoco (1985)	Mishkin型	"	季調済・月 次 及び 原計数・月 次 (1983：Ⅰ －1984：Ⅲ)	"	同時推計法を適用。季節調整の影響を検証。
谷 内 (1982)	Barro型	古典派的に定式化された予期せざる通貨量とFischer的に定式化された予期せざる通貨量の比較。	季調済・四半期 (1960：Ⅳ －1980：Ⅱ)	"	春闘に着目した事前期待モデルを定式化。
Parkin (1984)	Granger検定	"	季調済・四半期 及び 原計数・四半期 (1967：Ⅰ －1982：Ⅰ)	肯定的	季節調整の影響検証。

注) Barro型とは、通貨量予測方程式を計測し、その残差を予期せざる通貨量として産出量方程式において用いる2段階接近法を指し、Mishkin型とは両方程式の同時推計に基づく接近法を指す。

このことは、Barro が当初考えていたように構造モデルを完全にブラック・ボックスと考へ、誘導型方程式から直接 LSW 命題の成否をチェックすることは原理的に不可能であるため、構造モデル及びその識別条件は先験的に仮定せざるを得ないことを意味している。

この点に関し、Mishkin (1983) は Barro 型のモデルを一般化したシステム

$$X_t = \sum_{i=1}^M Z_{t-i} \gamma_i + u_t$$

$$Y_t = \tilde{Y}_t + \sum_{j=0}^N (X_{t-j} - \sum_{i=1}^M Z_{t-j-i} \gamma_i) \beta_j$$

$$+ \sum_{j=0}^N \left(\sum_{i=0}^N Z_{t-j-i} \gamma_i^* \right) \delta_j + \varepsilon_t$$

但し、 X_t : 通貨量を含む k 変数のベクトル ($k \geq 1$)

Y_t : 実際の産出量

$\tilde{Y}$: 自然産出量

Z_{t-i} : X の予測に用いられる $t-i$ 期の ($p+k$) 次元の変数ベクトルで、変数 X のラグ値ベクトルとその他 p 個の変数 ($p \geq 0$) から成る

$\gamma_i, \gamma_i^*, \beta_i, \delta_i$: 係数行列ないしベクトル

において、

- i) 単純な Lucas 型の総供給関数のように、産出量方程式において X_t の予期せざる変動の実質産出量に対する効果がラグを伴わないこと、
- ii) 通貨量予測方程式の説明変数に、産出量に直接影響を与えない変数のラグ値が少なくとも 1 つ含まれている、

のいずれかの条件が満たされているとき、モデルは識別可能であり、LSW 命題の仮説検定を行うことが可能となることを示している。²⁷⁾

また、Buiter (1983) は通貨当局が予期せざる実質産出量の変化を相殺する (ないし accommodate する) という政策ルールを採っていると仮定すると、識別不能の問題が起ることを示している。すなわち、上記の政策ルールの下では、通貨量予測方程式は予期せざる実質所得変動 ($Y_t - E_{t-1} Y_t$) の関数であって、例えば

$$m_t = aX_t + b(Y_t - E_{t-1} Y_t) + cY_t + u_t$$

という形になる (このような事態は民間金融部門の反応によっても起こり得る)。²⁸⁾

そして、このような場合に識別不能になってしまうのは、通貨当局ないし民間部門が予期せざる実質産出量に応じて通貨量を変化させているとすれば、実質産出量の変動が自己回帰的に自らに影響するルートと、実質産出量の予期せざる変動が予期せざる通貨量の変動を介して実質産出量にフィード・バックするというルートが識別できなくなるためである。この場合、Barro-Mishkin 型の誘導型方程式による検定も Granger の因果関係を用いた検定も、ともに成り立たない。

このことは、検定方式の如何にかかわらず、瀬尾・高橋 (1982) 等で行われているような政策ルールのチェック及び、民間部門の反応のチェックが実証研究の手続き上極めて重要なステップであることを意味する。また、通貨量の予測方程式を計測する際に通貨量概念としてどのマナー・サプライ指標を選択し、

27) この点の詳細については Mishkin (1983) pp.13~15 及び pp.27~31 参照。

28) Buiter (1983) は、Barro 型の誘導型産出量方程式は現在及び過去に予期された将来の通貨量変動が実質所得に与える影響を捨象している点も指摘している。

どの単位期間を用いるか、ということが、通貨量予測方程式において予期せざる実質所得変動項を排除できるかどうかに係わってくることになる。

④ 価格機能の問題

2. でも述べたように、狭義の LSW 命題は

イ. Lucas 型の総供給関数

ロ. 合理的期待

ハ. マネタリスト的総需要関数

の複合仮説である。この世界で（予期せざる）通貨量の変動が実質産出量に影響を及ぼし得るのは、それがハ.を通じて価格の予期せざる変化を生じさせるからに他ならない。換言すれば、LSW 命題成立の必要条件として、通貨量変動と価格変動、価格変動と実質産出量変動の2つのリンクがあることになる。

しかし、Barro の誘導型アプローチは、巧みに価格変数を消去してしまうため、その必要条件の成否を問うことなく通貨量と実質産出量の関係のみを検討する形となっている。このことは、この実証的枠組みの下における実質産出量と通貨量の関係が、仮に LSW 命題と斉合的であっても、それがみせかけのものである懸念を常に抱かせる理由となっているといえよう。

従って LSW 命題の実証的検討を補完する上で、価格のリンク機能を検証することは是非とも必要であると考えられる。具体的な方法としては当然多変量時系列モデルの利

用²⁹⁾等が考えられるが、その他にも誘導型価格関数からアプローチすることが可能であろう。

このような考え方の1つの例として Gordon (1982) がある。Gordon (1982) は、貨幣の長期的中立性と価格の漸進的調整の可能性を組合わせて表現した一般的な価格関数の誘導型として

$$\begin{aligned} \dot{P}_t = & \sum_{i=1}^n C_i \dot{P}_{t-i} \\ & + d_0 E_{t-1}(\dot{Q}_t - \dot{Y}_t) + d_1 (\dot{Q}_t - E_{t-1} \dot{Q}_t) \\ & + d_2 y_t + d_3 Z_t + u_t \end{aligned} \quad (18)$$

但し、 $\dot{P}_t$: t 期のインフレ率

$\dot{Q}_t$: 名目 GNP の伸び率

$\dot{Y}_t$: 自然産出量の伸び率

Z_t : サプライショックの代理変数

y_t : $Y_t - \bar{Y}_t$

u_t : ホワイト・ノイズ

を計測するとともに、³⁰⁾ もし、Parkin 型の総供給関数

$$y_t = \alpha (P_t - E_{t-1} P_t) + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11')$$

が正しければ、価格方程式は、

$$\begin{aligned} \dot{P}_t = & E_{t-1}(\dot{Q}_t - \dot{Y}_t) + \frac{1}{1+\alpha}(\dot{Q}_t - E_{t-1} \dot{Q}_t) \\ & + (1-\lambda)y_t - \frac{1}{1+\alpha}\varepsilon_t \end{aligned}$$

となることを示した。

29) 多変量時系列モデルによる LSW 命題の実証例としては McGee and Stasiak (1985) がある。彼等の研究は価格 (GNP デフレーター)、実質 GNP、マネーサプライの対数差分を用いた3変量時系列モデルを米国に当てはめたものであり、これによると LSW 命題は棄却されている。

30) この定式化に関連して注意すべきことは、従来の自然失業率に対応する産出量の取扱いである。すなわち、これまでの LSW 命題の実証研究では、自然失業率に対応する産出量は1次(ないし2次)の外生的トレンド(第1次石油危機による構造変化を考慮した屈折を持つ)と仮定されている。しかし、金融財政政策が自然失業率に対応する産出量水準を変化させることは、理論的にあり得ることであり、上記の仮定がかなり強いものであることは否定できない。

換言すれば、Parkin 型の総供給関数の下
で LSW 命題が成立するためには(18式で

$$\sum_{i=1}^n C_i = 0, d_0 = 1, d_1 = \frac{1}{1+\alpha} < 1,$$

$$d_2 = (1-\lambda) < 1$$

が満たされねばならない。ここで、 $\sum C_i = 0$ は価格慣性が小さいことを、 $d_0 = 1$ は需要に対する価格調整が迅速であることを意味する。

Gordon (1982) は1890年－1980年にかけての米国経済の四半期データに基づき、さまざまな期間について実証を行い、価格の慣性が大きいという結果が得られたこと（この場合には LSW 命題は棄却される）を報告している。³¹⁾

本章で取り上げた諸点の明示的考慮は、米国における実証例からみて、LSW 命題にとって更に不利な要素となる可能性が強いが、これまで精力的に行われてきた日本経済に関する LSW 命題の実証を補完し、日本経済の作動特性に関する理解を一段と深める上で極めて有益であるといえよう。

以 上

31) また、Gordon (1982) は Blinder-Fischer によって主張された産出量調整における在庫変動の重要性を裏付ける計測結果も示している。

【参考文献】

- 浅子和美、「合理的期待形成仮説とマクロ安定化政策」、政策構想フォーラム編、『論争経済政策は有効か』、東洋経済新報社、1984年
- 有賀健、「復古典経済学の実証的意義とマクロ経済政策へのあらたな視点」、同上
- 翁邦雄、「Granger の因果関係を用いた実証分析の再検討」、『金融研究』、第4巻第4号、1985年12月
- 折谷吉治、「マネーサプライと物価、実質 GNP との関係—インフレの成長抑圧効果の検証—」、『金融研究資料』第7号、日本銀行金融研究所、1981年2月
- 鹿野嘉昭、「サーベイ：Stochastic Macroeconomics」、『金融研究』第2巻第3号、1983年11月
- 瀬尾純一郎・高橋亘、「合理的期待とマネーサプライ政策——わが国における「マクロ合理的期待仮説」の検証——」、『金融研究資料』第11号、1982年2月
- 谷内満、『新しいマネタリズムの経済学』、東洋経済新報社、1982年12月
- マイケル・パーキン、「日本経済とケインジアン、古典派の景気変動論」、『金融研究』第3巻第2号、1984年7月
- 吉川洋、『マクロ経済学研究』東大出版会、1984年6月
- Abel, Andrew and Mishkin, Frederic S. "An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy," Journal of Monetary Economics, Nov. 1983, pp. 3-24.
- Barro, Robert J., "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States," American Economic Review 67, March 1977, pp. 101-115.
- , "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States," Journal of Political Economy 86, August 1978, pp. 549-580.
- , "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States," American Economic Review 69, December 1979, pp. 1004-1009.
- Barro, Robert J. and Rush, M., "Unanticipated Money and Economic Activity," in Stanley Fischer ed., Rational Expectations and Economic Policy, University of Chicago Press, 1980, pp. 23-48.
- Buiter, Willen H., "Real Effects of Anticipated and Unanticipated Money," Journal of Monetary Economics Dec. 1983, pp. 207-224.
- Fischer, Stanley, "Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule," Journal of Political Economy 85, 1977, pp. 191-206.
- , "On the Activist Monetary Policy With Rational Expectation," in Stanley Fischer, ed., Rational Expectations and Economic Policy, University of Chicago Press, 1980.
- Friedman, Milton and Schwartz, Anna, "Money and Business Cycle," Review of Economics and Statistics, Feb. 1963, 45, Part 2, pp. 32-64.
- Gochoco, Maria S., "Tests of the Macro Rational Expectations Hypothesis : The Case of Japan 1973-1984," (forthcoming, Journal of Money, Credit and Banking), 1986.
- Gordon, Robert J., "Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980," Journal of Political Economy 90, December 1982, pp. 1087-1117.
- Grossman, Herschel I. and Haraf, William S., "Shunto, Rational Expectations and Output Growth in Japan," Working Paper No. 83-5, Brown University, Department of Economics, May 1983.
- Hamada, Kouichi and Hayashi Fumio, "Monetary Policy in Postwar Japan," in Albert Ando et al. ed. Monetary Policy in Our Times, MIT Press, 1985, pp. 83-121.
- Komura, Chikara, "Money, Income, and Causality : The Japanese Case," Southern Economic Journal, July 1982, pp. 19-34.
- , "Money, Income, and Causality in Japan-Supplementary Evidence : Reply," Southern Economic Journal, April 1984, pp. 1219-1223.
- Leiderman, L. "Macroeconomic Testing of the Rational Expectations and Structural Neutrality Hypotheses for the United States," Journal of Monetary Economics, Jan. 1980, 6, pp. 69-82.

- McCallum, Bennett T. "On the Observational Inequivalence of Classical and Keynesian Models," Journal of Political Economy 87, April 1970, pp. 395-402.
- McGee, Robert T. and Stasiak, R. T., "Does Anticipated Monetary Policy Matter ? Another Look," Journal of Money, Credit and Banking, February 1985, pp. 16-27.
- Meltzer, Allan H., "Variability of Prices, Output and Money Under Fixed and Fluctuating Exchange Rates : An Empirical Study of Monetary Regimes in Japan," Monetary and Economic Studies, Vol. 3, No. 3 December 1985.
- Merrick, John J., "Financial Market Efficiency, the Decomposition of "Anticipated" versus "Unanticipated" Money Growth, and Further Tests of the Relation Between Money and Real Output," Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 15, No. 2, May 1983, pp. 222-232.
- Mishkin, Frederic S., "Does Anticipated Monetary Policy Matter ? An Econometric Investigation," Journal of Political Economy 90, 1982a, pp. 22-51.
- , "Does Anticipated Aggregate Demand Policy Matter ? Further Econometric Results," American Economic Review 72, 1982b, pp. 788-802.
- , "A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics : Testing Policy Ineffectiveness and Efficient Markets Models," University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 1983.
- Nelson, Charles R., "Granger Causality and the Natural Rate Hypothesis," Journal of Political Economy 87, April 1979, pp. 390-394.
- Parkin, Michael, "Discriminating between Keynesian and Classical Theories of the Business Cycle : Japan 1967-1982," Monetary and Economic Studies, Vol. 2 No. 2, December, 1984, pp. 23-60.
- Piggott, C., "Rational Expectations and Counter-cyclical Monetary Policy : The Japanese Experience," Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, Summer 1978.
- Ram, Rati, "Money, Income, and Causality in Japan-Supplementary Evidence : Comment," Southern Economic Journal, April 1984, p. 1214-1218.
- Sargent, Thomas J., "A Classical Macroeconometric Model for the United States," Journal of Political Economy 84, April 1976a, pp. 207-237.
- , "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics," Journal of Political Economy 84, April 1976b, pp. 631-640.
- , and Wallace, Neil, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," Journal of Political Economy 83, April 1975, pp. 241-245.
- Sheehan, Richard G., "Money, Anticipated Changes, and Policy Effectiveness," American Economic Review 75, 1985, pp. 524-529.
- Sims, Christopher A., "Money, Income, and Causality," American Economic Review 62, 1972, pp. 540-552.
- Small, D. H., "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States : Comment," American Economic Review 69, 1979, pp. 996-1003.
- Thornton, Daniel L. and Batten, Dallas S., "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.
- Wasserfallen, Walter, "Forecasting, Rational Expectations and the Phillips-Curve : An Empirical Investigation," Journal of Monetary Economics 15, 1985, pp. 7-27.
- Wogin, G., "Unemployment and Monetary Policy under Rational Expectations : Some Canadian Evidence," Journal of Monetary Economics 6, 1980, pp. 59-68.