

インフレ期待と金利

——「Fisher 効果」の検証とそのインプリケーション——

折 谷 吉 治

1. 要 約
2. 「Fisher 効果」と金融政策へのインプリケーション
3. 「Fisher 効果」の検証結果
4. インフレ期待の定式化について

1. 要 約

本稿の目的は名目金利のインフレ期待による変動すなわち「Fisher 効果」について検討を加えることである。

近年多くの中央銀行がマネーサプライをターゲットとして金融政策を運営するようになったが、これは近年のインフレの経験およびこれを巡る経済理論の発展に基づくものである。すなわち、インフレの背後にはマネーサプライの過大な増加があり、かつ名目金利をターゲットとする政策運営では必ずしもこれを適切にチェックできない、との判断が背景となっている。後者の点を理論面から強力に主張したのが M. Friedman であり、その論拠が「Fisher 効果」の存在である。すなわち、名目金利をある水準に固定しようとする、インフレ期待が強い場合には、予想外にマネーサプライが増えてしまう。その結果インフレ期待がさらに強まるので、名目金利の上昇を防ぐためにはますます大幅なマネーサプライの増加が必要となり、結局インフレの加速を招く。こうした事態を避けるためには、金融政策はマネーサプライをターゲットとして運営されるべきであり、金利の安定に

こだわってはならないこととなる。

これに対し、W. Poole は、金融政策のターゲットとしては、状況によりマネーサプライと金利とを使い分けるのがよい、と主張しており、わが国ではこれがしばしば紹介されている。しかし、W. Poole の議論では経済システムに発生する攪乱（外生的、確率的ショック）のみが問題とされており、「Fisher 効果」は明示的には考慮されていない。こうした議論に基づいて金融政策の方法を判断するのは misleading である。

欧米では、かねて「Fisher 効果」が実証的に検出されてきたが、わが国についてもこうした実証分析を行った結果「Fisher 効果」が検出された。検証方法が完全とはいえないにせよ、ともかく「Fisher 効果」が検証されたことは、少なくとも「Fisher 効果」を無視した議論や実証分析がわが国でも reliable とはいえないことを示しているといえよう。

「Fisher 効果」の検証上最大の問題は、インフレ期待を具体的にどのように捉えるかである。現実のインフレ期待そのものは正確に把握し難いので（このこと自体が名目金利をターゲットとする金融政策に対する批判の1根拠である）、その proxy

を物価変動の実績のみに基づいて作成するのが常であるが、最近の期待理論の発展によってこうした方法が見かけ以上に一般的妥当性をもつことが確認されている。すなわち、物価に影響する全ての情報が過去の物価データに入っているとすれば、人々が available な全ての情報をもとに形成するインフレ期待は、過去の物価データのみに基づくモデルによって推定できることになるからである。もっとも、従来の方法には、a priori にモデルの型を制約している結果物価変動の実績がもつ情報を心ずしも十分に取入れていないという欠点があったが、最近の「時系列分析」の発展によってこうした制約を置かずに推定できるようになった。欧米ではこの改善された手法によってインフレ期待の proxy を作り、それをもとに explicit に「Fisher 効果」の検証が行われるようになってきている。そこで本稿では従来からの方法に加え、時系列モデルによる「Fisher 効果」の検証も行った。

以下、2.で「Fisher 効果」と金融政策への implication に関する議論を簡単に振り返り、3.でわが国における「Fisher 効果」の実証分析の結果を記述したあと、4.でインフレ期待の定式化の理論的背景について述べる。

2. 「Fisher 効果」と金融政策へのインプリケーション

(1) 金融政策のターゲットに関する W. Poole の議論

通常の IS・LM 分析においては、IS・

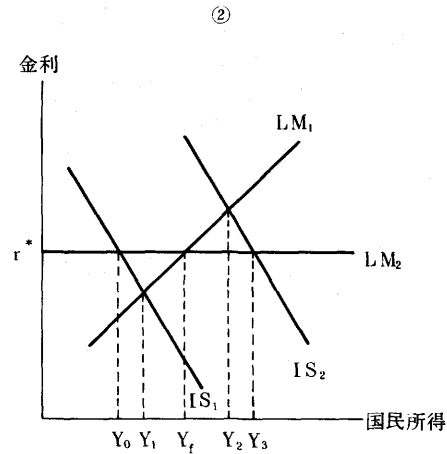
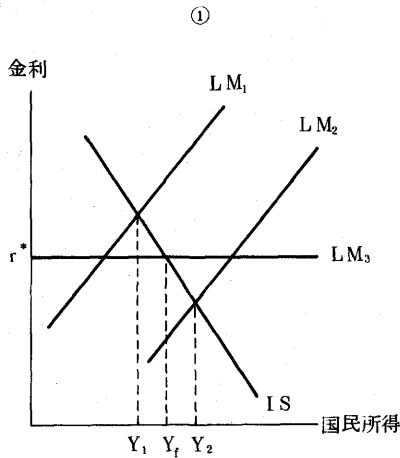
LM 曲線は政策当局が予期しないような要因によっては攪乱されないという前提が置かれている。そのため、政策当局は各変数間の関係したがつて政策効果を確実に知りうる、つまり国民所得と金利およびマネーサプライとの関係は常に一義的に決まってくるから、金融政策のターゲットとして金利をとるかマネーサプライをとるかといった問題は生じない。^(注1)

W. Poole [19] はこうした IS・LM 分析の枠組みに IS・LM 両曲線の確率的な振れ (stochastic disturbance) という形で不確実性を導入することによって、金融政策のターゲットを論じた(わが国においても、館 [4]、日本銀行調査局 [5] などが、こうした W. Poole の議論を紹介している)。

すなわち、今第1図①のような通常の IS・LM 曲線において、IS 曲線が安定している一方、ある一定のマネーサプライのもとで LM 曲線が $LM_1 \sim LM_2$ の範囲で振れる(つまり、通貨需要関数がランダムに振れる)場合を考える。このとき、マネーサプライを一定に保つ政策を採用すれば、国民所得の水準は $Y_1 \sim Y_2$ の範囲で変動する。これに対し、利子率を r^* の水準に保ち(マネーサプライを弾力的に供給し)、LM 曲線を LM_3 のようにした場合には、国民所得の水準を Y_f の完全雇用水準で安定できることとなる。したがって、この場合には金利を金融政策の運営目標とした方が優れている。

(注1) そこでは完全雇用所得水準(第1図 Y_f)も、IS 曲線の位置も、マネーサプライの各水準に対応する LM 曲線の位置も、全てが事前に解っているのであるから、完全雇用水準における所得、マネーサプライ、金利も事前に解っている。したがって、政策はそれをターゲットにすればよく、かつ確実にそれを(同時に)達成することができる。

(第1図)



これに対して、第1図②のようにIS曲線が $IS_1 \sim IS_2$ の範囲で振れる一方、LM曲線は所与のマネーサプライのもとで LM_1 で安定しているという場合には、逆の結論となる。すなわち、かりに政策当局が(マネーサプライを弾力的に供給して)利子率を r^* の水準で保ちLM曲線を LM_2 のようにした場合、国民所得は $Y_0 \sim Y_3$ の範囲で振れる。これに対して、もしマネーサプライを一定に保つことによりLM曲線を LM_1 のようにした場合には、国民所得の振れ幅は $Y_1 \sim Y_2$ にとどまる。したがって、マネーサプライを運営目標として一定に保つ方が優れている。

しかし、現実の経済では、IS・LM両曲線とも振れるから、金融政策の運営目標としてマネーサプライと金利のいずれを採用してその安定を図るかは、ときどきの経済情勢の下で両曲線のいずれが相対的に安定的かという判断にかかる。したがって、マネーサプライあるいは金利のどちらか一方だけを重視するのは不適当であるというのである。

(2) 「Fisher効果」

— インフレ期待の変化に基づく金利水準の変化

W. Poole の議論は、形式的な誤りはないものの、その分析の枠組自体が不適切なのではないかとの批判を浴びている。その批判は主としてインフレ期待と金利との関係にかかわる。以下、まずインフレ期待と金利との関係を再確認したうえ、(3)でW. Poole の議論に対する批判について述べる。

インフレ期待と金利(以下、とくに断わらないかぎり名目金利)の関係を最初に詳細に分析したのは、Irving Fisher [10] である。I. Fisher は「The number, or figure expressing the rate of interest in term of money does depend upon the monetary standard employed」、すなわち、名目金利は通貨価値の変動予想(逆にいえば物価変動に係る経済主体の予想)によって左右されると主張している。このような現象は、彼の名にちなんで「Fisher 効果 (Fisher's effect)」と呼ばれて

いる。

「Fisher 効果」が生じる理由は、次のように説明されている。今、AがBから100円の資金を借りて、1個1円の商品を買うとすると、AはBから100個の商品を借りたことに等しい。利息が2%であればAはBに102個の商品に相当する102円の資金を返済することになる。しかし、もし、この商品の価格が貸借期間中に1.03円に値上がりすることが契約時にわかっていれば、Bは102個の商品を買うことのできる金額である105.06円の返済が約束されない限り資金を貸すことに同意しないだろう。一方、Aは105.06円の返済を約束することにとりたてて反対しないだろうから、結局この場合両者の間で契約される金利は5.06%となる。このうち3.06%は単に商品価格の上昇による分であり、それを差引いた2%が実質的な金利である。

以上のような説明を一般化すると次のようになろう。t期の一般物価水準を P_t とすると、X単位の商品を買うのに必要な金額は $P_t X$ となる。 $P_t X$ の資金をt+1期まで借りる契約がt期に結ばれるとする。ここで、t+1期までに物価が ΔP^e だけ上昇して $P_t + \Delta P^e$ になると予想されているとすると、t+1期にX単位の商品を買うのに必要な金額は $(P_t + \Delta P^e) X$ と予想される。資金の貸手、借手ともに物価水準に変化がない場合の金利(実質金利)として $r_t\%$ の金利を受払することに合意しているとする、返済額は $(P_t + \Delta P^e) X (1 + r_t)$ 、名目利息

額は $(P_t + \Delta P^e) X (1 + r_t) - P_t X$ となり、金利は次のように計算される。

$$i_t = \frac{(P_t + \Delta P^e) X (1 + r_t) - P_t X}{P_t X}$$

$$i_t = r_t + \frac{\Delta P^e}{P_t} + r_t \cdot \frac{\Delta P^e}{P_t}$$

$$\left(\begin{array}{ll} i_t & ; \text{名目金利} (\%) \\ r_t & ; \text{実質金利} (\%) \\ \Delta P^e & ; t \text{期から } t+1 \text{期までの予想物価上昇幅} \\ P_t & ; t \text{期の物価水準} \\ \frac{\Delta P^e}{P_t} & ; \text{予想物価上昇率} (\%) \end{array} \right)$$

上式の右辺第3項 $r_t \cdot \frac{\Delta P^e}{P_t}$ は予想インフレ率 $(\frac{\Delta P^e}{P_t})$ および実質金利(r_t)がともに小さければ無視できるからFisher 仮説は次のように示される。

$$i_t = r_t + \frac{\Delta P^e}{P_t}$$

ここで、予想物価上昇率(インフレ期待)を $\dot{P}_t (= \frac{\Delta P^e}{P_t})$ で表わすと次式のようにになる。

$$i_t = r_t + \dot{P}_t \dots\dots\dots (2)$$

すなわち、名目金利(i_t)は実質金利(r_t)^(注2)に資金の貸借期間中のインフレ期待($\dot{P}_t$)を加えたものになっている。

「Fisher 効果」の存在を分析の枠組の中に入れると、雇用、マネーサプライ、金利の間の関係は複雑となる。たとえば人々のインフレ期待が強まると、雇用、

(注2) 本稿では、実質金利については予想実質金利と事後的な実質金利の区別をしていないが、名目金利に織込まれる実質金利は、正確には貸借の契約時点ですべて予想される貸借期間中の予想実質金利である。

マネーサプライの状況に何らの変化がなくとも名目金利は直ちに上昇してしまう。すなわち、名目金利が上昇しても、それが雇用の増大をとまなう実質生産活動の拡大に基づく実質通貨需要の増大に基づくとは限らず、インフレ期待の上昇に基づく場合もあるということである。

(3) 「Fisher 効果」を考慮に入れた金融政策——マネーサプライ・ターゲットの意義

「Fisher 効果」の存在を考慮すれば、名目金利の変動が実質金利の変動によるのかインフレ期待の変動によるのかを判断することが、金融政策にとって最小限必要なことからであることがわかる。実際米国連銀では金融政策の判断に当ってこの点が explicit に論じられている。例えば、最近の米国連銀の公開市場委員会 (FOMC) では次のような主張がなされている。

「In the discussion of policy for the period immediately ahead, the comment was made that current levels of interest rates were not exerting as much restraint on credit flows as might be supposed. Thus, it was observed, interest rates adjusted for expected rates of inflation were not high and might even be negative.」(Record of Policy Actions of the FOMC,

Meeting Held on Sept. 19, 1978)

このことだけをみても、「Fisher 効果」の存在を全く考慮していない W. Poole の議論を単純に使う金融政策を分析するのが如何に危険ががわかる。^(注3)

さらに、「Fisher 効果」を十分に考慮に入れるためには、「Fisher 効果」のもととなるインフレ期待がどのように形成されるかについて考えておく必要があるとされる。とくに、金融政策のスタンス自体が直接的にあるいは物価変動を通じて間接的に人々のインフレ期待を変化させるという点は、金融政策の効果を考える場合に忘れてはならない点である。この点を勘案してみると、W. Poole の議論の欠陥はさらに明白となろう。

上記のことを明示的に考慮に入れて、マネーサプライ・ターゲットの意義を強調したのが M. Friedman である。彼は 1967 年米国経済学会の会長講演 [11] において「金融政策はごく限られた期間以上にはわたって利子率を釘付けすることはできない。利子率を釘付けにしようとしてマネーサプライを増やせば増やすほど、利子率は低下するどころかますます上昇してしまう。というのは、急激なマネーサプライの増加によって物価が上昇し、人々が今後も物価が上昇するであろうというインフレ期待をもつに至ると、Fisher が数十年前に指摘したように、貸手は高金利を望み、借手もその支払いを拒まな

(注3) 例えば、Goodhart [13] は次のように述べている。

「In the first place the analytical exposition has usually been based on the simplest possible IS/LM model. It is dangerous to generalise from the conclusions based on a very simple, and a seriously misspecified, model to proposals for the conduct of monetary policy in the real world.」

くなるからである。低い利子率はマネーサプライの伸びが低かったという意味で金融政策が緊縮的であった証拠であり、高い利子率はマネーサプライが急速に増加したという意味で金融政策が緩和的であった証拠である。金融政策によって利子率を釘付けにすることはできず、また金融政策が『緊縮的 (tight)』か『緩和的 (easy)』かの指標として金利を使うことは誤りであり、マネーサプライを重視する方が優れている」。

こうした M. Friedman の主張をより精緻化し、あわせて W. Poole の議論を批判したのが T. Sargent and N. Wallace [21] である。^(注4)

彼等は、インフレ期待が過去の金融政策およびこれによって生じたインフレの経験や政策動向に対する予想によって形成され、これが名目金利に織込まれている状況においては、IS・LM 曲線の状況如何にかかわらず常にマネーサプライをターゲットとすべきであると主張する。

今、仮りに政策当局が名目金利を金融政策のターゲットとしてこれを安定させる政策をとっているときに、何らかの理由

で人々のインフレ期待が強まったとする。インフレ期待が織込まれるため名目金利に上昇圧力がかかるので、政策当局は金利の安定を保とうとしてマネーサプライを増加させることになる。しかし、マネーサプライの増加はそれ自体が直接的に、また物価を上昇させることによって間接的にも人々のインフレ期待を一層高めることになる。その結果生ずる一段の金利上昇圧力に対してさらにマネーサプライを増加させれば、物価上昇をさらに加速するというように、金利の安定を維持しようとする限り物価とマネーサプライの spiral 的な上昇が続くことになる。^(注5)

これに対し、マネーサプライをターゲットとしてこれを安定的に維持する政策を採用すれば、金利をターゲットとした場合のような spiral は発生しないことになる。

以上から明らかなように、名目金利に「Fisher 効果」が働く経済においては、名目金利をターゲットとした金融政策は物価の加速度的上昇を招く危険があり、これを回避するためには常にマネーサプライをターゲットとし、金利はインフレ期待の変動に合わせて弾力的に変動させる

(注4) このほか、R. Barro [6] は市場における情報伝達の観点から W. Poole の議論を批判している。

(注5) T. Sargent and N. Wallace はこのような spiral process をウイクセルの累積過程をより dynamic にとらえたものであるとして、次のように述べている。

「At least since the time of Wicksell it has been known that, in the context of a static analysis of a full-employment model with wages and prices that are flexible instantaneously, it can happen that the price level is indeterminate if the monetary authority pegs the interest rate. In such a static analysis, the indeterminacy of the price level depends critically on output and employment being exogenous with respect to shocks to aggregate demand or portfolio balance; that is, the Phillips curve must be vertical. In our model, however, the Phillips curve is not vertical, but Wicksell's indeterminacy still arises.」

必要がある。

3. 「Fisher 効果」の検証結果

ここではまず、わが国において現実に「Fisher 効果」が働いているか否かについての実証分析結果を示すこととし、検証に当たって中心課題となるインフレ期待の定式化の理論的背景については4.においてやや詳しく述べる。

(1) distributed lag model による検証結果

まず、従来から米国などで広く行われてきた Almon lag および Koyck lag などの distributed lag を用いる方法によって、わが国における「Fisher 効果」を検証してみた。

ここでは名目金利と「過去の物価上昇率の加重平均」(Koyck lag の場合は幾何級数和)との間に回帰式を計測し、これによって「Fisher 効果」の存否を論じているが、4.で詳しく述べるように「過去の物価上昇率の加重平均値」はインフレ期待の proxy として用いられているものである。

(Almon lag による推定)

わが国の金利(現先レート、3か月もの)と物価上昇率(前月比上昇率)に関して Almon lag を用いて計測したところ、第1表のような3次の多項式で24か月間の lag を伴った回帰式が得られた。^(注6) この回帰式による推計値と実績値をプロットしたのが第2図である。

計測結果をみると、残差の系列相関が強いという問題もあるが、一応物価変動

のみによって名目金利の変動をフォローしていることがわかる。lag structure (w_i)をみると、第3図のように約2年以前までの物価変動が当期の名目金利に影響を与える形になっており、これはセントルイス連銀の米国に関する計測結果(第5図)とほぼ同じである。

(Koyck lag による推定)

Koyck lag による回帰式をわが国のデータについて計測すると、次のような回帰式が得られた。

$$i_t = \frac{0.8497}{(26.7587)} i_{t-1} + \frac{0.1661}{(5.5300)} \dot{P}_t + \frac{0.9703}{(3.9677)}$$

$$R^2 = 0.8936 \quad D.W. = 2.6957$$

$$S.E. = 0.8660$$

計測期間 1967年2月～1978年12月

$$\left[\begin{array}{l} i_t ; \text{現先レート(3か月もの)} \\ \dot{P}_t ; \text{卸売物価前月比騰落率} \end{array} \right]$$

この回帰式の推定値と実績値をプロットすると第4図のようにになっている。なお、lag structure をみると、第3図鎖線のように Almon lag model の場合と同様約2年間で過去の物価上昇の影響がほぼ出尽くす形となっている。

以上のように金利とインフレ期待とに関する「Fisher 効果」は、わが国データについても米国で得られている結果とほぼ同様に検証することができる。

(2) 時系列モデルによる検証結果

近年欧米では、時系列モデルからの予測値をインフレ期待の proxy として用

(注6) なお、推計式をみる場合、物価については前月比上昇率を説明変数としているのに対し、金利は年率で表示されていることに留意する必要がある(koyck lag の場合も同様)。

(第1表) Almon lagによる計測式

$$i_t = \sum_{i=1}^{24} w_i \dot{P}_{t-i} + \frac{6.142}{(48.381)}$$

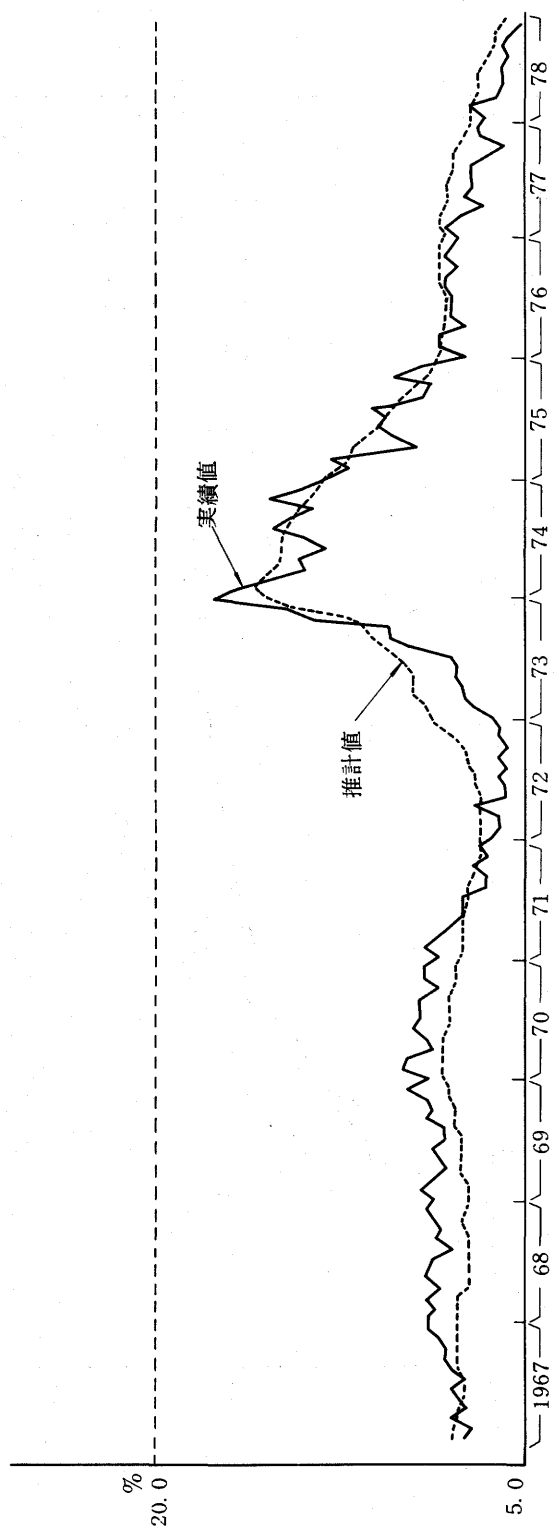
$R^2 = 0.800$ D. W. = 0.587 S. E. = 1.188

計測期間 • 1967年2月～78年12月

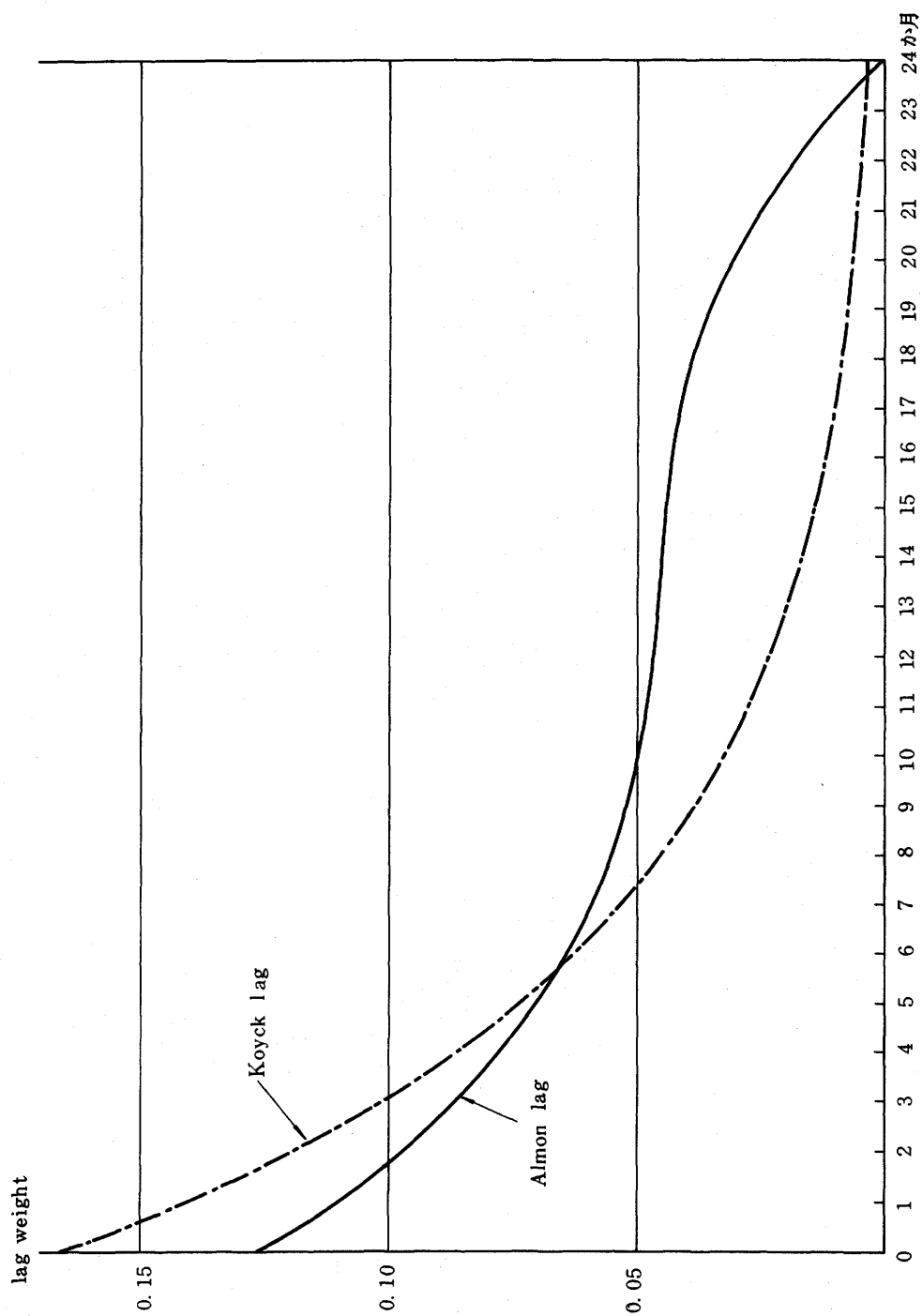
$\left(\begin{array}{l} i_t; \text{現先レート(3か月もの)} \\ P_t; \text{卸売物価前月比騰落率} \end{array} \right)$

lag structure	w_i	(t値)
i = 0	0.1257	7.1648
1	0.1107	9.1532
2	0.0979	12.3153
3	0.0870	16.2443
4	0.0779	16.8283
5	0.0704	13.6329
6	0.0643	10.8727
7	0.0594	9.2736
8	0.0557	8.5062
9	0.0528	8.3342
10	0.0507	8.6563
11	0.0491	9.4360
12	0.0479	10.5766
13	0.0469	11.6571
14	0.0460	11.8268
15	0.0449	10.7554
16	0.0435	9.1752
17	0.0416	7.7451
18	0.0390	6.6340
19	0.0356	5.8028
20	0.0312	5.1795
21	0.0256	4.7046
22	0.0187	4.3301
23	0.0102	4.0449
24	0.0	0.0
Σw_i	1.3327	

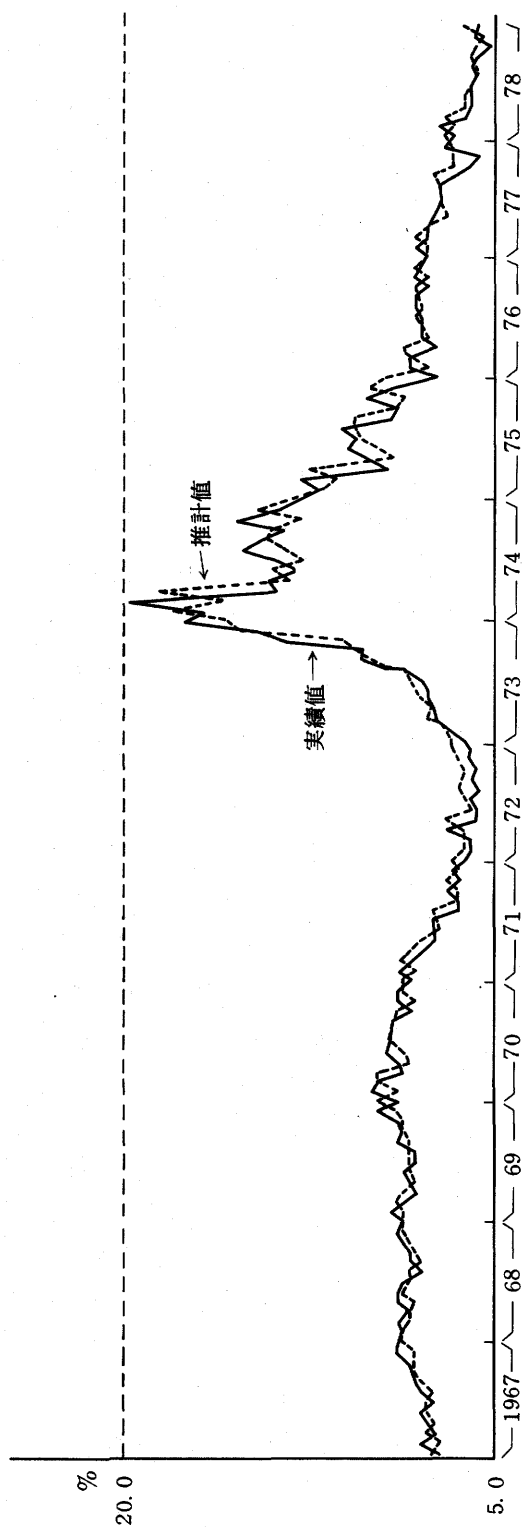
(第2図) Almon lagによる金利の推計



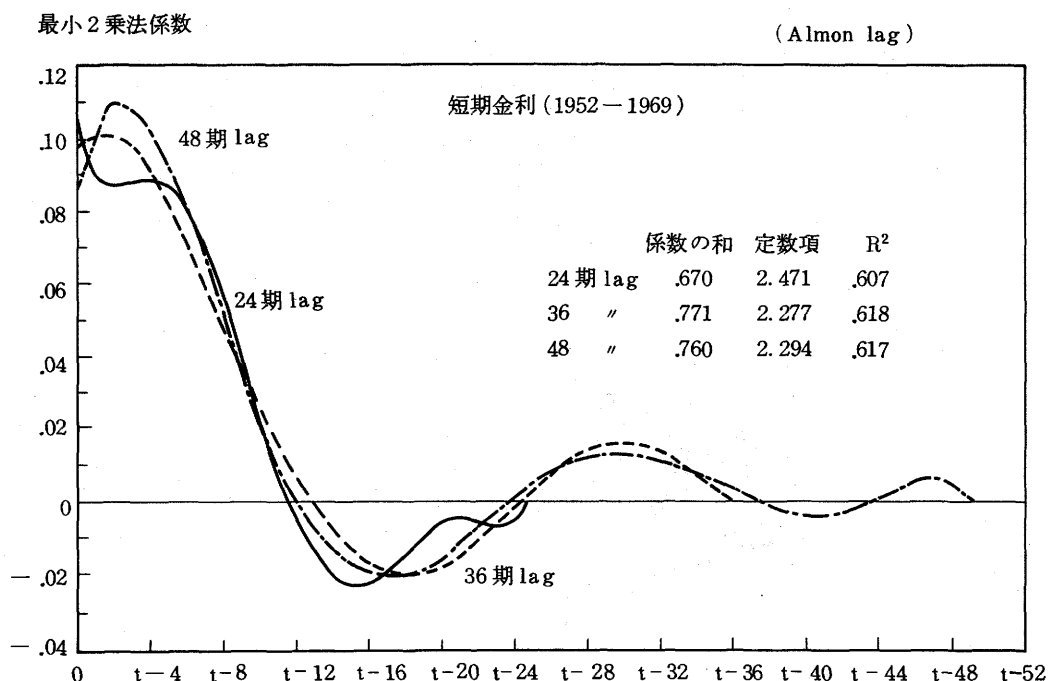
(第3図) Lag structure



(第4図) Koyck lag による金利の推計



(第5図) 米国の lag structure (セントルイス連銀の計測 [16])



いて、explicit に「Fisher 効果」を検証する方法が行われるようになった。^(注7)

以下はこの方法を試みた結果である。

イ. インフレ期待の explicit な推定

まず、卸売物価のデータをもとに1変数時系列モデルを作り、^(注8)これによる3か月先の卸売物価の予測値を計算した。

第6図点線はその予測値の3か月前比上昇率を示している。これを予測の出発点における先行き3か月先についてのインフレ期待(予想物価上昇率)の proxy とする。これは実線で示した当該期間の物価上昇率実績とは、明らかに異なる動きを示している。

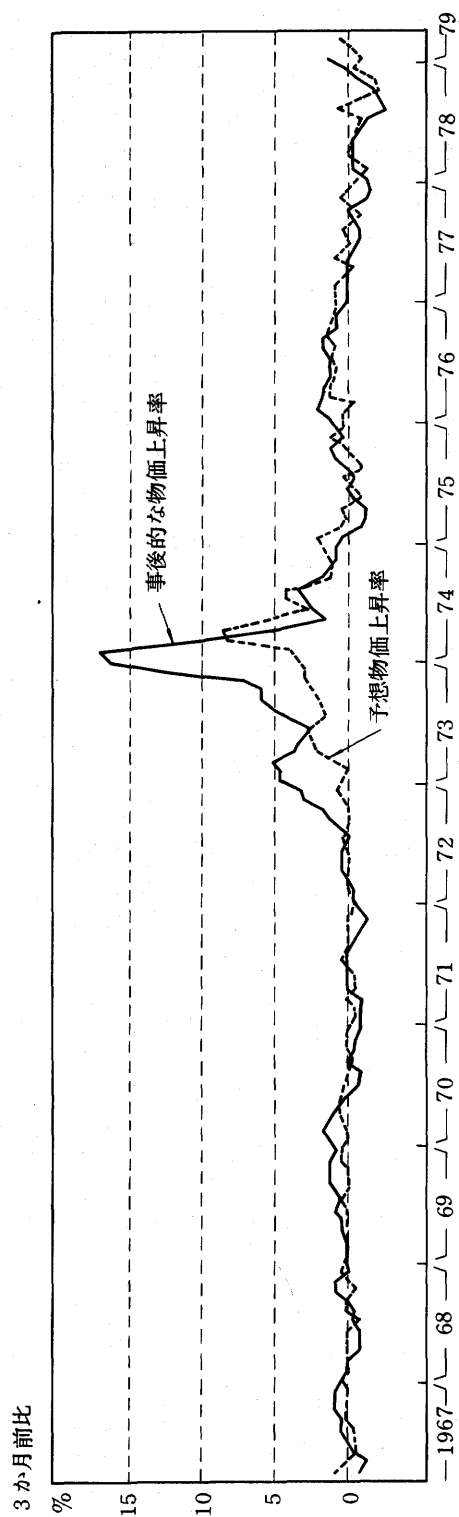
(注7) 4.(2)で述べるように、在来型の distributed lag model においては、ラグのパターンについて a priori な制約が置かれている。インフレ期待が合理的(rational)に形成される場合には、時系列モデルによる方法がより妥当とされている。

(注8) 計算手順は次のとおり。

- ① まず、卸売物価指数の1階差(増減幅)をとることによって、データを定常化する(したがって、計測したモデルは ARIMA モデルとなっている)。
- ② 次に、データによって時系列モデルを推定し(第2表)、推定したモデルで予測を繰返す。モデル推定のデータ期間の始まりは、1953年1月に固定しておくが、データ期間の終りは1967年12月以降、12か月ずつ延長する。予測はモデルの推定期間の終り12か月間について3か月先予測を繰返す。

すなわち、第1回目の時系列モデル推定は1953年1月～1967年12月までの期間について行い、予測は1967年1月から1967年12月までの各月を出発点とする3か月先予測を12回行う。次に、第2回目は1953年1月～1968年12月までのデータで時系列モデルを推定し、推定した

(第6図) インフレーション期待と事後的な物価上昇率比較



ロ. インフレ期待と金利

時系列モデルから推定した予測値をインフレ期待の proxy として使うことによって、「Fisher 効果」を explicit に検証することができる。第7図に資金貸借契約時点で予想される貸借期間中の物価上昇率（インフレ期待）の推定値および金利を示した。これを見ると金利は契約時点における先行き3か月間の予想物価上昇率（インフレ期待）とかなり似た動きを示している。両者を M. Feldstein and L. Summers [9] にならって回帰し

てみると次のようになった。

$$i_t = 0.2437 \dot{P}_t^e + 7.0686 \\ (8.5658) \quad (35.1864)$$

$$R^2 = 0.336 \quad D.W. = 0.3416$$

$$S.E. = 2.1578$$

計測期間 1967年2月～1978年12月

$$\left(\begin{array}{l} i_t ; \text{現先レート(3か月もの)} \\ \dot{P}_t^e ; t \text{時点からみた先行き3} \\ \quad \text{か月の予想卸売物価上昇} \\ \quad \text{率(年率)} \\ () \text{内は } t \text{値} \end{array} \right)$$

(第2表) インフレ期待の推定に利用した1変数時系列モデルの例*

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i u_{t-i}$$

$$S.E. = 0.137$$

計測期間 1953年2月～78年12月

	α_i (t値)	β_i (t値)
i=1	0.305 (1.515)	0.565 (2.826)
2	-0.153 (0.861)	0.552 (2.820)
3	-0.003 (0.015)	0.279 (1.298)
4	0.097 (0.582)	0.213 (1.060)
5	0.348 (2.489)	-0.284 (3.068)

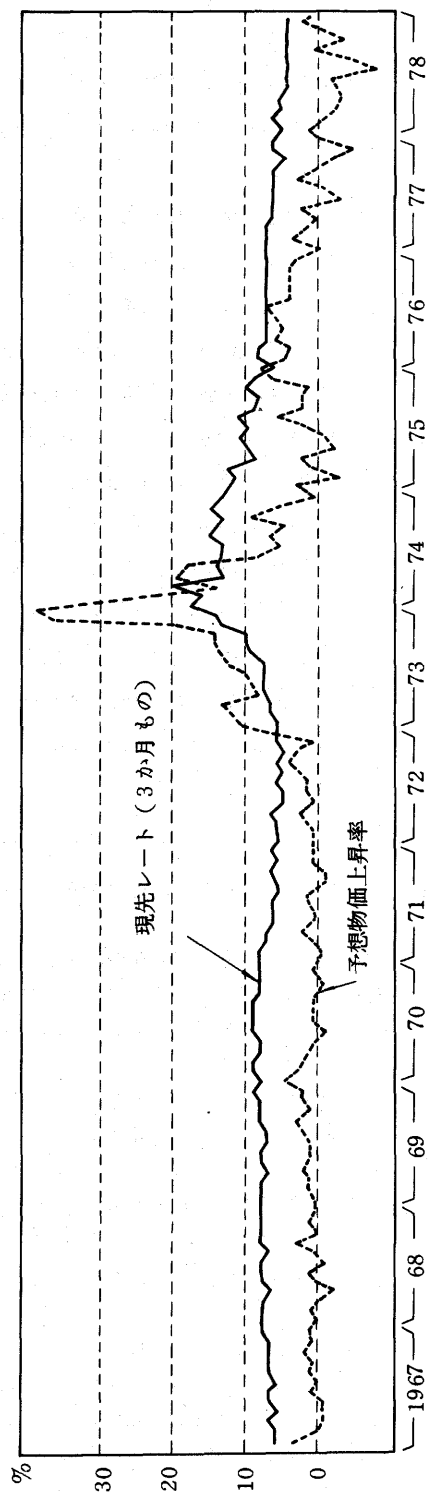
$$\left(\begin{array}{l} \Delta P_t ; t \text{期の卸売物価指数の増減幅} \\ U_t ; t \text{期のノイズ} \\ \alpha_i ; \Delta P_{t-i} \text{のパラメーター} \\ \beta_i ; u_{t-i} \text{の} \quad \quad \quad \end{array} \right)$$

*こうしたARIMAモデルを12か月おきに12個推定し、インフレ期待を推定した。

モデルで1968年1月～68年12月まで各月を出発点とする3か月先予測を12回繰返す。こうしたモデル推定および予測を78年12月まで繰返す。

なお、このように12か月ごとにデータを延長しながらモデルを推定し、予測はそのサンプル内で行うのは、単に計算プログラムの便宜からである。本来は、予測の出発点までのデータのみによってモデルを推定し、そのモデルで3か月先予測を行い、次に出発点が変わると新たなデータ期間でモデルを再推定して予測を行う（つまり、サンプル外予測を每期行うこと）方がより現実の期待形成に近いものであろう。もっとも、今の場合、モデル推定に利用し

(第7図) 金利とインフレ期待



すなわち、インフレ期待 ($\dot{P}_t^e$) のパラメーターは 0.2437 と 1 より小さいが、パラメータの t 値は 8.5658 と有意であり、インフレ期待が金利に上乘せされる形になっている。^(注9)

また、これは次のような米国についての Feldstein and Summers [9] の結果とほぼ同様の結果となっている。^(注10)

$$i_t = \underset{(10.4)}{0.94} \dot{P}_t^e + 2.9$$

$$R^2 = 0.53 \quad D.W. = 0.13$$

計測期間 1954年第1四半期～
1976年第4四半期

$$\left(\begin{array}{l} i_t ; \text{社債利回り (10年もの)} \\ \dot{P}_t^e ; \text{ARMA モデルによる予想} \\ \text{物価上昇率} \end{array} \right)$$

4. インフレ期待の定式化について

「Fisher 効果」の検証に当ってはインフ

レ期待をどのように捉えるかが最も大きな問題であるが、前章では以下のような考え方に基づいてインフレ期待を定式化した。

(1) 期待形成の理論と 1 変数時系列モデル (J. Muth の意味での rational expectation)

現在、期待形成の理論的基礎となっているのは、「合理的期待 (rational expectation)」仮説^(注11)である。最も一般的な意味での rational expectation は「経済主体が形成するある変数に関する期待 (予想, expectation) は、当該変数に影響する available な『情報集合 (information set)』^(注12)をすべて利用した最良の予測である」と定義される。この場合の information set には、現在、過去 (有限の過去) の計数データのみならず利用しうる主観的な情報も含まれており、したがって、こうした広い意味での

たデータ期間の最後の12か月だけを予測の出発点としているので、その影響は小さいものとみられる。

③ このようにして作られた増減幅に関する予測をもとの卸売物価の水準に戻す。つまり、67年1月時点にたった3か月先の物価水準は、1953年1月～1967年12月までの期間の増減幅データについてのモデルを用いて予測された1か月、2か月、3か月先の増減幅予測値を合算し、出発時点である67年1月の物価水準の実績値に加えて得られる。

(注9) R^2 は、在来型の distributed lag model の場合の計測結果に比べると低い、第6図実線で示した貸借期間中の事後的な物価上昇率で回帰した場合の金利変動に対する説明力がほとんどないのに比べるとかなり高い。

(注10) ただ、いずれの場合もダービン・ワトソン比がかなり低く、誤差項に強い系列相関があることを示唆している (distributed lag model の場合も同様)。Feldstein and Summers はその原因を実質金利が constant であると仮定して計測していることにあるとしている。この点の検討は今後の課題である。

(注11) 「合理的期待の仮説」については白川 [3]、R. Shiller [22] 参照。

(注12) 「情報集合 (information set)」の概念は、「時系列分析」の予測理論において厳密に定義されている (C. Granger and P. Newbold [14])。なお、information set はそれが確率変数の場合には、条件付確率 ($P(x/I)$) の条件 (I) である。「時系列分析」については折谷 [1] 参照。

information setに基づくexpectationは経験とか偏見といったものの影響さえ受けることになる。

ただ、このように information set を広い意味にとると、expectationを理論的に取扱うことが難しくなる。このため、通常は information setの内容をある時点で人々が知ることのできる当該変数に関係する全ての変数の計数データに限るとともに、各変数間の関係は線形モデルで表わされるものと想定する。そして、この計数データを条件とした確率的期待値、すなわち「時系列分析」の予測理論における「線形最良予測 (linear optimal forecast)」^(注13)をもって「rational expectation」とする。こうした rational expectationは J. Muth [17] によって定義され、「Muthの意味での rational expectation」と呼ばれる。“rational expectation”という言葉はこの意味で使われることが多い。

(limited information rational expectation と 1 変数時系列モデル)

rational expectation を Muth の意味に解しても、実証分析上は、ある変数に

影響するすべての available なデータの範囲を決定することが事実上困難だという問題が残る。そこで、期待形成に際して利用される information set を当該変数の現在および有限の過去のデータのみに限定することが E. Feige and D. Pierce [8] によって提案された。このように定義された rational expectation は、「limited information rational expectation」(R. Shiller [22])、あるいは「economically rational expectation」(E. Feige and D. Pierce)^(注14)と呼ばれている。

limited information rational expectation の立場にたてば、当該変数のデータ (現在および有限の過去の値) から 1 変数時系列モデル (1 変数 ARMA モデル) を推定し、その予測値をもって期待 (物価の場合はインフレ期待) の代理変数 (expectation proxy) とみなすことができる。^(注15)

1 変数時系列モデルはその簡単さの故に、あまりにも simple-minded であるような印象を与えるかもしれない。しかし、1 変数時系列モデルは見かけ以上に

(注13) 時系列分析の予測理論における「linear optimal forecast」は次のように説明される。

「linear forecast」とは、将来の予測値がある時点までの観測値の線形結合として表わされる予測量をいう (従って、ここで扱うモデルは線形モデルである)。また、予測の良し悪しの評価は予測値と実績値の差の 2 乗平均 (2 乗平均誤差 < mean square error >) によって行うものと仮定する。すなわち、mean square error は次のように定義される。

$$\text{mean square error} = E[(X_{t+\ell} - F_{\ell})^2]$$

$$\begin{pmatrix} E & ; & \text{期待値} \\ X_{t+\ell} & ; & t+\ell \text{期の実績値} \\ F_{\ell} & ; & t \text{期時点での } t+\ell \text{期の予測値} \end{pmatrix}$$

線形予測で、mean square error を最小化する予測が「linear optimal forecast」である。

(注14) limited information rational expectation の仮説をわが国の為替市場に適用したものに白川 [2] がある。

一般的妥当性を持つことが、理論的に明らかにされている。すなわち、今、仮りに当該変数のデータを無限の過去に遡って採りうるとすれば、その中にその変数に影響する全ての情報が入っていることになり、当該変数のみに基づく期待形成とはいえ、人々がすべての情報に基づいて期待形成を行っていることになるからである（末尾〔備考〕参照）。しかも、1変数時系列モデルは、情報入手のコストを節約するために人々は当該変数のデータのみから将来の期待を形成するという考え方（“economically” rational expectation）と一致している。

もちろん、過去の物価の推移だけから推定したインフレ期待は、あくまでも現実のインフレ期待のproxyにすぎないことに留意しておく必要がある。^{(注16)(注17)}すなわち、proxyとする1変数時系列モデルによる予測値は、大きく分けて次の2つの理由により、現実のインフレ期待と異なる可能性がある。

まず第1に実際には無限の過去のデータをとることは不可能であるから、データ期間中には起らなかった事態の発生によって人々の期待が変化しているような

場合には、過去のデータから作った expectation proxy は実際の expectation とは一致しない（より正確に述べれば、information set に「新しい事態の発生」を加えることはできても、それが人々の expectation をどのように変えるかをその他のデータから推定することは一般に困難である）。これは有限の過去のデータに依存する統計的手法一般の持つ限界であって、時系列モデルもまたその例外ではない。

第2に、上記のような問題がない場合にも、1変数時系列モデルによる expectation proxy は Muth の意味での rational expectation に一致しない可能性がある。Muth の意味での rational expectation は当該変数に影響する available なすべての変数に基づく多変数時系列モデルであるのに対し、1変数時系列モデルでは当該変数のみのモデルだからである。

前述のように、理論的には当該変数の無限の過去のデータをとればすべての情報が織込まれているが、実際には無限の過去まで遡ったデータを使うことはできないため、計測結果には当該変数のデ

（注15） 1変数の時系列モデルの lag structureは末尾〔備考〕のように「有理関数型（rational function）」となっている。Muthはもともとここから「rational expectation」という名称を思い付いたものとも考えられる。従ってこの意味での「rational expectation」は「合理的期待」と訳すよりむしろ「有理期待」と訳すべきところかもしれない。

（注16） ただし、①1変数時系列モデルによる予測が人々の expectation の proxy となっているかどうかということ、②その予測値が当たるかどうかということは、明確に区別しておく必要がある。時系列モデルの予測値が人々の expectation に完全に一致していても、expectation 自体が必ずしも実現する（当る）訳ではないのと同様に、その予測値は必ずしも当る訳ではない。

（注17） こうしたことから、W. Gibson〔12〕などは、実際のアンケート調査（米国では Livingston Index）によってインフレ期待をとらえ、それをもとに、Fisher 効果を検証している。ただ、この方法もアンケート調査の信頼性に全面的に依存するなどの問題がある。

一タ期間に含まれていない情報は使われていない。このため、1変数時系列モデルの予測値は多変数時系列モデルの予測値に比べて、一般に実績値との誤差が大きく、従って1変数時系列モデルによる expectation proxy は Muth の意味での rational expectation に必ずしも一致しないことが明らかにされている (C. Nelson [18])。

(2) 1変数時系列モデルによる「Fisher 効果」の検証方法

(distributed lag model による検証)

前述のように1変数時系列モデルは期待形成のモデルとしてかなりの一般性を持っている。実証分析においては以前からインフレ期待を過去のインフレ率で説明するタイプの定式化が行われてきていたが、rational expectation の理論の発展はこうした実証分析に理論的基礎を与える形になっているといえよう。

すなわち、「Fisher 効果」の検証方法として従来広く行われてきたのは、名目金利と過去の物価上昇率の加重平均との間の回帰式を様々の手法で計測するという方法である。^(注18) これを distributed lag model と呼ぶこととする。

distributed lag model は一般的には次のように表わされる。

$$i_t = \sum_{i=0}^n w_i \dot{P}_{t-i} + r_t$$

$$\left(\begin{array}{l} \dot{P}_{t-i}; t-i \text{ 期の物価上昇率} \\ w_i; \text{lag structure} \\ r_t; \text{実質金利} \end{array} \right)$$

ただし、 $\sum_{i=0}^n w_i \dot{P}_{t-i}$ は t 期における予想物価上昇率の proxy であり、 w_i に関して制約を置かなければ AR モデルとなっている (末尾 [備考] 参照)。この式を直接回帰することは $\dot{P}_{t-1}$ の相互間の相関関係 (例えば $\dot{P}_{t-1}$ と $\dot{P}_{t-2}$ 等々) に基づく multicollinearity の問題などのために、これまでは不可能であったので、distributed lag に特定の条件 (末尾 [備考] 参照) を仮定し、たとえば①多項式を適用する Almon lag、②幾何級数的な (geometric) lag を仮定する Koyck lag などの手法により計測が行われてきた。3.(1) ではこの方法によって「Fisher 効果」の検証を行ったものである。

なお、こうした回帰は実質金利 (r_t) は constant であるとの仮定のもとに行われている。

(1変数時系列モデルによる検証)

従来、rational lag model を直接推定せず、lag structure について a priori な制約をおいて推定 (たとえば Almon lag や Koyck lag) していたのは、上記のようにこうした制約をおかない場合、通常の推定方法では multicollinearity が生じてモデルの推定ができなくなるからである。しかし、前述のとおり1変数時系列モデルによる expectation proxy を用いることは、人々が体系内の全ての情報を使っていると思なしていると考えられるわけであるが、ラグ・パターンに特定の制約を置いた従来の distributed lag model においては a priori に特定の情報を

(注18) 例えば、セントルイス連銀の D. Karnosky and W. Yohe [16] や T. Sargent [20] などが代表的である。Fisher 自身の研究 [10] も基本的にはこの方法である。

カットしていることになってしまう。^(注19)
 最近の「時系列分析」の発展によって観測値が相互に独立でない場合についても model を推定できるようになった。1 変時系列モデル (ARM Aモデル) は、観測データが相互に独立でない時系列について、lag structure に一切の制約を置かず (勿論、定常性の仮定からの制約は置く) に推定したモデルである。実際、最近では、M. Feldstein and L. Summers [9] や I. Ibrahim and W. Williams

[15] によって 1 変数時系列モデルを用いてインフレ期待の proxy をつくり、これと名目金利との関係をみるという、より explicit な方法で「Fisher 効果」の検証が行われている。

3.(2)ではこの方法によって「Fisher 効果」の検証を行った。

以上

(54年4月)

(54年8月加筆修正)

(注19) もちろん、たとえば Koyck lag model は時系列モデルの観点からみると、AR パート 1 次、MA パート 1 次の特殊な 1 変数時系列モデルである (J. Muth [17]) から、仮りに人々の期待が AR パート 1 次、MA パート 1 次のモデルで表わされるように形成されている特殊な場合には、rational expectation ともなりうる。結局、Koyck lag model による期待形成が rational であるか否かは a priori に決めるものでなく、データから確認すべきものである。

〔備考〕

本文で述べた lag structure に関する説明を A. Zellner and F. Palm [23] に従って、やや厳密に展開すると次のとおり。
 まず、一般的な多変量線形時系列モデル (多変量同時方程式のより一般形) は次のように示される。

$$\begin{matrix} H & (L) & z_t & = & F & (L) & e_t & \cdots \cdots (1) \\ p \times p & & p \times 1 & & p \times p & & p \times 1 & \end{matrix}$$

$$t = 1, 2, \cdots, T$$

$$\left[\begin{array}{l} z'_t = (z_{1t}, z_{2t}, \cdots, z_{pt}) \\ \quad ; \text{確率変数のベクトル} \\ e'_t = (e_{1t}, e_{2t}, \cdots, e_{pt}) \\ \quad ; \text{ノイズのベクトルであり、平均} \\ \quad \quad 0、共分散行列は 1 \text{ で系列相関} \\ \quad \quad \text{なし。} \\ H(L), F(L); p \times p \text{ 行列で、逆行列} \end{array} \right]$$

が存在するものとする。その要素はラグ・オペレーター L に関する有限の多項式。

(1)式は、

$$\begin{pmatrix} H_{11} & H_{12} \\ H_{21} & H_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} F_{11} & F_{12} \\ F_{21} & F_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \cdots \cdots (2)$$

と書け、ここで

$$H_{21} \equiv 0, F_{21} \equiv 0, F_{12} \equiv 0$$

を条件として置けば、 y_t ベクトルは内生変数であり、 x_t ベクトルは外生変数として区別されたことになる。

この条件を置いた場合、(2)式は次のように通常の構造方程式 ((3)式) と外生変数の確率過程を示す(4)式をもって表わされる。

$$\begin{matrix} H_{11}(L) & y_t & + & H_{12}(L) & x_t & \cdots \cdots \cdots (3) \\ p_1 \times p_1 & p_1 \times 1 & p_1 \times p_2 & p_2 \times 1 \end{matrix}$$

$$= \begin{matrix} F_{11}(L) & e_{1t} \\ p_1 \times p_1 & p_1 \times 1 \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} H_{22}(L) & x_t & = & F_{22}(L) & e_{2t} & \cdots \cdots (4) \\ p_2 \times p_2 & p_2 \times 1 & p_2 \times p_2 & p_2 \times 1 \end{matrix}$$

「final form」は、(3)式を変形し、当期の内生変数を外生変数のみの関数として次のように表わしたものである。

$$y_t = -H_{11}^{-1}(L) H_{12}(L) x_t + H_{11}^{-1}(L) F_{11}(L) e_{1t} \cdots \cdots (5)$$

ここで、(5)式のパラメーターは、「有理関数型 (rational distributed lag)」となっている。

なお、(4)式を x_t について解いた ((5)式からも導くことができる) 次の式は「final equation」と呼ばれ、1変数 MA モデルとなっている (すなわち 1変数 ARMA モデルに転換できる)。

$$x_t = H_{22}^{-1}(L) F_{22}(L) e_{2t} \cdots \cdots (6)$$

(6)式もノイズ (e_{2t}) に関する rational distributed lag となっている。

(6)式においては ((5)式においても同

様である) x_t は、関係するすべてのパラメーターの有理型 (2つの多項式の比、つまり $H_{22}^{-1}(L) F_{22}(L)$) で表わされており、(1)式で表わされるモデル全体の情報を取り入れているとみることができる。

なお、Almon lag model は lag structure を近似的に次のような多項式で表わしたものである。

$$w_i = a_0 + a_{1i} + a_{2i}^2 + \cdots + a_{ri}^r$$

$$\left[\begin{array}{l} a; \text{ データから推定されるパラメーター} \\ r; \text{ 任意の次数} \\ i; \text{ ラグ期間} \end{array} \right]$$

これは、(5)式において、 $-H_{11}^{-1}(L) \equiv I$ との制約をおき、 $H_{12}(L)$ についてのみみたモデルである (P. Dhrymes [7])。

また、Koyck lag model は次のように説明変数に 1 期前の被説明変数を入れたものである。

$$y_t = \lambda y_{t-1} + \alpha x_t$$

これは、(5)式において、

$$H_{12}(L) \equiv \alpha, -H_{11}^{-1}(L) \equiv 1 - \lambda L$$

との制約を置いたものである (P. Dhrymes [7])。

【参考文献】

- [1] 折谷吉治 「時系列分析について」、本金融研究資料所収。
- [2] 白川方明 「外国為替市場における期待形成について」、金融研究資料第 3 号、1979 年 8 月。
- [3] 白川方明 「合理的期待の理論について」、本金融研究資料所収。
- [4] 館龍一郎 「マネー・サプライ重視策の意味」、日本経済新聞、1977 年 1 月 7 日。
- [5] 日本銀行調査局 「最近における米国の金融政策運営について」、調査月報、1977 年 3 月。
- [6] R. Barro “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy”, Journal of Monetary Economics, 1976 (2).

- [7] P. Dhrymes Distributed Lags, 1971.
- [8] E. Feige and D. Pierce "Economically Rational Expectations: Are Innovations in the Rate of Inflation Independent of Innovations in Measures of Monetary and Fiscal Policy", Journal of Political Economy, June 1976.
- [9] M. Feldstein and L. Summers "Inflation, Tax Rules, and the Long-Term Interest Rate," Brookings Papers on Economic Activity, 1978 (I).
- [10] I. Fisher The Theory of Interest, 1930.
気賀勘重、気賀健三訳「利子論」、1935年。
- [11] M. Friedman "The Role of Monetary Policy", American Economic Review, Mar. 1968.
新飯田宏訳「インフレーションと金融政策」、1972年
- [12] W. Gibson "Interest Rates and Inflationary Expectation: New Evidence", American Economic Review, Dec. 1972.
- [13] C. Goodhart Money, Information and Uncertainty, 1975.
- [14] C. Granger and P. Newbold Forecasting Economic Time Series, 1977.
- [15] I. Ibrahim and R. Williams "The Fisher Relationship under Different Monetary Standards", Journal of Money, Credit and Banking, Aug. 1978.
- [16] D. Karnosky and W. Yohe "Interest Rates and Price Level Changes", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Dec. 1969、訳「物価変動が金利におよぼす影響」、日本銀行調査局調欧米特第1号、1970年2月。
- [17] J. Muth "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", Econometrica, July 1961.
- [18] C. Nelson "Rational Expectations and the Predictive Efficiency of Economic Models", Journal of Business, July 1975.
- [19] W. Poole "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model", Quarterly Journal of Economics, May 1970.
- [20] T. Sargent "Commodity Price Expectations and the Interest Rate", Quarterly Journal of Economics, Feb. 1969.
- [21] T. Sargent and N. Wallace "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy, Apr. 1975.
- [22] R. Shiller "Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models", Journal of Monetary Economics, 1978 (4).
- [23] A. Zellner and F. Palm "Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models", Journal of Econometrics, 1974 (2).