

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—

瀬尾 純一郎 (現在営業局)

高橋 亘

1. はじめに
2. 「マクロ合理的期待」仮説と最近の諸議論
3. 「マクロ合理的期待」仮説の検証

1. はじめに

「合理的期待」仮説をマクロモデルに適用した「マクロ合理的期待」仮説 (Macro Rational Expectations 仮説、以下 MRE 仮説と略、Modigliani [35])^(注1)によれば、「経済変動に応じ一定のルールに従って実施されるマネーサプライ政策は、民間経済主体により予め予想される結果、長期的のみならず短期的にも実体経済活動^(注2)には何らの影響も及ぼさず、したがって景気安定化政策としては無効である」という極めて注目すべき命題が導き出される。本稿は、こうした強い政策的インプリケーションを持つ MRE 仮説について、その理論的背景を巡る諸議論を紹介するとともに、わが国経済についてその現実的妥当性の検証を試みたものである。

以下、本稿は 2. と 3. に分かれている。2. では MRE 仮説の概要と同仮説を巡る最近の諸議論を紹介する。^(注3)すなわち、2. の(1)では、MRE 仮説の持つ政策的インプリケーションが従来のケインジアン=マネタリスト論争の中で、どのように位置付けられるかを“フィリップス曲線”の議論に沿って概観する。次いで、その政策的インプリケーションがどのような仮定に依存しており、どのような理論的フレームワークから導かれるのかを簡単なモデルを用いて説明する。MRE 仮説が依って立つ仮定の主なものは、①強い形の「合理的期待」仮説、②「自然失業率」仮説、③情報の不完全性、④価格の伸縮性である。(2)では、MRE 仮説に向けられている最近の批判のいくつかを紹介する。^(注4)それらは主として上記仮定の現実的妥当性に向けられているが、

本稿作成に際しては、筑波大浅子和美講師より有益なコメントをいただいた。

(注1) この「マクロ合理的期待」仮説は、Lucas, Sargent, Wallace 等によって主唱されたことから、L. S. W. 仮説とも呼ばれている (Gordon [27])。

(注2) ここで、実体経済活動とは、実質 GNP、鉱工業生産あるいは失業率等実質面での経済の動きを示しており、物価等名目値の動きは含まない。

(注3) 「合理的期待」仮説を紹介したものとしては白川 [8]、加藤 [5]、志築、武藤 [7] 等を参照。

(注4) 「合理的期待」仮説は、通常、新古典派の経済モデルに適用されているため、「合理的期待」仮説を巡る議論は新古典派経済学とケインズ経済学の間での論争にもなっている。

ここではそのうち、①期待形成に際しての学習過程、②価格の硬直性、③マネーサプライの資本蓄積への影響の問題を取り上げる。

次に3.では、2.で説明したMRE仮説が果たしてわが国経済において妥当するか否かを実証的観点から検討する。実証に当っては、基本的にはBarro [12][13]が米国経済に対して用いたのと同じ2段階接近法を用いた。すなわち、まずわが国におけるマネーサプライの予測方程式を計測し、この推計値を“予想されたマネーサプライの変化”とする(以上3.(1)および(2))。そして、このマネーサプライの予測値と実績値との乖離を“予想されないマネーサプライの変化”とし、この2つのマネーサプライの変化と実体経済活動との関係を調べることにより、「予想されたマネーサプライの変化は実体経済活動には影響しない」という命題が成立するか否かを検証してみた(同(3))。

1965年から1980年にかけての本稿の実証分析によれば、わが国においては、①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と無関係ではなかった(この意味でMRE仮説は棄却された)、②ただし、その影響は必ずしも安定的ではなかった、③一方、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を持っていた、というのが一応の結論である。もっとも、ここでの実証分析は構造方程式による計測が困難なため、上述の如くBarro同様誘導型を用いているが、この誘導型による実証方法に対してはいくつかの問題点が指摘されている。それ故、本稿での実証結果はあくまでもtentativeなものであり、今後より本格的な研究の行われることが期待される。

2. 「マクロ合理的期待」仮説と最近の諸議論

Friedmanは期待要因を重視した「自然失業率」仮説に基づき、ケインジアン流の「裁量的マネーサプライ・コントロール政策」の有効性を批判したが、その際用いられた期待形成に関する考え方はいわゆる「適合的期待」仮説であった。これに対しMRE仮説では、「合理的期待」仮説を「自然失業率」仮説に導入することにより上記ケインジアンの立場に一段の打撃を加えた(Modigliani [35])。もっとも、このMRE仮説に対しても、ここ2～3年反論が行われており、議論は新たな方向に展開しつつある(Buiter [18])。そこで、次章での実証分析に先立って、まず本章でMRE仮説の概要と同仮説を巡る最近の諸議論を紹介しておこう。

(1) 「マクロ合理的期待」仮説

ここでは、まず、MRE仮説の政策的インプリケーションが、従来のケインジアン=マネタリスト論争の中でどのように位置付けられるかを、“フィリップス曲線”を巡る議論に沿って概観した後、それがどのような理論的フレームワークから導かれるのかを簡単なモデル(Sargent [40]、Sargent and Wallace [42]等を参照)を用いて説明する。

(MRE仮説の政策的インプリケーション)

従来、ケインジアンは景気安定化のためには、その時々々の経済の状態に応じて政策当局が積極的にマネーサプライをコントロールしていくべきであるという“activist”の政策(具体的には景気が過熱してくればマネーサプライの伸びを抑え、逆に、景気が悪くなればマネーサプライを増大するといった“leaning against the wind”の政策)を主張してい

た。このような主張の理論的背景には、安定した“右下りのフィリップス曲線”があり、拡張的マネーサプライ政策はインフレ率を高めるが、その一方で、実質産出高も増大させるとされていたのである。

これに対し Friedman 等 マネタリストは“右下りのフィリップス曲線”を厳しく批判した。Friedmanによれば、“右下りのフィリップス曲線”は、人々の予想が変わらないごく短期の關係にすぎず、予想インフレ率と現実のインフレ率の一致する長期をとると、フィリップス曲線は「自然失業率」の位置で垂直になる（「自然失業率」仮説）というわけである。さらに、最近では、一旦物価が上昇に転じると、経済効率の低下等から、生産活動はかえって低下してしまい、フィリップス曲線は右上りになるとの主張もなされるに至っている（Friedman [26]）。

こうした「自然失業率」仮説あるいは“右上りのフィリップス曲線”を前提とするマネタリスト的立場からみれば、ケインジアン的なマネーサプライ政策は、長期的には实体经济活動に対し何らの効果も持たず、単に物価変動を引起こすのみであるため、景気安定化政策としては不必要であるのみならず有害ですらあり得るということになる。さらに、Friedman [25] は、政策担当者は現実の経済の動きについて、必ずしも正しい知識を持っているとはいえず、したがって正しい時期に正しい程度の政策を実行するという保証はないとする。この結果、マネタリスト的立場からは、“active”な政策よりは、マネー

サプライ一定といった、経済の自律的安定化メカニズムに対し disturbance を加えない“non-active”な政策が提唱されることになる。

こうした「自然失業率」仮説あるいは“長期での垂直なフィリップス曲線”について、米国においては数多くの実証研究が重ねられており、今日ではその現実妥当性がかなり広く認められつつあるといえる。^(注5) またわが国においても、近年、マネタリストの主張を裏付ける実証研究が増えている（例えば、新保 [9]、折谷 [3] 等、第1表、第1図参照）。もっとも、こうした「自然失業率」仮説についての実証によれば、長期的にはともかく2～3年程度の短期においては、マネーサプライの変化が实体经济活動に対し影響を持つとの結果になっているため、ケインジアン側からは短期的な景気安定化政策は依然有効であるとか、「自然失業率」水準以下に生産が減少した場合には、拡張的政策を採るべきであるといった反論の余地が残されていた。

しかし、MRE仮説によれば、経済変動に応じてシステムティックにコントロールされるマネーサプライ政策（= feedback rule に基づく政策）は、後に詳しくみるように、マネーサプライの変化が予め民間経済主体の予想の中に織込まれてしまうために、实体经济活動に対しては何らの影響も持ち得ないという結論が導かれることになる。つまり、予想されたマネーサプライの変化の下では、長期的のみならず、短期的にも物価（名目賃金）と実質産出高（雇用）との間の trade-off 関

(注5) 例えば Modigliani [35] はマネタリスト的な政策に反対しつつも、次のようにいっている。

Here one must distinguish between the monetarist model and a specific implication of that model, namely that the long-run Phillips curve is vertical, or, in substance, that, in the long run, money is neutral. That conclusion, by now, does not meet serious objection from nonmonetarists, at least as a first approximation.

第1表 マネーサプライ1兆円増加の乗数

—新保モデルによる推計—

項目	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	6Q	7Q	8Q	9Q	10Q	11Q	12Q	1年平均	2年平均	3年平均
名目所得 A	70.9	240.0	492.9	773.4	983.5	983.5	983.5	983.5	983.5	983.5	983.5	983.5	394.3	983.5	983.5
(10億円) B	78.6	272.4	598.9	999.8	1,336.4	1,425.6	1,453.2	1,441.7	1,429.3	1,431.1	1,455.4	1,496.6	487.4	1,414.2	1,453.1
物価 A	0.0	0.001	0.002	0.003	0.005	0.007	0.009	0.010	0.011	0.011	0.012	0.012	0.001	0.008	0.012
(45年=1.0) B	0.001	0.002	0.006	0.010	0.014	0.017	0.020	0.022	0.023	0.024	0.025	0.026	0.005	0.018	0.025
実質所得 A	53.4	150.4	264.3	341.1	344.6	226.1	136.9	73.8	17.8	-31.6	-70.9	-109.1	202.3	195.4	-48.4
(10億円) B	22.0	74.2	77.8	91.2	88.2	-32.8	-171.4	-303.0	-413.1	-503.6	-552.9	-566.6	66.3	-104.7	-509.0
期待物価 A	0.038	0.070	0.099	0.122	0.135	0.137	0.135	0.134	0.131	0.127	0.122	0.116	0.082	0.135	0.124
上昇率 PA	0.058	0.105	0.192	0.216	0.198	0.191	0.188	0.176	0.154	0.137	0.118	0.091	0.143	0.188	0.125
(%) B
長期金利 A	-0.499	0.032	0.086	0.158	0.218	0.256	0.363	0.367	0.181	0.320	0.201	0.258	-0.056	0.301	0.240
(%) B
為替レート A	0.58	1.43	3.92	5.68	6.38	6.84	7.49	8.18	8.46	9.78	.02	9.06	2.90	7.23	8.83
(円) B
円建て輸入物価 A	0.002	0.006	0.019	0.033	0.043	0.047	0.052	0.057	0.059	0.061	0.063	0.065	0.015	0.050	0.052
(45年=1.0) B
名目輸出 A	15.1	48.9	155.1	284.0	394.2	472.3	516.9	548.1	583.5	628.5	676.4	721.0	125.7	482.9	652.4
(10億円) B

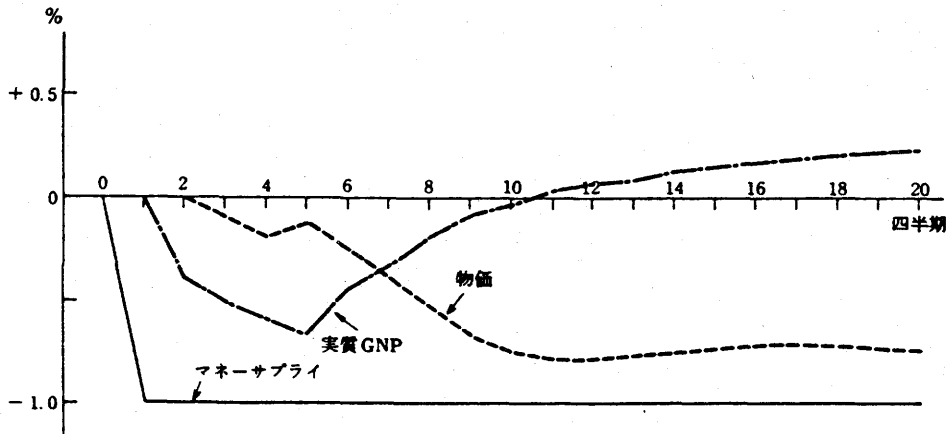
(注) Aは固定相場制下のモデルでのシミュレーション結果

Bは変動相場制下

(出典) 新保 [9]

第1図 わが国のマネーサプライと物価、実質GNP

— 時系列モデルの条件付予測 —



(出典) 折谷 [3]

(注) 1980年第1四半期のマネーサプライの伸び率を1%ポイント引下げた時のシミュレーション結果 (1956年第1四半期～1979年第3四半期のデータを使用)。

係 (= “右下りのフィリップス曲線”) は存在しないとされるのである。この結果、経済に対し政策面から加えられる disturbance を最小化させるためには、安定的なマネーサプライが望ましいとの “non-activist” 的な政策がマネタリストにもまして強調されることになる。

(モデルによる説明)

MRE仮説は他の仮説と同様いくつかの仮定のうえに成立している。そこで、モデルの説明に当り、まずこのモデルの持つ基本的性格を概観しておく。^(注6)

第1に、このモデルでは言うまでもなく「合

理的期待」が仮定されている。「合理的期待」を弱い形 (weak form) で表現すれば、「経済主体の予想は現在利用可能な情報の全てを用いた最適予想になっている」ということであるが、MRE仮説では Muth [36]^(注7) 流の仮定、すなわちこの「現在利用可能な情報」の中には経済モデルも含まれていて、経済主体はそのモデルの示す結果に従って行動するという強い仮定の上に立っている。それ故、このモデルでは各経済変数についての人々の最適予想は、当該モデルから導かれるその変数に関する誘導型についての数学的期待値に一致することになる。つまり、物価上昇等あ

(注6) この点について詳しくは Grossman [28] 等を参照。

(注7) Muth [36] は期待形成に関して次のように言っている。

I should like to suggest that expectations, since they are informed predictions of future events, are essentially the same as the predictions of the relevant economic theory. …………… The hypothesis can be rephrased a little more precisely as follows: that expectations of firms (or, more generally, the subjective probability distribution of outcomes) tend to be distributed, for the same information set, about the prediction of the theory (or the “objective” probability distributions of outcomes).

る経済変数についての期待はモデルの外から外生的に与えられるのではなく、そのモデルの正確な知識（例えばパラメーターの値など）に基づいて形成されていると考えられているのである（Barro [11]）。

第2に、このモデルでは「自然失業率」仮説が採用されている。すなわち、生産者は自己の生産水準を決めるに際し、生産物の絶対価格水準ではなく、相対価格（もしくは、名目価格ではなく、実質価格）を考慮して決定しており、money illusionを持っていない。この結果、（次いで述べる情報の不完全性がないとすれば）、マネーサプライが増加しインフレ率が上昇、これにスライドして自己の生産物価格が上昇しても（相対価格は不変）、生産水準は正常産出高水準以上には増加しないことになる。ここで、正常産出高水準とは「自然失業率」に対応する産出高水準であり、それはもっぱら生産設備能力や労働力人口等実体的な経済の動きによって規定されていると仮定される。

第3の仮定は情報の不完全性に関するものである。すなわち、ここでは、民間経済主体は自己の生産物市場については十分な知識を持っているが、経済全体あるいは他の市場についての正しい情報を獲得するには、一定の時間を要すると仮定されている。それ故、マネーサプライが増加した場合、もし、それが予想されていれば、それに伴う自己の生産物価格の上昇は一般物価の上昇にスライドし

たものと正しく認識されるので、実質産出高は増加しない（貨幣の中立性）。しかし、もしそれが予想されていなければ、人々はマネーサプライ増に伴う一般物価の上昇であるにも拘わらず、これを自己の生産物の相対価格の上昇と誤認^(注8)してしまうため、生産量を増大させる（貨幣の非中立性）。この結果、上記「自然失業率」仮説の下でも“右下りのフィリップス曲線”が現出することとなる。

第4として、価格は完全に伸縮的であり、各市場は常にクリアーされていると仮定されている。すなわち、各市場で実現される価格とそれに対応する産出高は需要曲線と供給曲線の交点で決まっており、不均衡は価格変化により直ちに取り除かれると考えられている。

以上のような基本的性格を持つモデルの下でマネーサプライと実体経済活動の関係がどのように説明されるかを次にみていこう。

基本モデル

まず、経済は次の2本の対数方程式で表わされると仮定する。^(注9)

$$(1) \quad y_t = \bar{y}_t + \alpha (p_t - {}_t p_{t-1}^*) + u_t$$

$$(2) \quad m_t = p_t + y_t + \varepsilon_t$$

ここで、 y_t は実質産出高、 \bar{y}_t は正常産出高、 p_t は一般物価水準、 m_t はマネーサプライ、 ${}_t p_{t-1}^*$ は今期の一般物価水準に関する前期末時点での予想（以下では期待物価水準と呼ぶ）を表わしている。一方、 u_t は産出高の不

(注8) このように、一般物価上昇と相対価格上昇の誤認が生じる理由として、Barroは次のような点も指摘している。すなわち、マネーサプライの変化が予想されていない場合、人々はそれに伴う物価上昇を一時的なものであるのか永続的なものであるのか判別出来ない。それ故、そのような物価上昇を real shock による一時的な物価上昇と誤認して産出高を増やそうとするというのである。この点について詳しくは Barro and Fischer [15] を参照。

(注9) Sargent and Wallace [42] では次のようなモデルになっている。

規則変動で、予期せざる生産性の変化等によって引起こされる。又、 ε_t は貨幣需要の不規則変動を表わしている。

(1)式は、前述の「自然失業率」仮説を表わす総供給方程式である（このような総供給方程式は Lucas [30] によって導出されたことからしばしば Lucas 型供給関数と呼ばれている^(注10)）。この式の ($y_t - \bar{y}_t$) は、実際の産出高の正常産出高からの乖離を表わしているが、このような乖離は、実際の物価水準が期待物価水準を上回る場合に生ずるとされている。これは、“情報の不完全性”の故にインフレ率の上昇に伴う個別生産物の価格上昇が相対価格の上昇と生産者に誤認されてしまうためである。

(2)式は貨幣市場での均衡を表わしており、実質貨幣需要は実質産出高にのみ依存すると仮定されている（ここでは、議論の単純化のために利子率を省略している）。

さて、(1)、(2)式より、まず期待物価水準を所与として、“均衡条件”の下で、物価と実質産出高についての誘導型^(注11)を求めると次

のようになる。

$$(3) \quad y_t = \frac{\alpha}{1+\alpha} (m_t - {}_t p_{t-1}^*) + \frac{1}{1+\alpha} \bar{y}_t + \frac{1}{1+\alpha} (u_t - \alpha \varepsilon_t)$$

$$(4) \quad p_t = \frac{1}{1+\alpha} m_t + \frac{\alpha}{1+\alpha} {}_t p_{t-1}^* - \frac{1}{1+\alpha} \bar{y}_t - \frac{1}{1+\alpha} (u_t + \varepsilon_t)$$

次に、これを完全な誘導型とするためには期待物価水準 (${}_t p_{t-1}^*$) を特定化する必要がある。

「合理的期待」に基づく期待物価水準

「合理的期待」に基づく経済変数の予想は、前述のようにその時に利用可能な情報を全て用いた時に得られる当該変数の数学的期待値と一致する。これを期待物価水準の場合についてみると次のように表わされる。

$$(5) \quad {}_t p_{t-1}^* = E(p_t | I_{t-1})$$

(5)式において、Eは数学的期待値を表わす演算子を、Iは期待が形成される時に利用可能な情報を表わしている。ここで I には(3)、(4)

$$\begin{aligned} y_t &= a_1 K_{t-1} + a_2 (p_t - p_{t-1}^*) + u_{1t} && \dots\dots\dots \text{供給関数} \\ y_t &= b_1 K_{t-1} + b_2 [r_t - ({}_{t+1} p_{t-1}^* - {}_t p_{t-1}^*)] + b_3 Z + u_{2t} && \dots\dots \text{需要関数} \\ m_t &= p_t + c_1 y_t + c_2 r_t + u_{3t} && \dots\dots\dots \text{貨幣需給均衡式} \\ K_t &= d_1 K_{t-1} + d_2 [r_t - ({}_{t+1} p_{t-1}^* - {}_t p_{t-1}^*)] + d_3 Z + u_{4t} && \dots\dots \text{生産能力関数} \end{aligned}$$

ここで、 K_t は正常生産設備能力、 r_t は名目利子率、 Z は財政支出、輸出等の外生的変数を表わしている。

本稿では、このモデルから需要関数、生産能力関数および名目利子率を省略している。しかし、このような簡略化を行っても議論の本質には変りはない（このほか、本稿では $a_1 K_{t-1} = \bar{y}_t$ としている）。

(注10) Lucas 型供給関数の導出については Lucas [30] 参照。

(注11) (4)式から分かることは、物価水準はマネーサプライと期待物価水準に依存しており、マネーサプライが増加した時、もし期待物価水準が変化しなければ、物価はマネーサプライの伸び程には上昇しないが、もし期待物価水準がマネーサプライの伸びに見合って変化すれば、物価はマネーサプライの伸びと同じだけ上昇すると言うことである。又、(3)式は、マネーサプライが変化した場合、もし期待物価水準の変化がマネーサプライの変化に比べ鈍いのであれば、実質産出高はマネーサプライの変化につれてある程度変動することを示している。

式で表わされるような経済モデルも含まれると仮定されているので、「合理的期待」に基づく期待物価水準 ${}_t p_{t-1}^*$ は、 I_{t-1} を条件とした(4)式の数学的期待値に一致し

$$(6) \quad {}_t p_{t-1}^* = E(p_t | I_{t-1}) \\ = \frac{\alpha}{1+\alpha} E(p_t | I_{t-1}) \\ + \frac{1}{1+\alpha} E(m_t | I_{t-1}) \\ - \frac{1}{1+\alpha} \bar{y}_t$$

と表わされる。これを整理すると、

$$(7) \quad {}_t p_{t-1}^* = E(p_t | I_{t-1}) \\ = E(m_t | I_{t-1}) - \bar{y}_t$$

となる。この式は期待物価水準が通貨当局の操作変数である貨幣供給量の将来の予想に依存して決まってくることを意味している。そして、この(7)式の結果を(3)、(4)式に代入すると、実質産出高と物価は

$$(8) \quad y_t = \frac{\alpha}{1+\alpha} [m_t - E(m_t | I_{t-1})] + \bar{y}_t \\ + \frac{1}{1+\alpha} (u_t - \alpha \varepsilon_t)$$

$$(9) \quad p_t = \frac{1}{1+\alpha} m_t + \frac{\alpha}{1+\alpha} E(m_t | I_{t-1}) - \bar{y}_t \\ - \frac{1}{1+\alpha} (u_t + \varepsilon_t)$$

と書き直される。

金融政策の効果

それでは、以上のような状況の下で、feedback rule に基づくマネーサプライ政策が景気安定化に対してどのような効果を持つかを考えてみよう。まず、通貨当局が次式で示されるような feedback rule に従ってマネーサプライを完全にコントロールしている場合を

考える。

$$(10) \quad m_t = H \theta_{t-1}$$

(10)式において θ_t は t 期末の経済システム内の過去および現在の経済変数の動きを示す列ベクトルである。一方、 H は通貨当局が経済変数 (θ_t) の動きに応じて、どのようにマネーサプライをコントロールするかを表わすパラメーターの行ベクトルである。

もし、通貨当局がこのような一定の feedback rule に基づいてマネーサプライをコントロールしているとすると、人々は、当局が経済の動きに応じどのように行動するか（すなわち、 H の値）をいずれ知るようになる。さらに、民間経済主体も通貨当局も情報の入手について差が無い (I_{t-1} の中に θ_{t-1} も含まれている) と仮定すると、マネーサプライの予想は

$$(11) \quad E(m_t | I_{t-1}) = H \theta_{t-1} = m_t$$

となる。すなわち、通貨当局が feedback rule によりシステムティックにコントロールするマネーサプライの変動は人々によって完全に予想されることになる。

この結果、(8)、(9)式で表わされていた実質産出高と物価水準は

$$(12) \quad y_t = \bar{y}_t + \frac{1}{1+\alpha} (u_t - \alpha \varepsilon_t)$$

$$(13) \quad p_t = m_t - \bar{y}_t - \frac{1}{1+\alpha} (u_t + \varepsilon_t)$$

となる。ここで、 \bar{y}_t はマネーサプライとは独立に決定されると仮定しているので、(12)、(13)式が意味することは、feedback rule に基づくマネーサプライ (m_t) の変更は、実質産出高には全く影響を与えることが出来ず、それに見合った物価水準の変動を引き起こすのみであるということである。すなわち、景気

安定化のために経済の変動に応じてマネーサプライのコントロールを行っても、それが一定のルールに基づいて行われていて人々に予測可能な場合には、単に名目値の変動を引起こすのみであり、景気の振れを小幅化するという当初の狙いは達成出来ないのである。

「自然失業率」仮説の下では、「適合的期待」が仮定されていたため、長期的にはともかく、短期的には物価と産出高の間に trade-off の関係が成立していた。何故なら適合的な期待形成の仮定の下では、マネーサプライ政策の変更に伴うインフレ率の変化に期待が直ちには調整されないためである。それ故、このような状況の下では、依然としてシステムティックな feedback rule に基づくマネーサプライ政策も、ある期間は实体经济活動に影響を及ぼす余地が残されていた。しかしながら、MRE 仮説の下ではそのような余地すらなくなってしまう。というのは、通貨当局の予想された変化に対しては、実際のインフレ率とインフレ期待の両者とも同時に調整されてしまうからである。言い換えれば、feedback rule に基づくマネーサプライ政策は実際のインフレ率とインフレ期待との間に乖離を生ぜしむることが出来ず、したがって、短期的にも物価と実質産出高の間に trade-off の関係を生むことが出来ないのである。

それでは、果たして、どのような政策が景気安定化政策として最も好ましいのであろうか。今、景気安定化とは、実際の産出高の正常産出高からの乖離を出来るだけ小さくすることであると考える。すると、この乖離を最小にするためには、

$$(14) \quad E[(y_t - \bar{y}_t)^2]$$

を最小化すれば良いことになる。ここで、

$E y_t = \bar{y}_t$ であるから、 y_t に(8)式を代入し展開のうえ整理すると、

$$(15) \quad E[(y_t - \bar{y}_t)^2] = E[(y_t - E y_t)^2] \\ = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^2 E\{(m_t - E(m_t | I_{t-1}))^2\} \\ + \left(\frac{1}{1+\alpha}\right)^2 E(u_t^2) \\ + \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^2 E(\varepsilon_t^2)$$

となり、これを最小化するマネーサプライ政策が最良の政策ということになる。

ここで、 $E(u_t^2)$ と $E(\varepsilon_t^2)$ は、 $t-1$ 期には予測不可能な景気変動要因であり、 t 期のマネーサプライ決定の際に考慮出来ない部分である。それ故、当局が(15)式を最小にするためにとり得る政策は、結局、同式の右辺第1項を最小にする政策であり、それは

$$(16) \quad m_t = E(m_t | I_{t-1})$$

となる。ここから、最適なマネーサプライ政策はそれがどのようなものであれ、人々によって予想されたものであるということになる。それは(10)式で示されたような feedback rule に基づくものでもよいし、あるいは他の何らかのルール(例えば Friedman の K% rule)によるものでもよいが、なるべく人々にとって分かり易い政策が良いのである。

勿論、通貨当局は(10)式に、人々にとって予測不可能な random なマネーサプライの変化(ϕ_t)を付加し、

$$(17) \quad m_t = H\theta_{t-1} + \phi_t$$

との政策を採り、一時的に实体经济活動に影響を与えることはできる。しかし、実際には当局が経済に加わる disturbance に応じて適切な(ϕ_t)を選ぶことは不可能に近いので、

このような政策が景気安定化機能を発揮することは期待し得ず、かえって景気を不安定化する可能性が強い。さらに feedback rule に基づくマネーサプライ政策も、それが必ずしも機動的に発動されない可能性を考慮すると、Friedman が主張しているマネーサプライの伸び率一定といったルールが望ましいということになるのである (Barro [11])。

(2) 最近の諸議論

前節でみた MRE 仮説に対しては、“activist” の側から、とくにその仮定の現実的妥当性を中心に盛んな反批判が行われている。これは、MRE 仮説が依って立つ仮定の現実性が崩れると、再び feedback rule に基づく政策の有効性が示されるためである。既に紹介した通り MRE 仮説は、「合理的期待」仮説と、「自然失業率」仮説を軸とするマクロ・モデルに立脚しているため、以下本節でも諸批判をこれら 2つの問題に大別して簡単にみていくこととする。

(「合理的期待」仮説に対する批判)

今日経済活動を説明するにあたって、期待の果たす役割の重要性は広く認識されているとともに、「個人は利用可能なすべての情報とその情報を用いる費用に基づいて最適な期待を形成する」という「合理的期待」の弱い形 (weak form) の仮定は広く受け入れられるに至っている。しかしながら、「経済変数に対する個人の主観的確率分布が、経済モデルの変数の客観的確率分布に一致する」という強い形 (strong form) の仮定については批判が少なくない。

例えば Taylor [44] は次のように言う。

現実の経済では不確実性が存在するため、人々は予測のために必要な知識の全てあるいは経済システムについての完全な知識を持っている訳ではない。したがって、「合理的期待」の弱い形の状態では予想が現実と一致する保証はなく、人々は予測誤差をみながら、予想を修正していき、ある“学習過程”を経た後に、強い形で表現されるような「合理的期待」の状態に到達する。したがって、この“学習過程”の期間には、インフレ率の予想は誤差を生じるため、予想されたマネーサプライの変化も実体経済活動に影響を持つと述べている。^(注12)

B. Friedman [24] も同様に、MRE 仮説の仮定する「合理的期待」は、通貨当局の行動方式 (前述の H ベクトル) 等を人々が認識する迄にはある程度の時間を要するという意味で、長期的含意のものと理解するべきであり、もともと政策の短期的な有効性を議論するモデルではないと批判している。

(立脚しているマクロ・モデルに対する批判)

モデルの特定化に対する批判は、ケインジアン=マネタリスト論争とも絡み多岐に亘っているが、ここでは主要な論点として①価格・賃金の硬直性、②予想されたマネーサプライの資本蓄積への影響の問題を取り上げよう。

価格・賃金の硬直性

MRE 仮説では、市場均衡モデルが仮定されていた。しかし、Buiter [18] は、現実の経済では価格は完全に伸縮的ではなくて硬直性があり、これを MRE モデルに導入すると、予想されたか否かに拘わらずマネーサプラ

(注12) 期待形成についてこのように考えると、結果的には「適合的期待」を仮定しているのと同じことになる。

イの変化が実体経済活動に影響を与えることを次のように示している。

$$(18) \quad y_t = \bar{y}_t + \alpha (\bar{p}_t - p_t)$$

$$(19) \quad \Delta p_t = p_t - p_{t-1} = \beta (\bar{p}_t - p_{t-1})$$

(18)式は(1)式と同じもの(完全予見を仮定)であるが、ここでは均衡物価水準 \bar{p}_t は常に達成されている訳ではなく、(19)式で示されるように、その調整は即時には進まないと仮定されている。(18)、(19)式より、 y_t をもとめると、

$$(20) \quad y_t = \bar{y}_t + \alpha \frac{(1-\beta)}{\beta} (p_t - p_{t-1})$$

となる。すなわち、このモデルの下では、物価予想について「合理的期待」を仮定(攪乱項を無視すれば ${}_t p_{t-1}^* = p_t$)しても、価格調整が瞬時に行われぬ($\Delta p_t \neq 0$)ため、予想されたマネーサプライの変化も価格に完全には吸収されず、実質産出高の変化(数量調整)を引きこす形になる。^(注13)そして、Gordon [27]はこのようなモデルの方がMRE仮説よりも現実をより良く説明出来るとの実証結果を示している。^(注14)

資本蓄積への影響

Tobin [45][46]、Fischer [21][23]は予想されたマネーサプライの変化も資本ストックの増大を通じて実体経済活動に影響を持つとする。

すなわち、Fischerによれば、マネーサプライの増大はインフレ率を引上げ貨幣の期待収益率を引下げため、実物資産へのポートフォリオ・シフトが生じ、資本ストックが増大、これに伴い生産も拡大することになる。^(注15)

また、Mc Callum [33]は、実質利子率およびこれに伴う資本ストックの変動を通じて、予想されたマネーサプライが正常産出高水準に影響を与えることを示している。

これを前節で用いたモデルを修正することによって示すと次のようになる。

$$(21) \quad y_t = \alpha_0 K_t + \alpha_1 (p_t - {}_t p_{t-1}^*) + u_t$$

$$(22) \quad K_t = \delta_1 K_{t-1} + \delta_2 r_{t-1}$$

$$(23) \quad y_t = a_0 + a_1 r_t + a_2 (m_t - p_t) + v_t$$

ここで、 K は資本ストック、 r は実質利子率を表わしている。(21)式は(1)式の変形であ

(注13) このことは、より直感的には固定価格の下で描かれるIS-LMフレームワークを考えてみればよい。

(注14) すなわち、Gordon [27]は、もし価格が徐々にしか調整されず、当期の価格が需給ギャップとlagを持つ価格に依存すると仮定すると、

$$p_t = \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i p_{t-i} + b H_t + \epsilon_t$$

$$\left[\begin{array}{l} p_t: \text{価格水準} \\ H_t = y_t - \bar{y}_t: \text{実質産出高の正常水準からの乖離} \end{array} \right]$$

の形で表わすことが出来るとする。これを産出高について解くと、

$$H_t = a_0 (m_t - \bar{y}_t) + a_1 H_{t-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \lambda_i p_{t-i} + \epsilon_t'$$

が得られるが、このようにして説明される実質産出高の変化は、MRE仮説で説明されるよりも実証的にみて説明力が高いとしている。

(注15) Fischerはこれをトービン効果と呼んでいる(Fischer [21])。

るが、正常産出高は資本ストックに規定され $\bar{y}_t = \alpha_0 K_t$ と考えられている。(22)式は、今期の資本ストックが前期の資本ストックと利子率に規定されることを示している。(23)式はIS曲線であるが、実質貨幣残高 ($m_t - p_t$) が考慮されている。このモデルではマネーサプライの変化は予想されるか否かに拘わらず実質利子率の変化を通じて資本ストックを変化させ、それにより正常産出高を動かすことが示される。

この他Blinder [17] は在庫投資を考慮することにより、価格の硬直性と在庫に対する実質利子率の影響を通じて feedback rule に基づく政策も有効であることを示唆している。

以上MRE仮説に対する批判に従い、予想されたマネーサプライの変化が実体経済活動に対し影響を持つ場合をみてきたが、これらの批判に対してはMRE仮説を支持する側から再び反論がなされている。例えば、

① 「学習過程」に対しては、「合理的期待」の強い形を仮定することは、実際の経済にとって強い形であるとしても、それは価格理論における「効用最大化」、「利潤極大化」の仮定と同様、経済学の理論装置としては有効であること、

② 資本蓄積への影響に対しては、影響が及ぶのは正常産出高水準に対してであり、

MRE仮説で問題とする実質産出高のフレがこれにより小幅化し得るか否かは示されていないこと等である。

このように、理論的には政策の「有効性」あるいは「無効性」のいずれをも示すことが可能である。それ故、MRE仮説の現実的妥当性は実証分析で確かめていく以外にない。

3. 「マクロ合理的期待」仮説の検証

前章では、MRE仮説とその批判点を概観したが、本章では、わが国においてそのいずれの説明が妥当するかを実証面から検討する。^(注16) MRE仮説を実証面から厳密に検証するためには「合理的期待」を含むマクロ構造モデルを推計したうえで同仮説が棄却されるか否かをテストしなければならない。しかし、構造式1本1本の実証的検討は同時体系のため容易ではない。そこで本章ではBarro [12] [13]が米国経済に関して同仮説の妥当性を実証したのと同様の誘導方程式を用いる手法によった。^(注17) もっとも、この手法については種々の問題点があり、その意味でここでの実証結果はあくまでもtentativeなものである。

(1) 実証の方法

Barroが実証に用いたモデルは、一般形として^(注18) 次の2本の方程式で表わされる。

(注16) この種の実証研究は米国においては盛んになされているが、わが国ではほとんどその例がみられない。米国での実証結果をごく簡単に振り返ってみると、当初、MRE仮説の現実的妥当性を裏付けるものが多かった(例えば、Barro [12] [13]、Barro and Rush [16]、Leiderman [29]、Neftci and Sargent [37])が、ここ2~3年これら実証結果に疑問を呈するものが少なからず出されており(例えば、Small [43]、Mishkin [34]、Gordon [27])、その結果は理論面でのMRE仮説の評価同様賛否相半ばしている状態といえる。

(注17) 実証面での検定方法については様々な方法が試みられており、必ずしも確立したものがある訳ではないが、今日、最も一般的な手法はBarroによって用いられたものであろう。なお、誘導型を用いた実証方法に対する問題点は(4)に記した。

$$(24) \quad y_t = \bar{y}_t + a[\dot{m}_t - \hat{m}_t] + v_t$$

$$(25) \quad \dot{m}_t = H\theta_{t-1} + \phi_t$$

(24)式は実質産出高についての誘導型であり、前章でみた(8)式に対応しているが、ここでは、マネーサプライが伸び率の形で表わされている。一方、(25)式はマネーサプライのプロセスを表わしている。同式に攪乱項(ϕ_t)が付加されているのは、マネーサプライの伸びが通貨当局の feedback rule により完全にコントロールされている訳ではなく、不規則な変動によっても影響を受けていることを示している。

ここでBarroは(24)、(25)式を計測するに当り、2段階接近法を用いる。すなわち、第1にマネーサプライ伸び率の予測値をOLS手法により計測する。マネーサプライの予測については強い形の「合理的期待」が仮定されているので、人々は(25)式を知っていることになる。それ故、 $t-1$ 期に利用可能な情報を用いて予想されるマネーサプライの伸び率は、

$$(26) \quad \hat{m} = E(\dot{m}_t | I_{t-1}) = H\theta_{t-1}$$

となり、適当な経済変数(θ_{t-1})を選び回帰式を計測することにより \hat{m}_t が得られる。

第2に、ここで得られたマネーサプライの予測値を用いて、産出高方程式^(注19)

$$(27) \quad y_t = \bar{y}_t + a[\dot{m}_t - H^*\theta_{t-1}] + v_t$$

(H^* はパラメーターの計測値)

を計測しパラメーター a の有意性を検定する。もし予想されないマネーサプライ伸び率の変化が、实体经济活動に対し影響を持つとするなら $a \neq 0$ であり、ここで予想される a の符号条件は正である。又、(27)式の制約条件を緩め

$$(28) \quad y_t = \bar{y}_t + a_1[\dot{m}_t - H^*\theta_{t-1}] + a_2(H^*\theta_{t-1}) + v_t$$

を計測し、 a_1 と a_2 の有意性を検定する。MRE仮説が正しいとするならば、(27)式の場合と同様 $a_1 \neq 0$ であるとともに $a_2 = 0$ となる。なお、この(27)、(28)式の計測に当っては、(26)式の計測値をそのまま用いているので、経済主体はマネーサプライ伸び率の「合理的期待」に基づいて実質産出高を決めている(すなわち、 $H = H^*$)との制約条件を課していることになる。

本稿でも、基本的には上記手法を用いて実証を行う。この実証に際しては、各計測式を具体的にどのように特定化するかが問題となるが、これは後述することとする(計測式は全て四半期計数による)。

(2) マネーサプライの予測方程式

MRE 仮説の検証にあたってはマネーサプライ予測方程式の特定化が極めて重要な問題となる。すなわち、Small [43]によれば、Barro [12]のマネーサプライ方程式の特定化は不適切であり、これを変えることにより同じ産出高方程式を用いても全く異なる結果

(注18) (8)式と(24)式を比較すると、 $a = \frac{\alpha}{1+\alpha}$ 、 $v_t = \frac{1}{1+\alpha}(u_t - \alpha\epsilon_t)$ であり、 $E(v_t) = 0$ となる。

(注19) ここで、注意すべきは、もし、(24)式の誤差 v_t と(25)式の誤差 ϕ_t が独立でない場合、(27)、(28)式の計測の結果得られたパラメーターは不適切なものとなるが、Barroの実証では implicit に独立と仮定されている(Buiter [19])。本稿でも、両方程式の誤差は独立として計測を進める。

が得られるとしている。そこで、本稿では、マネーサプライの予測方程式を適切に特定化するために、①日本銀行政策委員会議長談を参考にして、日本銀行が“主観的”にはどのようなルールに基づいて政策運営を行っていたかを概観したあと、②それが果たして“客観的”にも裏付けられるか否かの統計的テストを行うことにした（計測期間は1961年第1四半期から1980年の第4四半期まで）。

（わが国の金融政策）

1960～1980年の期間に於いては7回にわたる金融引締め政策（1959/12月～1960/8月、1961/7月～1962/10月、1964/3月～1965/1月、1967/9月～1968/8月、1969/9月～1970/10月、1973/4月～1975/3月、1978/4月～1980/7月）と、その前後に6回の金融緩和政策が実施されている。そこで、ここでは、上記区分をもってマネーサプライ政策の変更がなされた時期とみなし、^{（注20）}この時、それがどのような政策ルールに従っていたのかを調べることにする。

ここでは、この時期の金融政策が何を目標として運営されて来たのかをみる手掛りとして、鈴木〔10〕が行ったのと同様に、公定歩合変更にさいしての日本銀行政策委員会議長の談話を調べてみた（第2表）。

これをみると、60年代、70年代を通じ、国際収支、物価、有効需要が主たる政策目標であったことが分かる。但し、これを60年代と70年代に分けてみると、60年代には、60年8月、65年6月の緩和および69年9月

の引締めを除き、いずれの公定歩合変更においても、国際収支の不均衡是正が主目標としてあげられ、物価、有効需要が従属目標となっているのに対し、70年代には、国際収支の不均衡是正に代わって有効需要、物価がその主目標として掲げられるようになっている。これは、60年代には、日本銀行が「①国内物価の安定、②国際収支の均衡、および③資本設備の適切な稼働に見合った有効需要水準を3つの政策目標と考えており、……中でも国際収支の均衡を最優先していた」（鈴木〔10〕）が、「1969年以降……（政策の）重点は国内の景気情勢に移って来た」（呉〔6〕）ためと思われる。

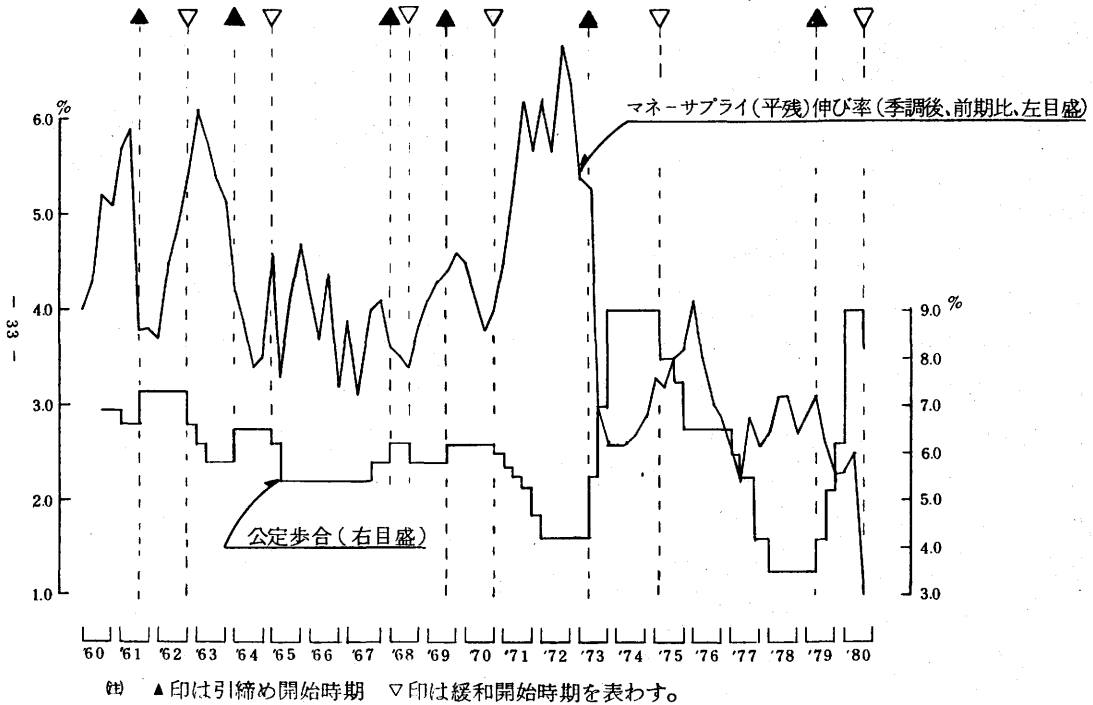
また、70年代に入ってから日本銀行の金融政策の1つの特徴は、1978年3月の金融緩和に際し、初めて為替レートの安定が政策目標として掲げられたことである。この為替レートの安定については、その後政策目標としてしばしば言及されており、60年代の国際収支均衡に代わる新たな政策目標となって来ている。

以上からみて、60年代から70年代を通じる日本銀行の政策ルールは次のように要約されよう。

- ① 日本銀行は主に国際収支、物価、有効需要および為替レートの動きに応じ金融政策の運営を行っていた。
- ② 但し、その運営方針は60年代と70年代で変化しており、60年代には対外均衡が重視されていたのに対し、70年代にはその重点

（注20）上記時期区分は主として公定歩合の変更に基づいており、これをもってマネーサプライ政策の変更時期とみなすことについては若干の躊躇がある。しかし、公定歩合変更の推移をマネーサプライの推移と対応させてみると（第2図）、時期により若干のズレないし inconsistent な動きがみられるものの、ごくラフには、上記引締め期にはマネーサプライの伸び率が減少し、緩和期にはマネーサプライの伸び率が増加するという対応関係が認められる。

第2図 マネーサプライの推移と公定歩合



第2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	為替レートの	卸売物価	有効需要	年月	変化幅	国際収支	為替レートの	卸売物価	有効需要
'60 8	Δ 0.36			◎	○	'73 7	0.50			○	◎
'61 1	Δ 0.37		(公定歩合の弾力化)			8	1.00			○	◎
7	0.37	◎			○	12	2.00			◎	
9	0.36	◎			○	'75 4	Δ 0.50				◎
'62 10	Δ 0.36	◎				6	Δ 0.50				◎
11	Δ 0.37	◎				8	Δ 0.50				◎
'63 3	Δ 0.36		(金利政策の正常化推進)			10	Δ 1.00				◎
4	Δ 0.37					'77 3	Δ 0.50				◎
'64 3	0.73	◎				4	Δ 1.00				◎
'65 1	Δ 0.36	◎			○	9	Δ 0.75				◎
4	Δ 0.37	◎			○	'78 3	Δ 0.75	◎	○		○
6	Δ 0.36	◎			◎	'79 4	0.75	○		◎	
'67 9	0.36	◎			○	7	1.00			◎	
'68 1	0.37	◎			○	11	1.00			◎	
8	Δ 0.37	◎			○	'80 2	1.00			◎	
'69 9	0.41			◎	○	3	1.75			◎	
'70 10	Δ 0.25			◎	○	8	Δ 0.75				◎
'71 1	Δ 0.25	○			◎	11	Δ 1.00				◎
5	Δ 0.25	○			◎						
7	Δ 0.25	○			◎						
12	Δ 0.50	○			◎						
'72 6	Δ 0.50	◎			○						
'73 4	0.75			○	◎						
5	0.50			○	◎						

◎…主目標 ○…従属目標

が対内均衡に移って来ている。

果たして、これらの点を実証的にも裏付けられるか否かが次の課題である。

(マネーサプライ予測方程式の特定化)

前節の政策委員会議長談からすると、マネーサプライの予測方程式に入れられるべき説明変数は、①国際収支の動向を示す経常収支あるいは貿易収支、②物価変動を示す指数、③有効需要の水準を表わす国民総生産、および④為替レート等の変数である。しかし、政策委員会議長談で述べられている金融政策変更の理由は、あくまでも、日本銀行の“主観的”あるいは“公式”見解であり、これが“客観的”にみても事実であったかどうかは、ここからだけでは判断出来ない(鈴木 [10])。それ故、これら変数のみを用いて、ア priori にマネーサプライ予測方程式を特定化してしまうのは危険である。

このことは、また、何らかの経済理論に基づいて、マネーサプライの予測方程式を特定化しようとする場合にも当てはまる。通貨当局の政策ルールについて、如何に理論上正当化されようとも、実際の当局の政策運営がそのような理論的根拠に基づいて行われているという保証は全くない(Mishkin [34])。もしそうであるとすれば、民間経済主体がマネーサプライを予測する場合に用いる変数は、理論上示唆される変数ではなく、経験的に通貨当局が重要視していると判断される変数で

あろう。

そこで、ここでは、上記4変数を中心にマネーサプライと関連があると思われる経済変数について因果関係のテストを行い、前節での結果が“客観的”に裏付けられるのか否か、マネーサプライの予想によって有用な情報が他にもないかを検討することにした。このテストを行うに当っては次のような方法を用いた。

- ① まず、マネーサプライと他のマクロ経済変数間の関係については、マクロ経済変数に、一応1年間(4四半期)のlagをもたせてその影響を調べてみた。
- ② この際用いるマクロ経済変数は複雑な加工をせず、出来るだけ単純な形でマネーサプライ変動との関係を調べた。というのは、民間経済主体がマネーサプライの先行きを占う際に用いる情報は、誰もが共通して利用出来るものでなければならないからである。
- ③ また、その情報は全て $t-1$ 期に利用可能であったもののみを用いている。これは、「合理的期待」に基づくマネーサプライの予想は最適な1期先予測であり、その予想は前期に入手可能な情報にのみ基づいていなければならないからである。^(注21)
- ④ さらに、このテストは60年代('61年第1四半期~'69年第4四半期)と70年代('70年第1四半期~'80年第4四半期)の2つの期間に分けて行った。^(注22) これは、わが

(注21) Mishkin [34]は Barro のマネーサプライの予測方程式には、今期の財政支出という変数が含まれているが、民間の経済主体は今期のマネーサプライを予想する際、今期の財政支出についての完全な知識を持っていないので、そのような説明変数の選択は適切ではないとしている。

(注22) Barroのマネーサプライの予測方程式では、1941年から1978年の37年間について、1本の方程式で回帰されているが、これは、この間のマネーサプライ政策のルールが不変であったことを前提としている。しかしこのような長期に亘り、政策ルールが不変であったとは考え難い(Buiter [19])。

国の場合政策委員会議長談からも窺われるように、60年代と70年代で政策ルールが変化したのではないかとみられるからである。もし、このテストの結果、60年代と70年代で同じ結果が得られれば、わが国のマネーサプライ政策は60年代、70年代を通じ一貫していたことになるし、逆に60年代と70年代で結果が異なれば、60年代から70年代にかけて政策ルールの変更があったことが“客観的”に裏付けられることになる。

- ⑤ そして、このようなテストの結果、5%の有意水準で有意と認められたものをマネーサプライ予測方程式の説明変数とした。
(マネーサプライ予測方程式に関する計測結果)

第3表はマネーサプライの予測方程式を特定化するために行ったテストの結果である。先ず、60年代についてみると、マネーサプライの今期の動きと、5%の有意水準で関係があると認められた変数は、 $M_2 + CD$ の lag 変数のほか、実質GNP、鉱工業生産、WPI および経常収支であった。この結果は先にみた政策委員会議長談と整合的であり、通貨当局は60年代には主に実質GNP（または鉱工業生産）、WPI および経常収支の動きをみながらマネーサプライをコントロールしていたことが“客観的”にも裏付けられる形になっている。

次に70年代についてみると、マネーサプライの動きと有意な関係が認められたのは、

$M_2 + CD$ の lag 変数のほかは、全国短観の業況判断指標およびCPIであり、60年代に有意な関係が認められた実質GNP、鉱工業生産、経常収支については、この時期にはいづれも有意な結果が得られなかった。この結果は、60年代と70年代でマネーサプライ政策のルールが変化したことを“客観的”に示すものであり、70年代には日本銀行は対内均衡を重視して政策運営を行うようになったこと、また景気指標に関しては実質GNPや鉱工業生産より企業家マインドに映し出される総合的な業況（収益状況等を含む）を重視するようになったこと、を示すものといえよう^(注23)
(必ずしも日本銀行の公式見解と矛盾しない)。なお、政策委員会議長談で述べられている為替レートは有意でなかったほか、Barro [12] [13]あるいはBarro and Rush [16]の方程式に含まれている財政支出の伸びについても有意な関係は認められなかった。

以上の結果から60年代と70年代のマネーサプライの予測方程式は次のように特定化される。

60年代

(29)

$$DM_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_{1i} DM_{t-i} \quad (\text{注24}) \\ + \sum_{i=1}^4 a_{2i} RGNP_{t-i} \quad (\text{注25}) + \sum_{i=1}^4 a_{3i} WPI_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^4 a_{4i} CA_{t-i}$$

(注23) ここでの結論は、いうまでもなく、70年代を総括した場合の統計的結論であり、実際にはその時々の特異な金融経済情勢に応じて他の政策目標が混在することを否定するものではない。

(注24) マネーサプライの予測方程式にマネーサプライ自身の lag 変数が説明変数として入っているのは、他の説明変数では説明しきれない lag を持つ調整や系列的な変動をとらえるためである (Barro [12]) と理解し得る。

(注25) 60年代には、RGNP、IIP がともに有意であったが、ここでは、実質産出高の変動を示す指数として、有意性の高いRGNPのみを用いた。

(第3表) マネーサプライと各変数の因果関係の検定

変数	F 検定値*	
	60年代	70年代
DM	6.56	39.78
RGNP	3.62	1.79
IIP	3.56	1.01
DI	0.81 **	2.69
INV	1.10 **	0.92
WPI	5.31	2.41
CPI	0.45	2.95
DEF(GNP)	1.35	2.08
CA	3.13	0.53
ER	n. a.	0.39 ***
GE	0.05	0.02

(変数の説明)

変数	内容
DM	M ₂ +CD (季節調整後)
RGNP	実質GNP (")
IIP	鉱工業生産指数 (")
DI	全国短観の業況判断指標**
INV	民間企業在庫品増加〔実質〕(季節調整後)**
WPI	卸売物価指数 (")
CPI	消費者物価指数 (")
DEF(GNP)	GNPデフレーター (")
CA	経常収支 (")
ER	外国為替相場(¥/\$東京直物)***
GE	政府総支出(季節調整後)

* F検定値の5%有意水準のcritical valueは60年代2.68、70年代2.64。
F検定は「各変数の4期までの先行ラグ変数の係数が0」という帰無仮説を検証。F値が5%有意水準値を上回る時、帰無仮説は棄却される。

** データ始期65/IIQのため、検証期間66/IIQ~69/IVQ、この時5%有意水準は3.36

*** データ始期73/IIQのため、検証期間74/IIQ~80/IQ、この時5%有意水準は2.90

各変数は原則として、対数値の前期差

$$\text{例えばDMは } DM_t = \log(M_2 + CD)_t - \log(M_2 + CD)_{t-1}$$

(計測期間)

60年代 : 61/IQ~69/IVQ

70年代 : 70/IQ~80/IVQ

70年代

(30)

$$DM_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_{1i} DM_{t-i} + \sum_{i=1}^4 a_{2i} DI_{t-i} + \sum_{i=1}^4 a_{3i} CPI_{t-i}$$

これら両式を計測した結果が第4表である。これによれば、まず60年代では、実質GNPの係数は3期前が有意であり、その符号はマイナスとなっていて、予想される当局の反応と一致している（1期、2期前の係数はプラスであるが、有意とはいえない）。同様にWPIについては1期前の、また経常収支については2期前の係数が有意となっている（経常収支についても1期、3期、4期前の符号条件は予想に反するが、いずれも有意ではない）。一方、70年代については、1期前のDIと2期前のCPIが有意であり、それぞれの符号条件は予想どおりとなっている。

さて、このようにして60年代と70年代について別々に計測したマネーサプライの推計値を、次節のマネーサプライと実体経済活動との関

係の計測にあたっては、“予想されたマネーサプライの変化”として用いることとする。一方、実績値と推計値の差を“予想されないマネーサプライの変化”とする（第3図参照）。

なお、ここでは、60年代と70年代の推計値を直接に接続しており、その点政策ルール変更に伴う“学習過程”は必要ないと仮定していることになるが、上記でもみたように、日本銀行の政策は政策委員会議長談とほぼ整合的であり、その変更が人々にも認識できた筈であることを考えれば、このような仮定は必ずしも不適切ではないと思われる。^(注26)

(3) マネーサプライと実体経済活動

本節ではマネーサプライと実体経済活動との関係について検討するが、実体経済活動の動きを示す被説明変数としては、実質GNPおよび鉱工業生産指数^(注27)をとりあげる（計測期間は1965年第1四半期から1980年第4四半期）。

（産出高方程式の特定化）

マネーサプライ変化の実体経済活動への影

(注26) なお、マネーサプライの推計値を予測値として用いるのには Barro [12] も指摘しているように次の問題がある。すなわち、60年代あるいは70年代を通じマネーサプライの予測方程式を計測するという事は、各年代の情報が全て利用可能であることを前提としている。しかし、人々がマネーサプライの先行きを占う場合、そのような情報の全てが利用可能な訳ではない。例えば、今、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。しかし、Barro もいうように、もし人々が他の国の経験や理論上の理由から、金融当局がどのように行動するかある程度の知識を持っているとすれば、各年代を通じた予測方程式を計測することにそれ程不都合はないともいえよう。なおBarroは、各期ごとに利用可能な情報のみを用いて計測した推計値を予測値とした場合とそうでない場合とを比較してみると、結果に大きな差は出ないと報告している。こうしたことから、各年代の回帰式の計測値をその時々マネーサプライの予測値として用いることは1次近似としては一応妥当なものといえよう。

(注27) ここで、鉱工業生産をとりあげるのは、わが国の場合、マネーサプライの変化が主に民間企業活動に強い影響を持っていたことが、しばしば指摘されているためである（Pigott [39]）。

第4表 マネーサプライ予測方程式の計測結果

'60年代('61年第1四半期—'69年第4四半期)

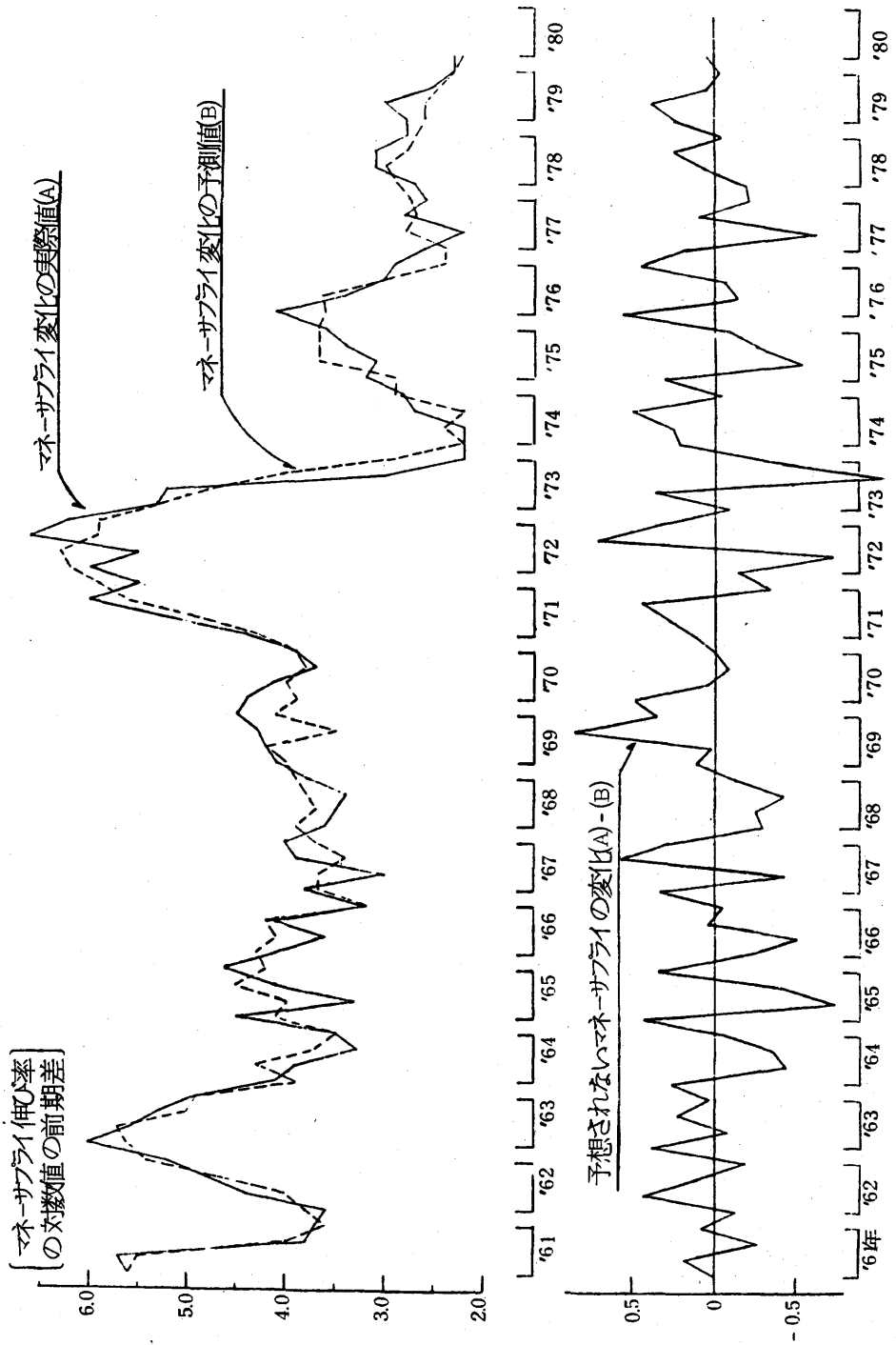
$$\begin{aligned}
 DM_t = & 2.223 + 0.378DM_{t-1} + 0.317DM_{t-2} + 0.054DM_{t-3} - 0.180DM_{t-4} \\
 & (2.662) (2.107) \quad (1.453) \quad (0.230) \quad (-0.867) \\
 & + 0.074RGNP_{t-1} + 0.022RGNP_{t-2} - 0.165RGNP_{t-3} - 0.021RGNP_{t-4} \\
 & (0.906) \quad (0.317) \quad (-2.597) \quad (-0.298) \\
 & - 0.374WPI_{t-1} - 0.142WPI_{t-2} - 0.056WPI_{t-3} - 0.259WPI_{t-4} \\
 & (-2.672) \quad (-0.232) \quad (-0.233) \quad (-1.146) \\
 & - 0.011CA_{t-1} + 0.033CA_{t-2} - 0.007CA_{t-3} - 0.000CA_{t-4} \\
 & (-0.663) \quad (2.202) \quad (-0.357) \quad (-0.347) \\
 \\
 R^2 = & 0.629 \quad S.E. = 0.467 \quad D.W. = 2.015
 \end{aligned}$$

'70年代('70年第1四半期—'80年第4四半期)

$$\begin{aligned}
 DM_t = & 0.619 + 0.312DM_{t-1} + 0.294DM_{t-2} + 0.373DM_{t-3} - 0.024DM_{t-4} \\
 & (1.663) (1.979) \quad (1.320) \quad (1.470) \quad (-0.098) \\
 & - 0.029DI_{t-1} + 0.002DI_{t-2} + 0.012DI_{t-3} + 0.010DI_{t-4} \\
 & (-2.404) \quad (0.095) \quad (0.676) \quad (0.741) \\
 & + 0.016CPI_{t-1} - 0.134CPI_{t-2} - 0.107CPI_{t-3} - 0.071CPI_{t-4} \\
 & (0.170) \quad (-2.006) \quad (-1.368) \quad (-0.804) \\
 \\
 R^2 = & 0.859 \quad S.E. = 0.490 \quad D.W. = 1.824
 \end{aligned}$$

註 ()内はt値

第3図 マネーサプライの予測値と実際値



響は、当期のマネーサプライ変化のみならず、それ以前のマネーサプライ変化の影響をも含んだ形で計測される。これは Lucas and Sargent [32] が“衝撃”と“伝播”という言葉で表現しているように、系列相関を持たず、それ故に予想されないマネーサプライの実体経済への“衝撃”が“伝播メカニズム”を通じ、実質産出高や雇用などの系列相関を持つ実体経済活動の動きに転換されるためである。ただし、この予想されないマネーサプライの変化がどの程度の期間続くのかは先験的には決められず、経験的に決めざるを得ない。わが国におけるこれまでの実証研究（新保 [9]、折谷 [3]）では、マネーサプライの変化は2～3年程度の期間に亘って実質GNPに影響を持つ形になっている。そこで、本稿でも、この期間を目途に lag の長さを決めることにした。

又、本稿での産出高方程式には、マネーサプライ以外に説明変数として、次の3つの変数を含んでいる。まず、time-trend を表わす2つの変数であり、これは Barro [13] 等の実証と同様「自然失業率」に対応する正常産出高水準の動きをフォローする役割を果たす。ここで2つの time-trend 変数を導入したのは次の理由による。わが国では第1次石油ショック以降、経済成長パターンの変化がしばしば指摘されているが、事実、実質GNP、鉱工業生産の1960年から1980年までの実際の推移をみても、第1次石油ショックのあった1973～74年前後を境にして、その成長パターンが変化している（第4図参照）。このような実体経済活動面での変化は、金融政策とは独立に、外生的な経済環境の変化から生じたものと考えられる。そこで本稿では、正常な実質GNP、鉱工業生産の成長パターンの変化を捕えるために2つの time-trend

変数を用いた。第1の trend 変数は計測期間の初期から1973年前後までの正常生産高の trend 的推移をフォローする役割を果たす一方、第2の trend 変数（1973年第1四半期を起点）はそれ以降のトレンドの下方 kink を捕えるためのものである。

この方程式の最後の変数は石油価格指数である。これは、石油価格上昇が財の需給に与える実体面での disturbance を捕える代理変数である。石油価格の大幅な上昇は、生産コストの相対的上昇あるいは海外への所得移転効果等を通じ実体経済活動に negative な影響を持つものと考えたのである。

以上の結果、(27)、(28)式に対応する産出高方程式は次のように特定化されることとなる。

$$(31) \quad y_t = b_0 + \sum_{i=0}^9 b_{1i} (DM - \widehat{DM})_{t-i} + b_2 TRND1 + b_3 TRND2 + b_4 OILP_t + v_t$$

$$(32) \quad y_t = b_0 + \sum_{i=0}^9 b_{1i} (DM - \widehat{DM})_{t-i} + \sum_{i=0}^9 b'_{1i} \widehat{DM}_{t-i} + b_2 TRND1 + b_3 TRND2 + b_4 OILP_t + v_t$$

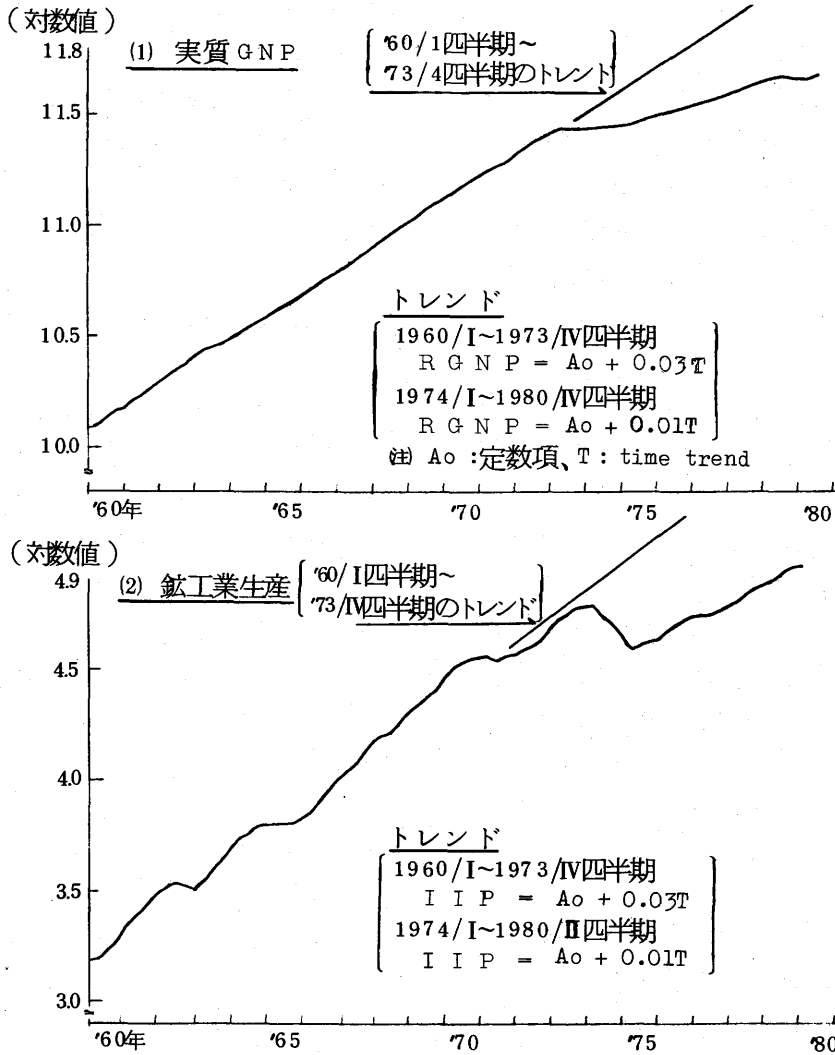
ここで、 y : 実質産出高（実質GNP〔RGNP〕あるいは鉱工業生産指数〔IIP〕の対数値（季節調整後）。

DM : マネーサプライの対数値（季節調整後）の前期差。

\widehat{DM} : (29)、(30)式で計測された“予想されたマネーサプライ伸び率の変化”。したがって $\widehat{DM} - DM = DMR$ は“予想されないマネーサプライ伸び率の変化”。

TRND1 : trend 変数の1で、1965年から1973年までの正

第4図 実質GNP・鉱工業生産の推移



常産出高のトレンドをフォローする。

TRND2: trend 変数の2で、

1973年以降のトレンドの屈折を捕える。

OILP: 石油価格指数の対数値の前期差。

(マネーサプライと実体経済活動の関係についての計測結果)

さて(31)、(32)式に関し、実質GNP、鉱工業生産指数をそれぞれ被説明変数として、実際に計測した結果は以下の通りである。

実質GNP方程式

第5表は実質GNPを被説明変数とした計測結果である。第(1)列はtime-trend変数、石油価格のほか、予想されないマネーサプライ伸び率の変化(DMR)のみを説明変数として計測した回帰式の結果を示している。こ

れをみると、DMRの係数の符号条件は $t-8$ 期から $t-9$ 期にかけて負符号になっているが、当期から $t-7$ 期までは予想されたように正符号となっている。一方、 $t-1$ 期、 $t-2$ 期の t 値は2を上回っており、その係数が有意であることを示している。これらのことからみて、予想されないマネーサプライ伸び率の変化の実質GNPへの影響は、1期ないしは2期のlagを持って現れ、以降は減衰していくパターンになっていることが窺える。

次に第(2)列は、第(1)列の式に予想されたマネーサプライ伸び率の変化 \widehat{DM} を加えて計測した回帰式の結果である。先ず、DMRについてみると、その係数の大きさ、有意性に大きな変化はない。一方、 \widehat{DM} の実質GNPへの影響は必ずしも安定的ではない。すなわち、 \widehat{DM} の係数の符号は、正符号と負符号が混在しており、必ずしも一定ではないほか、各係数の t 値も低い。ただし、第(2)列の式において、「 \widehat{DM} の係数の全てが有意でない」との仮説をテストするF検定では、 $F = 4.9$ （5%有意水準でのcritical value = 2.6）となり、「予想されたマネーサプライの変化は実体経済活動に対し全く関係を持たない」との仮説は棄却される格好になった。

このほか、TRND1、TRND2は第(1)列、第(2)列においていずれも有意であるほか、TRND2の係数の符号は予想されたように負であり、1973年前後を境としてわが国の実質GNPが屈折したことを裏付けている。又、石油価格指数の係数も負であり、わが国経済が石油価格の上昇によって少なからず影響を受けていることを示している。

なお、第(1)列、第(2)列の式では、ダービン・ワトソン比がそれぞれ0.6、0.7とかなり低く、誤差に系列相関のあることを示してい

る。そこで、Cochrane-Orcutt法を用いて、誤差の系列相関を取り除いた計測結果をみたのが同表の第(3)列と第(4)列である。この影響をみると、前期のDMRの有意性が低下している一方、第(1)列、第(2)列では有意ではなかった $t-2$ 期から $t-8$ 期にかけてのDMRの係数が有意になっている（第(4)列）。もっとも、そのlagパターンは、 $t-2$ 期に最も強い影響が出、その後減衰するという形になっており、第(1)、(2)列の結果と同様のパターンになっている。これに対し、 \widehat{DM} については、符号が若干変化しているものの、その有意性に大きな変化はない。このほか、TRND2の有意性が低下しているが、全体としてみた結果は、第(1)、(2)列と大差がないと言えよう。

また、第(1)、(2)列の式に、外生的需要の変化を表わす財政変数、輸出変数を加えて計測してみても、上記の計測結果に大きな変化は生じなかった（結果は省略）。

鉱工業生産方程式

次に、鉱工業生産指数を被説明変数として同様の方程式を計測した結果が第6表である。先ず、第(1)列の結果をみると、 t 値から当期および前期のDMRが有意であることが分かる。第(1)列の結果だけからすると、当期のDMRが鉱工業生産に最も強い影響を持つことになる。しかし、第(1)列に \widehat{DM} を加えた第(2)列の結果をみると、DMRの係数の値がかなり変化する一方、当期から $t-6$ 期にかけての係数が（ $t-4$ 期を除き）いずれも有意となる。また、その鉱工業生産への影響はかなりの期間持続する格好になっている。一方、 \widehat{DM} の係数は、GNPの場合と同様に、正負の符号が混在している。しかし、ここでは、当期の \widehat{DM} の t 値が -2.5 とその係数が有意であることを示しており、その鉱工業生産への影響はマイナスになっている。また、 \widehat{DM}

第5表 マネーサプライと実質GNP

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

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

説明変数	計 測 式							
	(1)	t 値	(2)	t 値	(3)	t 値	(4)	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	

第6表 マネーサプライと鉱工業生産

計測式(1)(3)列... $IIP_t = b_0 + \sum_{i=0}^9 b_{1i} DMR_{t-i} + b_2 TRND1 + b_3 TRND2 + b_4 OILP_t + v_t$

" (2)(4)列... $IIP_t = b_0 + \sum_{i=0}^9 b_{1i} DMR_{t-i} + \sum_{i=0}^9 b_{1i}' \widehat{DM}_{t-i} + b_2 TRND1 + b_3 TRND2 + b_4 OILP_t + v_t$

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	

のグループ・データについてのF値は10.4とcritical value (5%有意水準で2.0)を越えており、 \hat{DM} 変数全体としても有意であることが分かる。

ここでも、第(1)、(2)列のダービン・ワトソン比はそれぞれ0.4、0.6とかなり低く、誤差に系列相関のあることを示している。そこで、実質GNPの場合と同様、Cochrane-Orcutt法を用いた結果が第(3)、(4)列である。これをみると、第(3)列では、DMRの係数が第(1)列のそれに比べかなり変化する一方、その有意性も落ちており、方程式の特定化が適切でない可能性がある。これに対し、第(4)列の係数は第(2)列のそれと大きな違いはなく比較的安定しており、t値はt-1期からt-8期までの係数が有意であることを示している。そして、そのlagパターンは実質GNPの場合と似ており、t-3期に最も強い影響が出た後、減衰する形となっている。これに対し、 \hat{DM} については、第(2)列では有意であった当期の値が有意ではなくなっているが、t-3期からt-5期までの係数がゼロであるとの仮説は棄却出来ない。いずれにせよ、これらの結果は予想されたマネーサプライの動きが鉱工業生産に対し何らかの影響を持っていることを示唆している。なお、TRND1、TRND2、OILPの係数は第(1)、(2)列では有意であるが、第(3)、(4)列ではその有意性が若干低下している。

以上、ここで得られた結果を要約しておくことと次のようになる。

① わが国の場合、予想されたマネーサプライの変化は実質GNP、鉱工業生産等实体经济活動に対し有意な関係を持つ。ただし、その影響は、パラメーターの符号が混在していることからみて、必ずしも安定的ではないと思われる。

② 次に、予想されないマネーサプライの変動も实体经济活動に有意に影響をおよぼしており、その影響は予想されたマネーサプライの変化に比べてより明瞭である。すなわち、予想されないマネーサプライ伸び率の変化は1期ないし2期目に強い影響を持ち、その後その影響は減衰していくが、1~2年持続する。

(Pigottの結果との比較)

最後に、ここでの結果をPigott [39] がわが国経済について行った実証結果(第8表)と比較しておこう。Pigottの実証は今までのところ、わが国経済についてMRE仮説を検証した唯一のものと思われるが、その主要な結果は以下のように要約される。

- ① 予想されたマネーサプライの変化は、短期的には、明らかに实体经济活動に対し影響を持つ。特に、鉱工業生産に対しその影響が強い。
- ② これに対し、予想されないマネーサプライの实体经济活動への影響は弱い。特に、実質GNPに対しては、「予想されないマネーサプライの影響は無い」との仮説は棄却出来ない。

上記結果のうち、①については、本稿での実証結果と矛盾するものではない。しかし、②については、本稿の結果と一致しない。本稿での実証分析の結果によれば、予想されないマネーサプライの変化は、明らかに实体经济活動と関係があり、その影響は予想されたマネーサプライのそれに比べ強いものであった。

このような実証結果の相違についてはいくつかの要因が指摘されようが、そのうち重要なのは、マネーサプライ予測方程式の特定化の違いであろう。先にも述べたように、MRE仮説の実証に当っては、マネーサプライの

第7表 Pigott の産出高方程式の計測結果

Individual Coefficient Estimates

Regressors	Changes In:			
	Log of Industrial Production		Log of Real GNP	
Constant	2.36	(3.06)	2.50	(4.07)
Time	-0.02	(-2.33)	-0.02	(-2.72)
Anticipated Money Changes:				
Lag - 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)
Unanticipated Money Changes:				
Lag - 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)
Lagged Dependent Variable:				
Lag - 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	-.03		-.58	
R ² (adjusted)	.73		.30	
Standard Error of Regression	1.38		1.34	
Number of Observations	71		71	
Period	1960:I - 1977:III		1960:I - 1977:III	

The basic equation was:

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

where $\Delta X(t)$ is the activity variable, T is a time trend, DMP is predicted money growth and DMR is unanticipated money growth. The ΔX , DMP, and DMR were also expressed as percentages (i.e. multiplied by 100). A Cochrane-Orcutt correction for first-order serial correlation of the disturbance was also applied.

Sources: i) Industrial Production: OECD Main Economic Indicators, Historical Statistics.

ii) Real GNP; Investment: OECD Quarterly National Income Accounts.

Notes: 1) Figures in parentheses are "T" statistics.

2) Industrial Production and Real GNP are seasonally adjusted.

(実証結果の要約とそのインプリケーション)

本稿での目的は「予想されたマネーサプライの変化は実体経済活動に影響を与えることが出来ない」というMRE仮説から導かれる命題の妥当性をわが国経済について検証することであった。本稿での1965年から1980年にかけての実証結果によれば、予想されたマネーサプライは実質GNP、あるいは鉱工業生産と無関係ではなく、この意味でわが国において上記仮説は棄却された。このことからすれば、feedback ruleに基づくマネーサプライ政策がわが国においては実体経済活動に影響を及ぼし得たということになる。もっともその影響は必ずしも安定したものではなかったし、またマネーサプライ政策の実体経済活動に与える影響は、それが人々によって予想されていたか否かによっても異なるという実証結果からすれば、実体経済活動の微細な調整を意図したファイン・チューニング的なマネーサプライのコントロールが望ましいかどうかは依然疑問が残るところである。

一方、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を持っていたとの実証結果が得られたが、このことは、政策変更が予想されないものであればあるほどその実体経済活動への影響が大きいという従来からの常識的な認識とコンシステントなものである。ただし、MRE仮説から得られるインプリケーションによれば、そのような政策は、たとえ短期的には実体経済活動に政策当局が意図したような影響を及ぼし得るとしても、それが繰り返されると経済はかえって不安定化し、景気変動も大幅化しかねないので、必ずしも好ましくないということになる。

(残された問題点)

本稿の実証分析は、Barroの方法に依拠し

つつも、その批判点を考慮して、若干の修正を施したうえで行ったが、依然今後の課題として残された問題点が少なくない。そこで、以下、そのうち重要と思われるもののいくつかを列挙しておく。

第1はマネーサプライと物価の関係に関するものである。すなわち、本稿の実証では、マネーサプライと実体経済活動の関係のみしか取扱わなかった。しかし、MRE仮説から得られるもう1つの結論は、もしマネーサプライの変化が「合理的期待」に基づいて予想されている場合には、それに見合っただけでインフレ期待が調整されると同時に実際のインフレ率も上昇するということであった。それゆえ、果たして、マネーサプライの変化に応じてインフレ期待が合理的に形成されているか否か、また、実際のインフレ率がそれとどのような関係にあるかが今後さらに検討されなければならない。

第2は、Leiderman [29] が指摘する「合理的期待」と「マネーサプライの中立性」が同時にテストされていることについての問題である。すなわち、「予想されたマネーサプライの変化は実体経済活動に対し何らの影響も持たない」という仮説は、「合理的期待」仮説と「自然失業率」仮説の2つの仮説から成立しているが、ここで用いた2段階接近法では、マネーサプライの変化の予想について「合理的期待」をアプリオリに仮定して実証を行っている。しかし、このような方法では、MRE仮説が棄却された場合、いずれか一方の仮説が棄却されたためであるのか、いずれの仮説とも棄却されているためであるのかは判別出来ない。それゆえ、これを判別するためには、^(注28) 両仮説をそれぞれにテストする必要がある。

第3は実質産出高等被説明変数が誘導型で計測されていることに関する問題である。本

稿での実証では、実体経済活動の動きを表わす被説明変数とマネーサプライの変化との関係が直接的に計測されている。それ故、マネーサプライの変化がどのようなメカニズムを通じて実体経済活動に影響を与えているかは明らかではない。本稿の実証結果では、予想されたマネーサプライの変化も実体経済活動に対し何らかの影響を持つということであったが、この場合、両者の関係が安定的なものであるのか否かと並んで、果たしてそれがどのようなルートを通じて影響しているのか^(注29)の解明も重要である (Buiter [19]) が、この点は今後さらに研究を進める必要がある。

誘導型の計測については、この他 Sargent

[41] の指摘する "Observational Equivalence" の問題がある。すなわち、Sargent によれば、マクロ経済に対しある構造体系を仮定したとしても、政策変数をどのように取り扱うかにより、政策的インプリケーションの全く異なる誘導型を導くことが可能である。^(注30) それ故、MRE 仮説を厳密に検定するためには、単に誘導型を検定するだけではなく、通貨当局の政策運営等についても、どのような仮定が最も好ましいかといった点についてより詳細な検討が必要であろう。

以上

(56年7月)

(56年10月加筆訂正)

(注28) Leiderman [29] はこの問題を解決するために、尤度検定を用いた実証方法を提唱している。この様な方法を用いて行われたテストとしては、Leiderman のほかに Barro and Rush [16] 等がある。本稿では、コンピュータプログラムの制約から、このテストは実施出来なかった。

(注29) 因に、Pigott は日本では予想されたマネーサプライの変化が実体経済活動に対し影響を持つ理由として、日本では、短期金融市場が未発達であったため、名目金利が弾力的に変化せず、マネーサプライの変化が実体経済活動に影響を持ったとしている。

(注30) Sargent [41] によりこのことを示すと次のようになる。先ず政策目標 (失業率とか実質 GNP) y_t と政策変数 (マネーサプライ等) m_t が次の2本の方程式で表わされると仮定する。

$$y_t = \alpha(L) \varepsilon_t + \beta(L) \eta_t \dots\dots\dots (1)$$

$$m_t = r(L) \varepsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

ここでは、(1)、(2)式とも moving average の型で表わされており、Lは lag operator である。

(2)式を(1)式に代入すると

$$y_t = \alpha(L) r(L)^{-1} m_t + \beta(L) \eta_t \dots\dots\dots (3)$$

となり、ここから

$$y_t = a(L) m_t + b(L) y_{t-1} + \eta_t \dots\dots\dots (4)$$

が得られる (なお、 $a(L) = \beta(L)^{-1} \alpha(L) r(L)^{-1}$, $1 - L b(L) = \beta(L)^{-1}$)。

(4)式の政策的インプリケーションは

$$a(L) m_t = -b(L) y_{t-1} \dots\dots\dots (5)$$

という feedback 政策をとることにより実体面での経済変動を和らげることが出来るということである。

一方、ここで $E_{t-1} m_t$ が過去の m と y のもとでの m_t の数学的期待値に一致するとすると、(2)式から

$$r_0 \varepsilon_t = m_t - E_{t-1} m_t \Rightarrow \varepsilon_t = (1/r_0) (m_t - E_{t-1} m_t)$$

が得られる。そして、これを(1)式に代入すると、 y についての誘導型は

$$y_t = c(L) (m_t - E_{t-1} m_t) + b(L) y_{t-1} + \eta_t \dots\dots\dots (6)$$

となる。この(6)式の政策的インプリケーションは feedback rule に基づくマネーサプライは実体経済活動に影響を持たないということであり、これは(4)式のインプリケーションとは全く異なる。

【参考文献】

- [1] 浅子和美 「金融・財政政策の『アナウンスメント効果』と安定化政策」『近代経済学シリーズ』第54号、東洋経済新報社、昭和55年10月
- [2] 折谷吉治 「時系列分析について」金融研究資料第4号、日本銀行特別研究室、昭和54年9月
- [3] " 「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、日本銀行特別研究室、昭和56年2月
- [4] 貝塚啓明 「安定政策の目標と金融政策」『金融政策』貝塚啓明編、日本経済新聞社、昭和47年6月
- [5] 加藤寛孝 「経済理論における予想形成仮説の検討」『近代経済学シリーズ』第49～54号、東洋経済新報社、昭和54年7月～昭和55年10月
- [6] 呉文二 「金融政策 — 日本銀行の政策運営 —」東洋経済新報社、昭和48年7月
- [7] 志築徹郎
武藤恭彦 「合理的期待とマネタリズム」日本経済新聞社、昭和56年1月
- [8] 白川方明 「『合理的期待』仮説について」、金融研究資料第4号、日本銀行特別研究室、昭和54年9月
- [9] 新保生二 「現代日本経済の解明」東洋経済新報社、昭和54年9月
- [10] 鈴木淑夫 「現代日本金融論」東洋経済新報社、昭和49年9月
- [11] Barro, R. "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy." Journal of Monetary Economics, Jan. 1976.
- [12] _____ "Unanticipated Money Growth, and Unemployment in the United States." American Economic Review, March 1977.
- [13] _____ "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States." Journal of Political Economy, August 1978.
- [14] _____ "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Reply." American Economic Review, December 1979.
- [15] Barro, R. and Fischer, S. "Recent Developments in Monetary Theory." Journal of Monetary Economics, April 1976.
- [16] Barro, R. and Rush, M. "Unanticipated Money and Economic Activity." In Rational Expectations and Economic Policy, edited by S. Fischer, The University of Chicago Press, 1980.
- [17] Blinder, A. "Comment." In Rational Expectations and Economic Policy, edited by S. Fischer. The University of Chicago Press, 1980.
- [18] Buiter, W. "The Macroeconomics of Dr. Pangloss: A Critical Survey of the New Classical Macroeconomics." Economic Journal, March 1980.
- [19] _____ "Some Problems of Estimation and Hypothesis Testing in Models of Unanticipated Monetary Growth: A Simple Example." I.M.F. DM Series No. 55, 1980.
- [20] Feige, E. and Pearce, D. "Economically Rational Price Expectations." Journal of Political Economy, June 1976.
- [21] Fischer, S. "Anticipations and the Nonneutrality of Money." Journal of Political Economy, April 1979.

- [22] _____ "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule." Journal of Political Economy, February 1977.
- [23] _____ "On Activist Monetary Policy with Rational Expectations." In Rational Expectations and Economic Policy, edited by S. Fischer, The University of Chicago Press, 1980.
- [24] Friedman, B. "Optimal Expectations and the Extreme Information Assumptions of 'Rational Expectations' Macromodels." Journal of Monetary Economics, January 1979.
- [25] Friedman, M. "The Role of Monetary Policy." American Economic Review, March 1968.
- [26] _____ "Nobel Lectures: Inflation and Unemployment." Journal of Political Economy, June 1977.
- [27] Gordon, R. "New Evidence that Fully Anticipated Monetary Changes Influence Real Output After All." N.B.E.R. working paper No. 361, June 1979.
- [28] Grossman, H. "Rational Expectations, Business Cycles and Government Behavior." In Rational Expectations and Economic Policy, edited by S. Fischer, The University of Chicago Press, 1980.
- [29] Leiderman, L. "Macroeconometric Testing of the Rational Expectations and Structural Neutrality Hypotheses for the United States." Journal of Monetary Economics, Jan. 1980.
- [30] Lucas, R. "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs." American Economic Review, June 1973.
- [31] _____ "Understanding Business Cycles." In Stabilization of the Domestic and International Economy, edited by K. Brunner and A. Meltzer, 1977.
- [32] Lucas, R. and Sargent, T. "After Keynesian Macroeconomics." In After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment, Conference Series No. 19, Federal Reserve Bank of Boston, June 1980.
- [33] McCallum, B. "Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy." Journal of Money, Credit, and Banking, November 1980.
- [34] Mishkin, F. "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation." N.B.E.R. Working Paper No. 506, July 1980.
- [35] Modigliani, F. "The Monetarist Controversy or, Should We Foresake Stabilization Policies?" American Economic Review, March 1977.
- [36] Muth, J. "Rational Expectations, and the Theory of Price Movements." Econometrica, July 1961.
- [37] Neftci, S. and Sargent, T. "A Little Bit of Evidence on the Natural Rate Hypothesis from the U.S." Journal of Monetary Economics, April 1978.
- [38] Phelps, E. and Taylor, J. "Stabilizing Powers of Monetary Policy Under Rational Expectations." Journal of Political Economy, February 1977.
- [39] Pigott, C. "Rational Expectations and Counter-Cyclical Monetary Policy: The Japanese Experience." Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, Summer 1978.

- [40] Sargent, T. Macroeconomic Theory, Academic Press, 1979.
- [41] _____ "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics." Journal of Political Economy, June 1976.
- [42] Sargent, T. and Wallace, N. "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule." Journal of Political Economy, October 1975.
- [43] Small, D. "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Comment." American Economic Review, December 1979.
- [44] Taylor, J. "Monetary Policy during a Transition to Rational Expectations." Journal of Political Economy, October 1975.
- [45] Tobin, J. "Money and Economic Growth." Econometrica, October, 1965.
- [46] _____ Asset Accumulation and Economic Activity. Basil Blackwell: Oxford 1980.