

情報構造とマクロ合理的期待モデル

山 田 節 夫

1. はじめに

新古典派経済学の枠組みのなかで、現実に観察されるマクロ・タイム・シリーズの循環的変動とそれらの間の共変関係を整合的に説明した代表的なモデルに、Lucas(1973)の景気循環モデルがある。そこで展開された Lucas タイプの総供給関数(aggregate supply schedule)は、マクロ安定化政策の完全無効性を論証するために、Sargent and Wallace(1975)や Barro(1977)等に援用され、合理的期待形成仮説(rational expectations)と相俟って、いわゆる「LSW 命題」を成立させるための不可欠の要素として広く経済学者の注目を集めたことは周知のとうりである。

Lucas 型供給関数の重要なポイントは、情報の流通や生産要素の販売が分断された島国経済における経済主体が、個別市場価格の変動といういわば「雑音」に汚染された事前情報から、彼らにとって本当に重要であるところの相対価格の変動という「信号」を抽出しようと

目 次

1. はじめに	1
2. 基礎的モデル	3
3. 「LSW 命題」の導出	5
4. 情報構造と安定化政策の有効性	8
5. ラグを伴う情報集合と情報格差	12
6. 「速報値モデル」と情報公開政策	17
7. おわりに	22
編集後記	26

する「信号抽出問題(signal extraction Problem)」に存在する。マクロ・レベルでの景気循環(business cycles)は、基本的に、この「信号抽出問題」が完全には解かれなことに起因している。また、標準的な Lucas 型供給関数では、価格にかんする予測誤差(これは通常、白色攪乱項で表わされる。)が、供給サイドの自己相関項を通じて集積するメカニズムを有しており、こうした確率過程の集積によって景気循環現象が説明されることになる。

一方、「LSW 命題」の成立は、合理的期待形成仮説を前提としたうえで、以上のような Lucas 型供給関数の性質を巧みに利用して導出されているものであり、この命題の下ではいかなる政策行動も実質国民所得に関する景気循環の制御という点では完全に無力化する。

本稿の目的は、「LSW 命題」を導出する際に頻繁に利用されている標準的な「マクロ合理的期待モデル」の枠組みのなかで、経済主体の所有する情報構造の変化が、経済の自律的なメカニズムから生成される景気循環に対して、どのように作用するのかを考察することにある。これまで、論じられてきた情報構造と安定化政策にかかわる議論の多くは、政策当局と民間の経済主体の間に、種々の理由で利用可能な情報量に違いが存在するという状況を想定し、こうした情報格差が、場合によっては安定化政策の有効性を復活させる可能性があるというものであった。本稿では、経済主体間の情報格差は前提とせず、主として、情報の時間的構造が景気循環の諸特性にどういった影響を及ぼすのかという点に関心を集中する。とくに、経済データ公表の時間構造に着目し、時間的な情報の入手可能性とマクロ景気循環の関係を検討する。

実際の経済データの公表プロセスを観察してみると、経済主体が予測を形成する時点で入手できるデータは、過去の経済活動の成果を記述したデータに限られる。最新のデータといえども、ある一定期間のラグを伴ったものにすぎない。現実のデータ公表プロセスを見ると、まず「速報値」あるいは「暫定値」という形で最新のデータが公表され、ある程度時間が経過してから、より正確に経済活動の動向を捕捉した「訂正值」が公表される場合が一般的であろう。「速報値」として公表されるデータは、それが最新時点でのデータであるというメリットを持つ反面、「訂正值」等に比して不完全なデータにすぎないというデメリットを持っている。本稿では、このような実際の経済データ公表プロセスを踏まえ、経済主体が不完全な情報であることを認識した上で、最新データを予測に役立てるようなモデルを設定し、不完全性を伴う最新データの公表が、景気循環を制御するための政策的手段として有効に機能するか否かを考察する。

情報構造を問題にすることは、「LSW 命題」の成立要件を考察するうえできわめて肝要である。この命題を否定する議論には、大きく分けて賃金・価格の硬直性を前提にするモデル

と主体の所有する情報構造の前提を変えるモデルの2種類がある。しかし、価格の硬直性をモデルに導入する議論において安定化政策の有効性が復活するのは、硬直性の導入が暗黙のうちに利用可能な情報構造の前提の変化を余儀なくさせているからであり、結局のところ情報構造の前提を変えることなくして「LSW 命題」を崩すことは不可能であるよに思われる。

以下第2節では、われわれが本稿を通じて利用する比較的単純な「マクロ合理的期待モデル」を解説する。第3節では、第2節で設定したモデルから「LSW 命題」を導出し、この命題をめぐって行なわれたこれまでの論争を簡単に概観しておく。第4節では、情報構造と安定化政策の関係を論じたこれまでの議論を簡単にサーベイすることによって、本稿のモデルの特質を明確にする。第5節では、「情報公開政策」の有効性を検討するための準備作業として、 t 期の予測を形成するのに、 $t-2$ 期までの情報しか入手できない「情報ラグモデル」を設定する。第6節では、最新時点の情報公開という政策が、われわれのモデルから生成される景気循環にどのような影響を及ぼすのかを検討する。

2. 基礎的モデル

1950年代から60年代にかけて、標準的なマクロ経済学の基礎を形成してきたケインズ経済学は、一方でその価格論的基礎の脆弱性を指摘され、他方では1970年代の世界的なインフレーションの責任を追求されるという形で急速に影響力を失って行った。これに変わって台頭してきたのが、均衡論の復活を提唱する保守派経済学者の一群であった。従来のケインズ経済学は、国民経済活動に対する政策当局による目的意識的な制御が可能であって、しかもそれが必要であるという政策命題を掲げたが、保守派経済学者はこうしたアクティビズムに深刻な疑問を投げかけ、政策当局のなすべきことは、通貨の安定的な供給に限られるべきで、経済活動に対する制御が不可能であるばかりでなく、その必要もないことを主張した。こうした安定化政策無効論の理論的根拠として、広く注目を集めたものが以下にみる「マクロ合理的期待モデル」である。

「マクロ合理的期待モデル」から導出される政策命題、すなわち、安定化政策の発動は経済主体の予想に織り込まれることによって長期的にも短期的にも効果がないという命題は、これを提唱した主要な経済学者であるとみなされている Lucas, Sargent, Wallace らの名にちなんで「LSW 命題」（もしくは、不変性命題 (invariant proposition)）と呼ばれている。以下では、本稿で利用される「マクロ合理的期待モデル」をやや詳細に説明しておこう。本稿で利用されるモデルは次の各式からなる。

$$y_t = r(p_t - \lambda p_{t-1}^*) + \lambda y_{t-1} + u_t; |\lambda| < 1 \quad (1)$$

$$m_t - \hat{p}_t = y_t + e_t \quad (2)$$

$$i\hat{p}^*_{t-1} = E\hat{p}_t | \Omega_{1,t-1} \quad (3)$$

$$\Omega_{1,t-1} = \{y_{t-i}, \hat{p}_{t-i}, m_{t-i}, {}_{t-i}\hat{p}^*_{t-1-i}\}; i \geq 1 \quad (4)$$

ここで、 y_t は実質国民所得、 \hat{p}_t は物価水準、 $i\hat{p}^*_{t-1}$ は $t-1$ 期までの情報を利用して経済主体が予想する t 期の物価水準に関する期待値、 m_t は貨幣供給量とする。また、 u_t と e_t は相互に独立な系列相関を持たない白色攪乱項(white noise)であり、それぞれ σ_u^2 と σ_e^2 という一定の分散を持つ。なお、すべての内生・外生変数は自然対数をとって計られている。

(1)式の Lucas 型供給関数における $(\hat{p}_t - i\hat{p}^*_{t-1})$ は自然対数をとったものであるため、近似的に期待物価上昇率を意味する。したがってこれは予想されない物価上昇、すなわち、期待と現実との乖離が実質変数を動かすという「自然率仮説(natural rate hypothesis)」を体現している。(1)式の実質国民所得に関する自己相関項 λy_{t-1} は、こうした予想されない物価上昇の効果が時間を通じて徐々に実質国民所得を変動させることを意味している。後に明らかになるように、われわれのモデルの景気循環(実質国民所得の系列相関(serial correlation in output))は、基本的にこの国民所得に関する自己相関項から生成されることになる。したがって、景気循環の生成メカニズムを整合的に理解するには、自己相関項の存在の合理的な説明が必要であろう。本来、合理的期待とは経済主体が予測の系列誤差を是正しつくした究極的な状況をはじめから想定しているものである。さきに述べたように、Lucas 型供給関数では、予測誤差が供給量を変動させる主要な要因であるから、期待が合理的に形成されているかぎり、産出量の変動も系列相関を持たないはずである。(1)式における自己相関項の存在は、本来系列相関を持たない予測誤差と実質国民所得の系列相関を結び付ける役割を持っている。言い換えれば、非システムティックな予測誤差が時間を通じて累積していくことによって、時系列の確率的循環変動が説明されるという「Slutsky(1937)のメカニズム」が採用されているのである。

われわれの本稿での目的は、景気循環の生成メカニズムそれ自体にあるわけではなく、主として、経済主体が入手する情報の時間的な構造が、景気循環にどういった影響を及ぼすのかという点にあるので、この問題には深く立ち入らないことにする⁽¹⁾。

(2)式は総需要関数であるが、単純化のため各変数の係数を1と置いてある。Sargent and Wallace(1975)のオリジナルな「マクロ合理的期待モデル」では、IS-LM 関数から総需要関数が導出されているが、ここでは一般性を失うことなく、直接総需要関数から議論をはじめ⁽²⁾。

(3)式は経済主体の期待形成が合理的期待(rational expectation)に従うことを意味してい

る。(4)式は経済主体が t 時点で所有する情報集合 (information set) を表わしており、 $t-1$ 時点までのあらゆる内生・外生変数がそこに含まれている。また、こうした情報集合やモデルの構造パラメータおよび攪乱項の平均・分散は、経済主体にとって既知であると仮定する⁽³⁾。

(注1) 自己相関項の存在理由の明確化が必要であることは、Modigliani(1977)によって早くから指摘されている。これを受けて Sargent(1987)は、労働の調整コストを供給側の行動に明示的に組み込むことによって、自己相関項の存在理由を説明している。また、Blinder and Fischer(1981)は、企業による在庫ストック調整行動に着目し、無相関の予測誤差と産出の系列相関を整合的に説明している。この他にも景気循環を確率過程の系列相関として捉え、その理論的根拠を提示したものに、Lucas(1975)、Kydland and Prescott(1982)、Litterman and weiss(1985)などがある。

(注2) 一般的な「マクロ合理的期待モデル」では、IS 関数がモデルに明示的に組み込まれているので、期待実質金利が実質国民所得を規定する構造になっており、物価に関する期待値について、Lucas 型供給関数に含まれる ${}_t p^*_{t-1}$ の他に、 ${}_{t+1} p^*_{t-1}$ が必要となる。ただし、IS-LM 関数を明示化しないという単純化を施しても、「LSW 命題」の導出や景気循環にかかわる議論に経済学的含意という点で何の影響もない。

(注3) 合理的期待モデルへの有力な批判の1つとして、経済主体がモデルの構造パラメータや各種攪乱項の平均・分散等を事前情報として所有しているという点の非現実性がしばしば挙げられる。Cyert and DeGroot(1974)は、このような批判にこたえ、当初、主体はこれらのパラメータや攪乱項の統計的特性を事前情報として所有していないが、経済活動を通じてこうしたモデルの諸特性を学習していくという非常に興味深いモデルを展開している。

3. 「LSW 命題」の導出

ここでは、第2節で設定した本稿での「マクロ合理的期待モデル」から、「LSW 命題」を導出しよう。まず政策当局の政策目標が、以下で表わされる期待損失関数の最小化にあるとしよう。

$$E_{t-1}(y_t - y^*)^2 \quad (5)$$

ここで、 E_{t-1} は (4) 式の情報集合に基づく条件付期待値を意味する演算子である。(5) 式は、政策当局が実質国民所得をある望ましい水準 y^* にできるだけ接近させておきたいと考えていることを意味している。(5) 式を次のように変形しておくことは、われわれの「マクロ合理的期待モデル」の枠組みのなかで、安定化政策の有効性を評価する際に有益である。

$$E_{t-1}(y_t - y^*)^2 = E_{t-1}(y_t - E_{t-1} y_t)^2 + (E_{t-1} y_t - y^*)^2 \quad (6)$$

(6) 式の右辺第1項は条件付平均自乗誤差 (conditional mean squared error) であり、第2

項は条件付自乗偏差 (conditional bias squared) である。どのような金融政策も、こうした政策目標に対して完全に無力化することは、以下のように証明される。

まず、 y_t に関するモデルの誘導型 (reduced form) を導出しよう。(2)式を p_t について解けば、

$$p_t = m_t - y_t - e_t \quad (7)$$

(1)式と(7)式の両辺に条件付期待値をとれば、

$$\begin{aligned} E y_t | \Omega_{1,t-1} &= \lambda y_{t-1} \\ E p_t | \Omega_{1,t-1} &= E m_t | \Omega_{1,t-1} - E y_t | \Omega_{1,t-1} \end{aligned}$$

上の2式を考慮すれば、 y_t の誘導型が、

$$y_t = \frac{1}{1+r} (m_t - E m_t | \Omega_{1,t-1}) + \lambda y_{t-1} + \frac{1}{1+r} (u_t - r e_t) \quad (8)$$

と書ける。(8)式は実質国民所得が貨幣供給量の予測誤差と白色攪乱項の一次結合によって表現されることを意味している。ところで、(6)式の第1項と第2項はそれぞれ、

$$m_t = E m_t | \Omega_{1,t-1}, \quad E y_t | \Omega_{1,t-1} = y^* \quad (9)$$

のとき最小になる。ところが、 $E y_t | \Omega_{1,t-1} = \lambda y_{t-1}$ が成立するから、どのような貨幣供給ルールも条件付自乗偏差に影響することができない。さらに、(9)式を(8)式に代入すれば、

$$y_t = \lambda y_{t-1} + \frac{1}{1+r} (u_t - r e_t) \quad (10)$$

となる。(10)式から明らかのように、実質国民所得の時系列は1次の自己回帰モデル (first order autoregressive model) に従い、いかなる金融政策も実質国民所得の循環的な変動を除去できない結果を得る。

「LSW 命題」は、きわめてオーソドックスなマクロ経済モデルから導出されているため、非常に多くの研究者の関心を集めた。本稿で利用されたモデルは、合理的期待と自然率仮説を除けば、基本的にケインジアンが安定化政策の有効性を主張するために利用したモデルと同じものであるだけに、政策無効論の導出はきわめて衝撃的なものであった。ただし、「LSW 命題」は実質変数のみについて成立する命題であり、名目変数の政策的な制御は依然として有効であることに留意する必要がある。われわれのモデルでも、実質国民所得に関しての「LSW 命題」は成立するが、物価水準の制御に関して政策は有効に機能する。政策目標が実質国民所得から物価の安定化に移行した場合、望ましい物価水準からの現実の物価水準の乖離の平均値を最小化する金融政策ルールが存在することを確かめるのは容易である⁽¹⁾。

ここで、われわれの「マクロ合理的期待モデル」から生成される景気循環の数量的な特性

を、分散 (variance) と期待周期 (expected periodicity) という客観的な基準から評価しておく。前者は景気循環の規模を評価するための指標であり、後者はそのサイクルを評価するための指標である。さきに設定した「基礎的モデル」の枠組みにおいて、実質国民所得に関する景気循環の規模、すなわち分散は(10)式から、

$$VAR(y_t) = \frac{\sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2}{(1-\lambda^2)(1+r)^2} \quad (11)$$

と計算される。また、期待周期 EP を「ある連続的な時系列が t 期から $t+1$ 期にかけて平均水準を横切る確率の逆数」と定義する。たとえば、ある時系列が平均水準を下に横切る確率が期間当たり0.2であるとき、その時系列は平均して5期間 ($1/0.2=5$) の期待周期を持つと言われる。モデルの攪乱項 u_t と e_t がそれぞれ正規分布に従うと仮定すれば、(10)式から生成される実質国民所得の期待周期 $EP(y_t)$ は若干の計算により、

$$EP(y_t) = \frac{2\pi}{\cos^{-1}\rho_1} \quad (12)$$

となる⁽²⁾。ただし、 ρ_1 は自己相関係数 (auto-correlation coefficient) である。(12)式から明らかのように、実質国民所得の期待周期は自己相関係数だけに規定される。 y_t の自己相関係数は(10)式より λ に等しいから、期待周期は結局自己相関項の係数だけに規定されることになる。これらの景気循環を数量的に評価するための基準は、後にみるマクロ合理的期待モデルが生成する景気循環と、ここで検討した標準的な情報集合に基づくモデルが生成する景気循環を比較・検討する際に有益である。

1970年代から80年代のはじめにかけて、「LSW 命題」の成立を否定するようなモデル設定が盛んに行なわれた。こうした方向の議論の第1は、財市場や労働市場に価格や賃金の硬直性 (rigidity) が存在する場合を想定して、政策の有効性を擁護する立場である。Fischer (1977) や Taylor (1979, 80) は、労働市場において賃金が長期にわたって契約されている現実に着目し、こうした意味での賃金の硬直性が「LSW 命題」の成立を阻止することを示している。また、Phelps and Taylor (1977) は、なんらかの理由で総需要と総供給を均衡させるように価格が伸縮的に動かない場合、合理的期待形成のもとでも金融政策の有効性が復活することを主張している⁽³⁾。

第2の議論は、民間の経済主体が所有する情報と政策当局の所有する情報に格差が存在するケースを想定するモデルである。Sargent (1973) 自身や Barro (1976) は、政策当局が民間の経済主体よりも多くの情報を所有する場合には「LSW 命題」が崩れることを証明している。また、民間の経済主体が、情報の入手が可能であっても、入手コストを考慮して情報を意識的

に利用しない場合が想定できる。こうした事情で民間の経済主体が情報を十分に活用しない場合にも、安定化政策の有効性は復活することになるであろう⁽⁴⁾。

情報構造の前提を変更することによって、安定化政策の復活を主張する議論には、以上のように主体間の情報格差を前提とするモデルの他に、当期の情報が利用可能な状況を想定する議論がある。たとえば Asako(1982)では、当期の情報が利用可能で、総供給関数が産出量に関して投機的な行動(speculative behavior)を体現している場合、特定の政策ルールが実質国民所得に影響することを証明している。モデル設定に若干の違いはあるが、Turnovsky(1980)、Minford and Pell(1980)、McCallum(1980)においても、同様な結論が導き出されている。

「情報格差モデル」と「当期情報利用モデル」を詳細に検討することは、われわれが以下で設定する「速報値モデル」の特長を明らかにする意味できわめて有益である。そこで後に改めて、これらのモデルを詳細に検討する。

(注1) 物価に関して安定化政策が有効であることは、モデルが Stochastic な構造を有しているため、Pool(1970)によって最初に提起された「政策手段の選択問題」が存在することになる。金利政策か通貨管理政策かという「政策手段の選択問題」を論じたものには、Kareken, Muench and Wallace(1973), McCallum(1981), Sargent and Wallace(1982), Turnovsky(1980)などがある。

(注2) 期待周期の計算に関する詳細については、Chow(1975)pp.44-47.を参照されたい。

(注3) Ficher が構築した2期間にわたる長期貸金モデルは、政策当局の情報優越性に対する1つの合理的な説明とみなすこともできる。また、McCallum(1977)が指摘しているように、Phelpsらの議論は市場価格の硬直性という仮定に Lucas 型供給関数の特殊な修正が加わって初めて成立するものであり、硬直性自体が純粋に「LSW 命題」を否定しているわけではない。価格の硬直性を仮定しても、通常の Lucas 型供給関数を前提にすれば、依然として「LSW 命題」は成立するのである。「LSW 命題」にかかわる論争については、McCallum(1980)や Sheffrin(1983)などを参照されたい。

(注4) Howitt(1981)や Sargent(1973)を参照。

4. 情報構造と安定化政策の有効性

先に述べたように、情報構造をどのように設定するかという問題は、安定化政策の有効性を評価する上で非常に重要なファクターとなる。この節では、当期の情報が経済主体によって利用可能な場合、「LSW 命題」が崩れ、安定化政策の有効性が復活することを第2節で設定

した「基礎的」モデルの枠組みのなかで証明する。

「LSW 命題」の成立を導いた Lucas 型供給関数は、 t 期における現実の物価水準と $t-1$ 期において予想された t 期における物価水準との乖離に応じて供給量が変動するという経済主体の行動を記述したものであった。当期の情報 (t 期の情報) が利用できるという状況では、従来の Lucas 型供給関数を次のように変更することが可能である。

$$y_t = r(p_t - E p_{t+1} | \Omega_t) + u_t \quad (13)$$

(13)式は供給者の投機的な行動 (speculative behavior) を体現しているものと解釈することができる⁽¹⁾。第2節で設定した総供給関数と異なる主要な点は、実質国民所得の変動が t 期における予測誤差に規定されるのではなく、 t 期における現実の物価水準と t 期までの情報にもとづいて合理的に形成された $t+1$ 期の物価水準との乖離に規定されているという点である。(13)式には自己相関項が存在しないが、これは後の計算を容易にするための便宜的な処置である。

当期の情報が利用できる場合、安定化政策の有効性が復活することを示すには、次のような単純なフィード・バック・ルールを前提とすれば十分である。

$$m_t = -\alpha p_{t-1} \quad (14)$$

α を正とすれば、(14)式は $t-1$ 期の物価水準と逆方向に t 期の通貨残高を管理する政策行動を記述したものになる。総需要関数は変更せずそのまま利用することにすれば、物価に関する擬似誘導型 (pseudo-reduced form) を、

$$p_t = \frac{r}{1+r} E p_{t+1} | \Omega_t - \frac{\alpha}{1+r} p_{t-1} - \frac{1}{1+r} w_t \quad (15)$$

と書き表わすことができる。ただし、 $w_t = u_t + e_t$ とする。 t 期における物価水準は、将来の期待物価水準と過去に実現した物価水準、および外生的な攪乱項によって決定される。 t 期における物価水準が当期の情報を利用して予想された1期先の物価水準にも規定されているという点は、(14)式で表わされるタイプのフィード・バック・ルールが有効に機能する余地があることを示唆している。経済主体は物価水準に関する擬似誘導型(15)式を用いて将来価格の予想を合理的に形成していくことになる。

(15)式において期間を j ($j \geq 1$) 期進め、情報集合 Ω_t に基づく条件付期待値をとれば、

$$E p_{t+j+1} | \Omega_t - \frac{1+r}{r} E p_{t+j} | \Omega_t - \frac{\alpha}{r} E p_{t+j-1} | \Omega_t = 0 \quad (16)$$

が導きだされる。(16)式から明らかなように、将来価格の予想の系列は2階の定差方程式 (second-order difference equation) に従うことが理解される。すなわち、経済主体は頭のなか

で、 $Ep_t|\Omega_t = p_t$ を初期条件として、逐次的に将来価格の期待値を計算していくことになる。(16)式の定差方程式の一般解は、

$$Ep_{t+j}|\Omega_t = A_1\eta_1^j + A_2\eta_2^j \quad (17)$$

である。 A_1 と A_2 は初期条件と予想形成に関する適当な理論的前提によって決定される定数である。また、 η_1 と η_2 は次の特性方程式(characteristic equation)の異なる実根である。

$$f(\eta) = r\eta^2 - (1+r)\eta - \alpha = 0 \quad (18)$$

(16)式で表わされる定差方程式の収束条件は、(18)式を満たすそれぞれの根が絶対値において1より小さいことである。(16)式を満たす予想物価の系列には、2つの系列が存在する。しかし、理論的な整合性を保つためには、将来物価に関する予想の系列は単一であることが望ましい。

ところで、(18)式を満たす解は r と α が正であるという前提のもとで、必ず一方の解が正で他方の解は負となる⁽²⁾。解の大きさについては、次の3つの可能な組合せが存在する。第1は両方の解が絶対値において1以上の場合。第2は両方の解が絶対値において1以下の場合。第3は正の解が1以上で負の解が-1以上ゼロ以下の場合である。ここで、経済主体は将来の物価水準が無限に発散することはないと考えているとしよう。なすわち、われわれのモデルから投機的バブル(speculative bubbles)の可能性を排除するのである⁽³⁾。バブルは存在しないという仮定により、特性方程式に関する第1のケースは適当ではない。第2のケースは、予想物価の系列を収束させるのに十分であるが、初期条件($Ep_t|\Omega_t = p_t$)が1つしか定まっていらないので、 A_1 か A_2 のいずれかの定数項が不定となってしまう。このことは、われわれのモデルにおいてきわめて重要な役割を持つ $t+1$ 期における物価水準の予想値($Ep_{t+1}|\Omega_t$)が定まらないことを意味し、やはり適当ではない。

第3のケースが最も理論的に整合的である。バブルの可能性を排除するのであるから、経済主体は発散解を排除し、収束する解のみを選択すればよいことになる。いま、 η_2 を1以上の解とすれば、 A_2 がゼロとなるように $Ep_{t+1}|\Omega_t$ を決定すれば、発散経路の部分は排除される。特性方程式(18)式の解の組合せにおいて、第3のケースが成立するためには、 $f(1)f(-1) < 0$ が満たされなければならない。モデルの構造パラメータを使ってこの条件を書き直せば、

$$2r+1 > \alpha \quad (19)$$

となる。われわれは、物価に関する合理的な予想系列を得るため、以下において、モデルの構造パラメータが(19)式を満たしているものと仮定する。

以上から、物価に関する長期的な合理的期待の経路は、

$$Ep_{t+j}|\Omega_t = p_t\eta^j; \quad -1 < \eta < 0 \quad (20)$$

と書き表わされる。将来物価に関する予想経路が(19)式のように与えられるとき、総供給量を

決定する主要な要因の1つである予測誤差は、

$$p_t - E p_{t+1} | \Omega_t = p_t (1 - \eta) \quad (21)$$

となる。「LSW 命題」が成立した第3節のモデルでは、予測誤差は予想不可能な外的ショックを表わす白色攪乱項の1次結合に規定されていたので、いかなるタイプの政策も実質国民所得に影響する余地は存在しなかった。ところが(21)式にみるように、当期情報が利用可能なモデルにおける予測誤差は、当期の物価水準と特性方程式の一方の根に規定されている。総需要関数から、貨幣供給量の変動は物価水準に影響を与えるから予測誤差は金融政策と独立ではなくなる。さらに、 η は(18)式の特性方程式の根であるから、フィード・バック・ルールを意味する係数 α に規定されており、間接的に予測誤差は政策の影響を受けることになる。(21)式を考慮して、実質国民所得に関する誘導型を求めれば、

$$y_t = \frac{r(1-\eta)}{\Delta} m_t - \frac{r(1-\eta)}{\Delta} e_t + \frac{1}{\Delta} u_t \quad (22)$$

となる。ただし、 $\Delta = 1 + r(1 - \eta)$ とする。(22)式から、貨幣供給量が上式右辺の第1項の係数(貨幣乗数(money multiplier))を通じて直接実質国民所得に影響することが理解される。総需要関数を極端に単純化したわれわれのモデルでは、貨幣乗数は1より小さいが、特性方程式の根に対する制約により正の値をとる。さらに、(22)式の誘導型における各係数が、特性方程式の根 η を通じてフィード・バック・ルールを意味する係数 α の影響を受ける。

特定のフィード・バック・ルールの有効性が復活した以上の「当期情報モデル」では、実質国民所得の分散を最小化するための政策選択の問題が同時に復活する。すなわち、政策当局は、(22)式を考慮して、望ましい実質国民所得からの乖離の分散を最小化するように係数 α を選択することになる。

「当期情報モデル」では、将来物価の予想値は観察可能な t 期の物価水準に基づいて形成されていた。逆に言えば、 t 期における現実の物価は将来の予想物価に規定される。すなわち、両者は同時決定されなければならない。Asako(1983)において指摘されているように、このことは均衡物価水準が不動点(fixed-point)となり、完全な伸縮性が奪われてしまうことを意味する。「当期情報モデル」において安定化政策の有効性を復活させたメカニズムが、賃金や物価の硬直性を導入することで安定化政策の有効性を復活させたメカニズムと同一であることは興味深い。「LSW 命題」を崩すための前提は、結局のところモデルの情報構造ときわめて密接な関係を持っていると言えよう。

(注1) 投機的な行動を体現した総供給関数は、Barro and Fischer(1976)において利用されたものである。ただし Barro and Fischer は、貨幣供給量が random-walk process に従うと

仮定することで、「LSW 命題」を導出し、貨幣供給量の変動がそのまま物価の変動に直結するという「貨幣数量説」が成立することを示している。われわれのモデルにおいても、この「BF 命題」を確認することは容易である。貨幣供給量が random-walk process に従うという仮定のもとで t 期の物価は、

$$p_t = m_t - (1+r)^{-1}w_t$$

となる。したがって予測誤差は、

$$p_t - E p_{t+1} | \Omega_t = - (1+r)^{-1}w_t$$

となり、安定化政策は実質国民所得に影響することができない。Asako(1983)はこのような「BF 命題」は貨幣供給量に関する特殊な前提に基づいてのみ成立するものであり、一般的なフィード・バック・ルールのもとでは、安定化政策の有効性が復活することを証明した。以下のわれわれのモデルも基本的に Asako(1983)のモデル設定を踏襲する。

(注2) (18)式から、 $\eta_1 \eta_2 = -\alpha/r$ が成立する。 α と r は仮定により正であるから、2つの根の積は負となる。

(注3) Sargent and Wallace(1975)においても、こうした投機的バブルの可能性が排除されている。

5. ラグを伴う情報集合と情報格差

前節では、当期情報の利用が価格の完全な伸縮性を奪う結果、均衡価格は不動点となり、安定化政策の有効性が復活することを示した。しかし、現時点での経済活動を捕捉したデータが公表され、予測に利用されるとするのはかなり非現実的であろう。比較的基礎データの収集や標本抽出が容易である統計指標でも、データの公表にはある程度のラグを伴うのが一般的である

この節では、実際のデータ公表の時間構造を踏まえ、第2節でみた標準的な情報集合にラグを持たせることが、モデルの景気循環にどのような影響をもたらすことになるのかを検討する。こうした「情報ラグモデル」を設定することは、2つの意味で有益である。第1は、政策当局が民間の経済主体よりも情報の所有という点で優位な立場にあるとき、安定化政策が復活するというこれまでしばしば指摘されてきた議論を、われわれのモデルの枠組みのなかで再確認することができるということである。第2に、後に示す「速報値モデル」を展開するための導入作業として有益である。

第1節でみた標準的な「マクロ合理的期待モデル」では、主体が t 期の予測を形成するのに利用される情報集合 $\Omega_{1,t-1}$ は、 $t-1$ 期までのあらゆる内生・外生変数から成っていた。ここでは、標本抽出や加工に要する時間等の技術的理由で、 t 期の予想を形成するのに利用できる情

報は $t-2$ 期までのデータに限定されるケースを想定する。また、さしあたり、民間の経済主体と政策当局の間に情報格差は存在しないものとする。ここで利用される情報集合は、次のように書くことができる。

$$\Omega_{2t-2} = \{y_{t-i}, p_{t-i}, m_{t-i}, {}_{t-i}p^*_{t-1-i}\}; i \geq 2 \quad (23)$$

先にみた情報集合(4)式と異なるのは、入手可能な情報に1期のラグが加わったという点だけである。このような僅かな前提の変更だけでも、モデルの景気循環の特性はかなり異なった様相を示すことになる。

情報集合を(23)式のように変更する以外は、第2節でのモデル設定をそのまま踏襲する。また貨幣供給量は、最新の物価データを利用した次のようなフィード・バック・ルールに従うと仮定する⁽¹⁾。

$$m_t = -\alpha p_{t-2}$$

情報集合を(23)式のように変更した場合、物価水準に関する擬似誘導型は、

$$p_t = \frac{1}{1+r} (rEp_t|\Omega_{2t-2} + \lambda p_{t-1} - \alpha p_{t-2} + \alpha \lambda p_{t-3} - u_t - e_t + \lambda e_{t-1}) \quad (24)$$

と計算される。情報集合 Ω_{2t-2} に基づいた物価に関する条件付期待値を求め、予測誤差を計算すれば、

$$p_t - Ep_t|\Omega_{2t-2} = \frac{\lambda}{1+r} (p_{t-1} - Ep_{t-1}|\Omega_{2t-2}) - \frac{1}{1+r} (u_t + e_t - \lambda e_{t-1}) \quad (25)$$

となる。(25)式において留意する必要があるのは、物価に関する t 期の予測誤差が $t-1$ 期における予測誤差に規定されているという点である。これは、(23)式で定義した情報集合に $t-1$ 期のデータが含まれていないため、 $t-1$ 期の物価も経済主体の予測対象となるからである。また、(25)式の右辺第2項にみるように、すでに予測誤差は系列相関を持った系列となっている。予測誤差が系列相関を持つ点が、「情報ラグモデル」の著しい特長である。

ところで、 $t-1$ 期における物価に関する予測誤差は(24)式を用いて、

$$p_{t-1} - Ep_{t-1}|\Omega_{2t-2} = -\frac{1}{1+r} (u_{t-1} + e_{t-1})$$

と書き表わされるので、結局、実質国民所得の時系列は、

$$y_t = \lambda y_{t-1} + \frac{1}{1+r} \varepsilon_t - \frac{\lambda r}{1+r} \varepsilon_{t-1} \quad (26)$$

となる。ただし、 $\varepsilon_t = u_t - re_t$ とする。標準的な情報集合のもとで計算された実質国民所得の時系列を記述した(10)式とこの(26)式を比較すれば明らかなように、情報集合にラグを設けると、

予測誤差に系列相関が発生する結果、攪乱項の部分にも系列相関が生じることになる。このことは、次のように説明される。

$t-1$ 期までのあらゆる情報を含む情報集合には、過去の物価に関する予測誤差の系列も含まれていると考えられる。したがって、物価に関する予想が合理的期待に従っている以上、情報集合に含まれる各要素と t 期における予測誤差は直行(orthogonality)している必要があり、

$$E [(p_t - E p_t | \Omega_{1,t-1}) (p_{t-j} - E p_{t-j} | \Omega_{1,t-1-j})] = 0; j \geq 1$$

が成立しているはずである。ところが、ここで前提とした情報集合には、 $t-1$ 期における物価 p_{t-1} が含まれていないため、 $j=1$ についてこの式が成立しない。その結果予測誤差に系列相関が発生してしまうのである。

このように、情報集合を $\Omega_{2,t-2}$ に設定した場合には、物価に関する予測誤差に系列相関が生じるので、(26)式が示すように実質国民所得の系列は、自己回帰モデル(autoregressive model: AR model)の部分と移動平均モデル(moving average model: MA model)の部分がそれぞれ1次の自己回帰移動平均モデル(autoregressive moving average model: ARMA model)に従う結果となる。一般に ARMA モデルは、低次の AR モデルや MA モデルよりも複雑な確率過程を記述していることが知られている。ARMA モデルの定常性(stationarity)は、その AR 部分だけで決定される。(26)式において、 $|\lambda| < 1$ が仮定されているので AR 部分の定常性は満たされている。したがって、(26)式を無限次の MA モデルとして書き直すことが可能である。また、ARMA モデルの反転可能性(invertibility)は、MA 部分だけの条件で決定される。(26)式において、MA 部分の反転可能性の条件は満たされている。したがって、(26)式を無限次の AR モデルとして書き直すことも可能である⁽²⁾。

以上の「情報ラグモデル」においても、予測誤差に政策が影響することができず、依然として「LSW 命題」は成立する。しかし、政策当局が民間の経済主体よりも情報の所有という点で優位な立場にある時、政策パラメータを適当に操作することによって、実質国民所得をシステマティックに変動させることが可能となる。実際のマクロ経済統計のほとんどは、政策当局が作成して公表するわけであり、統計データをアナウンスメントする前に政策を発動することは十分可能であろう。たとえばいま、政策当局は $t-1$ 期までの情報を所有しており、最新の物価データに基づいて次のような政策ルールに従って政策を発動するものと仮定しよう。

$$m_t = -\alpha p_{t-1} \tag{27}$$

民間の経済主体は、 $t-2$ 期までの情報しか利用できないとするならば、 t 期における物価水準

に関する予測誤差は、

$$p_t - E p_t | \Omega_{2t-2} = \frac{\alpha - \lambda}{(1+r)^2} u_{t-1} + \frac{\alpha + r\lambda}{(1+r)^2} e_{t-1} - \frac{1}{1+r} (u_t + e_t)$$

と書き表わされる。フィード・バック・ルールを規定する政策パラメータ α が予測誤差に影響しているので、政策の有効性が復活することが上の式から理解される。しかし、政策当局の情報優越性により、たしかに政策が実質国民所得に影響を及ぼすことになるが、安定化政策の発動が積極的に評価されているわけではないという点に留意する必要がある。Barro (1976) が指摘しているように、「情報格差モデル」の政策的な含意は、安定化政策の必要性を強調するものではなく、むしろ情報の敏速な公開を政策当局に要求するものであると解釈すべきであろう。

次に情報集合を Ω_{2t-2} に設定したケースにおける実質国民所得の景気循環の諸特性を検討しよう。実質国民所得の分散は(26)式より、

$$VAR(y_2) = VAR(y_1) \left\{ 1 - \frac{\lambda^2 r (2+r)}{(1+r)^2} \right\} \quad (28)$$

と計算される。 $VAR(y_1)$ は(11)式で表わされる標準的な情報集合 Ω_{1t-1} のもとで計算された実質国民所得の分散である。興味深いことに、(28)式は利用できる統計データにラグが存在すると、実質国民所得の分散、すなわち景気循環の規模がかえって縮小することを示している。しかし、実質国民所得の分散を問題にすることは、景気循環における経済的厚生という観点からすれば、必ずしも適切ではない。Lucas 型供給関数を前提にしたわれわれのモデルでは、物価に関する予測誤差は経済主体の「主体的均衡」からの逸脱を意味する⁽³⁾。したがって、この予測誤差ができるだけ小さいほど景気循環に伴う経済的厚生の損失の規模は小さいと判断されるべきであろう。景気循環における経済的厚生を適切に判断する指標としては、実質国民所得の分散よりも物価に関する予測誤差の分散が望ましい。

第3節でみた標準的な情報集合のもとの予測誤差を p_{e1} 、「情報ラグモデル」における予測誤差を p_{e2} と表わすことにすれば、それぞれの予測誤差の分散は、

$$VAR(p_{e1}) = \frac{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}{(1+r)^2} \quad (29)$$

$$VAR(p_{e2}) = VAR(p_{e1}) + \frac{\lambda^2 (\sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2)}{(1+r)^4} \quad (30)$$

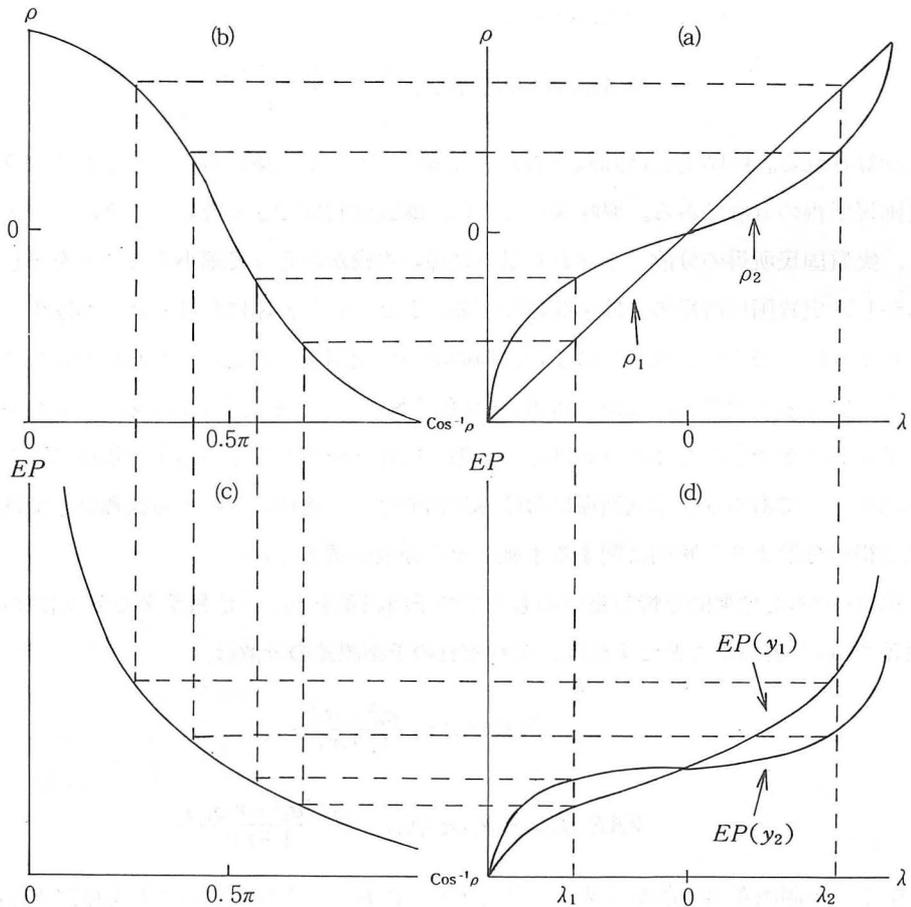
となる。予測誤差の分散が「情報ラグモデル」においてより大きいことを確認するのは容易であろう。

標準的な情報集合のケースに比べて、「情報ラグモデル」はやや複雑な周期特性を示す。先にみたように、情報集合が標準的な場合には、実質国民所得の時系列は1次のARモデルに従うので、相関係数は自己相関項の係数 λ に一致していた。しかし、「情報ラグモデル」での相関係数はやや複雑である。(26)式から自己相関係数を計算し、「期待周期」を求めれば、

$$EP(y_2) = \frac{2\pi}{\cos^{-1}\rho_2}, \quad \rho_2 = \frac{\lambda(1+r-r\lambda^2)}{(1+r)^2 - \lambda r(2+r)}$$

となる。

第1図は「標準情報モデル」における期待周期 $EP(y_1)$ と「情報ラグモデル」における期待周期 $EP(y_2)$ を比較したものである。図(a)の直線は「標準情報モデル」における λ と相関係数の関係を意味している。「標準情報モデル」では、 λ と相関係数が一致していたので、横軸に



第1図 $EP(y_1)$ と $EP(y_2)$ の比較

λ 、縦軸に相関係数を計った平面上で、この関係は45度線で表わされる。一方、図(a)の曲線は「情報ラグモデル」における λ と相関係数の関係を意味している。この図から理解できるように、「標準情報モデル」における相関係数と「情報ラグモデル」における相関係数の大小関係は、一義的に λ の大きさに規定される。すなわち、 $-1 > \lambda > 0$ のとき、「情報ラグモデル」の相関係数は「標準情報モデル」の相関係数を上回る。逆に、 $0 < \lambda < 1$ のとき、「標準情報モデル」の相関係数が「情報ラグモデル」の相関係数を上回る。この結果、図(d)にみるように、 $-1 < \lambda < 0$ のとき、「情報ラグモデル」における実質国民所得の期待周期は「標準情報モデル」のそれよりも長期化する。 $0 < \lambda < 1$ のときは、逆の関係が成立する⁽⁴⁾。

(注1) 「LSW 命題」はここで仮定した特定のフィード・バック・ルールに限らず成立する。たとえば、政策当局が $t-1$ 期の物価水準の予想値に従って t 期の貨幣供給量を決定する場合にも、政策当局と民間の経済主体の間に情報格差を前提としないかぎり、依然として「LSW 命題」は成立する。

(注2) 時系列モデルの諸特性については、Box and Jenkins(1976)などを参照されたい。

(注3) Lucas タイプの総供給関数は、情報の不完全性と合理的期待を市場に導入することによって、実質国民所得等の実質変数の変動を説明した理論であるということが出来る。近年の景気変動論・循環論はこの Lucas タイプのモデルと、投資の懐妊期間や non-time-separable な効用関数などを導入して、景気の循環的な変動を均衡の持続的連鎖として捉える Kydland and Prescott(1982), Litterman and Weiss(1985), Long and Plosser(1983), Nelson and Plosser(1982)らの Real Business-Cycle 論にわけられる。2つの理論の決定的な相違点は、前者が景気循環を一時的な均衡からの乖離と考えるのに対し、後者はそれを均衡の連鎖として考えるという点である。Lucas タイプの景気循環論におけるこのような特性は、Sargent(1987)において明らかにされている。

(注4) 実質国民所得の周波数特性は、政策選択の問題として提起される可能性がある。Howery(1967)は動学的な確率マクロ経済モデルを用いて、国民所得の分散と平均的な期待周期との間にトレード・オフ関係が生じる可能性のあることを指摘し、Baumol(1961)の示唆に従い、分散のみならず平均的な周期をも政策目標として認識する必要のあることを論じている。

6. 「速報値モデル」と情報公開政策

国民経済計算や物価指数統計、あるいはマネー・サプライ統計や輸出入統計等のマクロ経済データは、標本の抽出や基礎データの加工などの技術的理由で、その公表には一定のラグを伴うのが一般的である。しかし、実際の統計指標の多くは、データ利用者の便宜をはかる

ため、「速報値」としてできるだけ早くデータの公表が行なわれている。もちろん、「速報値」は基礎統計データの代用やある種の大雑把な推計による不完全なデータにすぎず、後に現実の経済動向をより正確に捕捉した「改訂値」が公表されることになっている。統計の改訂作業は、「速報値」の段階では確定されていなかった基礎データについて確定値が明らかにされたり、未発表の基礎データが利用可能になった段階で、改めて推計をやり直すことによってより精度の高い統計指標を提供する目的を持っているといえよう。

たとえば、国民経済計算における「速報値」は、推計を行なう期間が終了してから2ヵ月後に公表され、次の「速報値」が公表される段階で改訂されて再公表される。つまり、第1四半期(1~3月期)の速報値は5月末から6月はじめにかけて公表され、当該期間の「改訂値」が公表されるのは8月末から9月はじめということになる。このように、国民経済計算など加工や推計がきわめて複雑な統計指標の利用にはかなりのラグ(約5ヵ月)を伴うのが普通である。

この節では、こうした現実のデータ公表の時間構造に着目し、「速報値」としてデータをいち早く公表する政策当局の行動が、われわれのマクロ合理的期待モデルの枠組みのなかで政策手段として評価されうるものであるか否かを検討して行くことにしたい。これまでみてきたように、情報構造は合理的期待を前提としたマクロモデルにおいてきわめて重要な意味を持っていた。いかなる場合にせよ、「LSW 命題」の成立要件を検討するには、情報構造に着目する必要がある。以下におけるわれわれのモデルでは、依然としてフィード・バック型の政策の有効性は否定され、この意味で「LSW 命題」は成立するが、「速報値」として政策当局が敏速に情報を経済主体に提供するという一種の「情報公開政策」の有効性を、先の「情報ラグモデル」との比較において検討することが可能となる。

いまさまざまな技術的理由で、 t 期の予想を形成しようとする主体が利用できるデータが $t-2$ 期までの情報に限定されているものと仮定する。ただし、 $t-1$ 期の実質国民所得に関するデータが「速報値」として入手できるとする。しかし、これは「速報値」としての性格上、不完全なデータでしかない。そこで、われわれはこうした不完全性を白色攪乱項によって表現する。

以上の仮定から、ここで利用する情報集合を以下のように書くことができる。

$$\Omega_{3t-1} = \{(y_{t-1} + z_{t-1}), y_{t-i}, m_{t-i}, p_{t-i}, t-i \cdot \rho^{*} \cdot t_{t-1-i}\}; i \geq 2 \quad (31)$$

(31)式で表現される情報集合は、先の情報集合(23)式に速報値($y_{t-1} + z_{t-1}$)を加えたものに他ならない。ここで、攪乱項 z_{t-1} はモデルの他の攪乱項とは独立で、平均ゼロ・分散 σ_z^2 の白色攪乱項であるとする⁽¹⁾。また、総需要関数やフィード・バック・ルールは前節での設定とまったく同じものとする。「速報値」を含む情報集合のもとで、物価に関する擬似誘導型は、(24)式

の $E p_t | \Omega_{2t-2}$ が $E p_t | \Omega_{3t-1}$ に置き換わるだけである。しかし、物価に関する t 期の予測誤差は、

$$\begin{aligned}
 p_t - E p_t | \Omega_{3t-1} &= -\frac{1}{1+r} (u_t + e_t) \\
 &\quad - \frac{\lambda}{(1+r)^2} (u_{t-1} - E u_{t-1} | \Omega_{3t-1}) \\
 &\quad + \frac{\lambda r}{(1+r)^2} (e_{t-1} - E e_{t-1} | \Omega_{3t-1})
 \end{aligned} \tag{32}$$

と変更される。(32)式において u_{t-1} と e_{t-1} が予測対象変数となっている点が重要である。 $t-2$ 期までの情報しか利用できない場合には、 u_{t-1} と e_{t-1} の合理的な予想値はゼロとなるが、 $t-1$ 期の部分的な情報が利用可能なここでのモデル設定では、それらの情報を駆使して、 $t-1$ 期の各種攪乱項が予測されることになる。

ところで、 $t-1$ 期における実質国民所得の擬似誘導型は、

$$y_{t-1} = \frac{1}{1+r} (r E y_{t-1} | \Omega_{3t-2} + \lambda y_{t-2} + u_{t-1} - r e_{t-1}) \tag{33}$$

と書くことができる。(33)式の両辺に z_{t-1} を加えて整理すれば、

$$\begin{aligned}
 (y_{t-1} + z_{t-1}) &= \frac{1}{1+r} (r E y_{t-1} | \Omega_{3t-2} + \lambda y_{t-2}) \\
 &= \frac{1}{1+r} u_{t-1} - \frac{r}{1+r} e_{t-1} + z_{t-1}
 \end{aligned} \tag{34}$$

となる。(34)式の左辺は $t-1$ 期において t 期の予想を形成する際に経済主体が所有している情報の1次結合となっている。すなわち、 $(y_{t-1} + z_{t-1})$ は政策当局によって公表される「速報値」であり、 y_{t-2} は「改訂値」に他ならない。また、 $E y_{t-1} | \Omega_{3t-2}$ は1期前の情報集合に基づいて予想された $t-1$ 期の実質国民所得の期待値、つまり主体が過去に行なった予想形成を意味するから、情報集合 Ω_{3t-1} に含まれていると考えてよい。この期待値の情報データ表示は後に示す。(34)式は $t-1$ 期に経済主体が所有している情報データの1次結合が観察不可能な攪乱項の1次結合に等しいことを意味している。したがって、これらの利用可能な情報を利用してそれぞれの攪乱項を合理的に識別することが可能となる。さて、われわれの当面の関心は情報集合 Ω_{3t-2} に基づいて u_{t-1} と e_{t-1} の合理的な期待値を導出することである。(34)式から u_{t-1} と e_{t-1} の条件付期待値がそれぞれ次のように計算される。

$$E u_{t-1} | \Omega_{3t-2} = \sigma_u^2 J^{-1} \{ u_{t-1} - r e_{t-1} + (1+r) z_{t-1} \} \tag{35}$$

$$E e_{t-1} | \Omega_{3t-2} = -r \sigma_e^2 J^{-1} \{ u_{t-1} - r e_{t-1} + (1+r) z_{t-1} \} \tag{36}$$

ここで、 $J = \sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2 + (1+r)^2 \sigma_z^2$ とする。(35)と(36)式を(32)式に代入すれば予測誤差の確率変数表示が得られる。この予測誤差を総供給関数(1)式に代入して整理すれば、実質国民所得の時系列が、

$$y_t - \lambda y_{t-1} = \frac{1}{1+r} (u_t - e_t) - \frac{\lambda r \sigma_z^2}{J} u_{t-1} + \frac{\lambda r^2 \sigma_z^2}{J} e_{t-1} + \frac{\lambda r (\sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2)}{(1+r) J} z_{t-1} \quad (37)$$

と計算される。

さきにみたように、 u_{t-1} と e_{t-1} の合理的な予想値を計算するにあたって、 $Ey_{t-1}|\Omega_{3t-2}$ が情報の1つとして利用されていた。これらの期待値が(35)式と(36)式に従うとき、実質国民所得に関する予想値の具体的なデータ表示は次のように表わされる。まず、実質国民所得に関する擬似誘導型(33)式より、

$$Ey_{t-1}|\Omega_{3t-2} = \lambda Ey_{t-2}|\Omega_{3t-2} \quad (38)$$

が成り立つ。(38)式の左辺は1期前の情報集合に基づく $t-2$ 期の実質国民所得の合理的期待値を含んでいる。情報集合 Ω_{3t-2} には $t-2$ 期の実質国民所得の速報値($y_{t-2} + z_{t-2}$)しか含まれておらず、したがって y_{t-2} が予測対象となる。(33)式の両辺に Ω_{3t-1} に基づく条件付期待値をとり(38)式を考慮すれば、

$$Ey_{t-1}|\Omega_{3t-1} = \frac{1}{1+r} (\lambda r Ey_{t-2}|\Omega_{3t-2} + \lambda y_{t-2} + Eu_{t-1}|\Omega_{3t-1} - r Ee_{t-1}|\Omega_{3t-1}) \quad (39)$$

となる。(39)式に(35)式と(36)式のデータ表示を代入して整理すれば、

$$Ey_{t-1}|\Omega_{3t-1} = \lambda r (1+r) \sigma_z^2 J^{-1} Ey_{t-2}|\Omega_{3t-2} + \lambda (1+r) \sigma_z^2 J^{-1} y_{t-2} + (\sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2) J^{-1} (y_{t-1} + z_{t-1})$$

を得る。実質国民所得の期待値の時系列に関して上の定差方程式を解けば、

$$Ey_{t-1}|\Omega_{3t-1} = \tau \sum_{i=0}^{\infty} (r\tau)^i y_{t-2-i} + (\sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2) J^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (r\tau)^i (y_{t-1-i} + z_{t-1-i})$$

を得る。ただし、 $\tau = \lambda (1+r) \sigma_z^2 J^{-1}$ である。結局、(39)式を考慮して $Ey_{t-1}|\Omega_{3t-2}$ が次のように書き表わされる。

$$Ey_{t-1}|\Omega_{3t-2} = \lambda \tau \sum_{i=0}^{\infty} (r\tau)^i y_{t-3-i} + \lambda (\sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2) J^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} (r\tau)^i (y_{t-2-i} + z_{t-2-i}) \quad (40)$$

(40)式から情報集合 Ω_{3t-2} に基づいた y_{t-1} の期待値が、実質国民所得の「速報値」と「改訂値」の系列によって規定されていることが理解される。情報集合 Ω_{3t-1} にはこれらの系列が当然含まれていると考えられる。

さて、「速報値」の公表が、景気循環に伴う経済的な厚生損失を的確に反映する物価に関する予測誤差の分散にどのような影響をもたらすことになるのかを検討するためには、「速報値」を含まないケースの予測誤差の分散と、これを含むケースの予測誤差の分散を比較すればよい。予測誤差の確率変数表示は、

$$p_t - E p_t | \Omega_{3t-1} = -\frac{1}{1+r} (u_t + e_t) - \frac{\lambda \sigma_z^2}{f} u_{t-1} + \frac{\lambda r \sigma_z^2}{f} e_{t-1} + \frac{\lambda (\sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2)}{(1+r)f} z_{t-1} \quad (41)$$

である。(41)式は第1に予測誤差が政策パラメータ α に規定されず、したがって実質国民所得に関する「LSW 命題」が依然として成立していることを示している。第2に $t-1$ 期の情報の一部しか利用できないために、予測誤差に系列相関が生じていることを意味している。第3に「速報値」の公表が予測誤差の分散の低下に寄与する。予測誤差に関する第3の特長は、(41)式の分散を計算し、「速報値」を含まない「情報ラグモデル」における予測誤差の分散(30)式と比較することで明らかにされる。(41)式の分散 $\text{VAR}(p_{es})$ は、

$$\text{VAR}(p_{es}) = \text{VAR}(p_{e1}) + \frac{\lambda^2 (\sigma_u^2 + r^2 \sigma_e^2) \sigma_z^2}{(1+r)^2 f} \quad (42)$$

となる。(42)式の右辺第2項から、「速報値」に含まれる攪乱項の分散 σ_z^2 が有限であるかぎり、(30)式の右辺第2項より小さいことが理解される。また σ_z^2 が無限大に大きいとき、(42)式は(30)式に一致する。これは「速報値」に含まれるノイズ z_{t-1} の分散が非常に大きいときには、「速報値」を利用して期待を形成するリスクが大きすぎることを意味している。したがって、「速報値」の公表はたとえそれが不完全なデータにすぎないとしても、景気変動に伴う経済的厚生損失を規定する予測誤差の分散を小さくすることに貢献するといえよう。

(注1) Minford and Peel (1983) では、最新時点の金利データが攪乱項を伴うことなく公表されるケースを、本稿モデルとはやや異なったモデル設定の中で検討している。また、Fukuda (1988) では、実際のデータが時間的に集計された形 (time-aggregated information) で公表される (四半期とか半期) 点に着目し、こうしたデータ公表プロセスのもとで、為替レートオーバー・シュート現象を説明している。

7. おわりに

われわれはこれまで、情報構造と安定化政策の関連を検討した議論を概観するとともに、「速報値」の提供という一種の「情報公開政策」が景気循環の制御という点でどのように評価されるのかを考えてきた。情報構造の前提を変更するこれまでのモデル設定、すなわち「当期情報モデル」と「情報格差モデル」は、主としてフィード・バック型の安定化政策の有効性の復活を主張するものであった。また、市場価格の硬直性を導入することで「LSW 命題」の成立を崩す議論においても、結局のところ安定化政策の有効性復活のメカニズムは、モデルの情報構造と密接な関わりを有していた。

「当期情報モデル」も「情報格差モデル」も、データ公表プロセスの実際からみると、かなり非現実的な設定と言わざるをえない。すでに指摘したように、現時点での正確な統計データが入手できることはほとんど皆無であるし、政策当局が民間の経済主体にデータを公表する前に、いわば民間を欺いて政策を発動する積極的な理由は見当たらない。実際の経済データ公表プロセスは、標本抽出や基礎データの加工・推計等の技術的理由で、ある一定の時間が経過した後にはまず「速報値」が公表され、さらに時間の経過を経て「速報値」よりも正確に経済活動を捕捉した「訂正值」が公表される。「速報値」は敏速に経済の動向をつかむために有益であるが、データの精度という点では「改訂値」に劣ると考えられる。

われわれの「速報値モデル」は、こうしたデータ公表の時間構造に着目し、不完全ではあるが敏速なデータ公表が、景気循環に伴う経済的厚生にどのような影響をもたらすのかを検討したものに他ならない。主要な結論は、「速報値モデル」においても「LSW 命題」は依然として成立するが、「速報値」に含まれる攪乱項の分散が有限であるかぎり、「速報値」の提供という一種の「情報公開政策」は、予測誤差の分散を縮小させ経済的な厚生の増大に寄与するということであった。したがって、できるだけ正確な統計データを敏速に公開する政策当局の行動は、主体の予想形成が重要な役割を演じる「マクロ合理的期待モデル」の枠組みのなかで、安定化政策の一貫として評価され得るということができよう。

REFERENCES

- Asako, K. (1982) "Rational Expectations and the Effectiveness of Monetary Policy with Special Reference to the Barro-Fischer Model." *Journal of Monetary Economics*, 9: pp.99-107.
- Barro, R.J. and Fischer, S. (1976) "Recent Developments in Monetary Theory." *Jour-*

- nal of Monetary Economics*, 2: pp.133-167.
- Barro, R.J. (1976) "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics*, 2: pp.1-32.
- Barro, R.J. (1977) "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States." *American Economic Review*, 6: pp.101-115.
- Baumol, W.J. (1961) "Pitfalls in Contracyclical Policies : Some Tools and Results." *Review of Economics and Statistics*, 49: pp.21-26.
- Blinder, A.S. and Fischer, S. (1981) "Inventories, Rational Expectations, and the Business Cycle." *Journal of Monetary Economics*, 8: pp.277-304.
- Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976) *Time Series Analysis : Forecasting and Control* (2nd.ed.), San-Francisco:Holden-Day.
- Chow, G.C. (1975) *Analysis and Control of Dynamic Economic Systems*, New York: John Wiley.
- Cyert, R.M. and DeGroot, M.H. (1974) "Rational Expectations and Bayesian Analysis." *Journal of Political Economy*, 82: pp.521-536.
- Fischer, S. (1977) "Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule." *Journal of Political Economy*, 85: pp.191-205.
- Fukuda, S. (1988) "Time-aggregated Information and Volatility of Exchange Rate." *The Journal of the Japan Association of Economic and Econometrics*, 39: pp.132-148.
- Howery, E.P. (1967) "Stabilization Policy in Linear Stochastic Systems." *Review of Economics and Statistics*, 49: pp.404-411.
- Howitt, P. (1981) "Activist Monetary Policy under Rational Expectations." *Journal of Political Economy*, 89: pp.249-269.
- Kareken, J.A. Muench, T. and Wallace, N. (1973) "Optimal Open Market Strategy : the Use of Information Variables." *American Economic Review*, 63: pp.156-172.
- Kydland, F.E. and Prescott, E.C. (1982) "Time to Build and Aggregate Fluctuations." *Econometrica*, 50: pp.1345-1371.
- Litterman, R.B. and Weiss, L. (1985) "Money, Real Interest Rates, and Output : A Reinterpretation of Postwar U.S. Data." *Econometrica*, 53: pp.126-156.
- Long, J.B. and Plosser, C.E. (1983) "Real Business Cycles." *Journal of Political*

- Economy*, 91: pp.39-69.
- Lucas, R.E. (1973) "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs." *American Economic Review*, 63: pp.326-334.
- Lucas, R.E. (1975) "An Equilibrium Model of the Business Cycle." *Journal of Political Economy*, 83: pp.1113-1144.
- McCallum, B. T. (1977) "Price-Level Stickiness and the Feasibility of Monetary Stabilization Policy with Rational Expectations." *Journal of Political Economy*, 85: pp.627-634.
- McCallum, B. T. (1980) "Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 12: pp.716-746.
- McCallum, B. T. (1981) "Price Level Determinacy with an Interest Rate and Rational Expectations." *Journal of Monetary Economics*, 8: pp.319-329.
- Minford, A.P.L. and Peel, D.A. (1980) "The Natural Rate Hypothesis and Rational Expectations—A Critique of Some Recent Developments." *Oxford Economic Papers*, 32: pp.71-81.
- Minford, A.P.L. and Peel, D.A. (1983) *Rational Expectations and the New Macroeconomics*, Oxford.
- Modigliane, F. (1977) "The Monetarist Controversy or, Should We Forsave Stabilization Policies?" *American Economic Review*, 67: pp.1-19.
- Nelson, C.R. and Plosser, C.E. (1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series." *Journal of Monetary Economics*, 10: pp.139-162.
- Phelps, E.S. and Taylor, J.B. (1977) "Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations." *Journal of Political Economy*, 85: pp.163-190.
- Pool, W. (1970) "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model." *Quarterly Journal of Economics*, 84: pp.197-216.
- Sargent, T.J. and Wallace, N. (1975) "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule." *Journal of Political Economy*, 83: pp.241-254.
- Sargent, T.J. and Wallace, N. (1982) "The Real Bills Doctrine vs. the Quantity Theory: a Reconsideration." *Journal of Political Economy*, 90: pp.1212-1236.
- Sargent, T.J. (1973) "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural

- Rate of Unemployment." *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: pp.429-472.
- Sargent, T.J. (1987) *Macroeconomic Theory* (2nd.ed.) New York:Academic Press.
- Sheffrin.M.S. (1983) *Rational Expectations*, Cambridge University Press.
- Slutsky, E. (1937) "The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes." *Econometrica*, 5: pp.105-146.
- Taylor, J.G. (1979) "Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations." *Econometrica*, 47: pp.1267-1286.
- Taylor, J.G. (1980) "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts." *Journal of Political Economy*, 88: pp.1-23.
- Turnovsky, S.J. (1980) "The Choice of Monetary Instrument under Alternative Forms of Price Expectations." *Manchester School*, 48: pp.39-63.

<編集後記>

山田所員の力作「情報構造とマクロ合理的期待モデル」をお届けします。山田所員には春休みのかなり早い時期に原稿をいただいたが、その時にはすでに4本の論文が入稿済みであったので、印刷が7月号にまでずれ込んでしまった。月報の速報性が生かせなかったことをお詫びするとともに、今後とも積極的な投稿をお願いしたいと思う。

なお溝田所員の戦後造船企業経営史研究のうち①(月報 No.316)と③(月報 No.320)が刊行済みで、②がどうなったのか問い合わせを受けているが、②も資料の整理が完了すれば月報に投稿される予定である。乞うご期待。

(M. Y.)

神奈川県川崎市多摩区東三田2丁目1番1号 電話(044)911-7131(内線2818)

専修大学社会科学研究所

(発行者) 三輪芳郎

製作 佐藤印刷株式会社

東京都渋谷区神宮前2-10-2 電話(03)404-2561
