

外国為替市場における期待形成について

白 川 方 明

1. はじめに

周知のように、短期的な為替レートの変動には為替レートの予想が極めて重要な役割を果たしているとみられ、期待形成の問題を理解することが為替レート変動を理解する上で極めて重要である。本稿では、この外国為替市場における期待形成の問題を主として実証的な観点から検討する。

具体的には、外国為替市場において形成される「期待」は「合理的期待」(rational expectation)とみなしうるか否か、換言すれば為替レートは現在利用可能な情報を反映しているか否かという問題を実証的に検討してみる。「合理的期待」仮説に対しては、しばしば「人々は同仮説が想定する程には『合理的』ではない」といった批判もなされているが、本稿の検討はこうした批判の当否についても一つの示唆を与えるものと思われる。

勿論、「合理的期待」仮説が妥当するか否かの検討と言っても、それはこの仮説が「現実」の世界で文字通り正確に成立しているか否かをテストしようとするのではない。本稿の意図は、ちょうど消費者の効用極大仮説、企業の利潤極大仮説が幾多の批判を受けながらも「現実」を説明する場合の有用な作業仮説であると同様に、この仮説が「現実」の期待形成を説明する場合の useful approximation であるか否か

を検討することにある。

本稿の構成は次のとおりである。第2章では「合理的期待」仮説ないしは“efficient market hypothesis”が外国為替市場に対してもつインプリケーションを概観する。第3章では、この仮説を実証的に検討する。第4章では若干の結論を簡単に述べる。^(注1)

2. 外国為替市場への「合理的期待」仮説の適用

(1) 「合理的期待」仮説

(期待形成の重要性)

周知のように経済理論において「期待」(expectation)は極めて重要な役割を果たす。それにもかかわらず、「期待」自体がどのようにして形成されるかという問題に関しては、比較的最近まで ad hoc な仮定をおくことが多かった。しかし、「期待形成」に関するこのような取扱い、目的合理的な経済人を想定する経済理論の枠組みからすればバランスを欠いていると言わなければならない。

このような問題意識から近年急速に発展してきた考え方が次に述べる「合理的期待」(rational expectation)仮説であると位置づけることができよう。

(「合理的期待」仮説)

「合理的期待」を^(注2) R. Barro and S. Fischer [4] のサーベイ論文の表現を借

(注1) 本稿は第17回逗子コンファレンスに提出した同名の論文を加筆・訂正したものである。

(注2) 「合理的期待」に関する論文は近年とみに増加しているが、たとえば J. Muth の原論文 [28] のほか、R. Barro and S. Fischer [4]、R. Shiller [32] 等を参照。

りて説明すると、

"In a stochastic model, the rational expectations assumption is that the subjective probability used in decision-making by private agents are the same as the probability distributions for the relevant variables implied by the model. More generally, if individuals do not have all the information used in the model, expectations are rational if they are optimal predictions based on the information available to the individual."

ということである。

すなわち、「人々は予想を立てる際、モデルを含め現在利用できる情報を総動員して精一杯努力している」ということである。確率分布を記述するパラメータは、期待値（平均）、分散のほかにも種々存在するが、以下では期待値のみをとりあげるとすると、「『合理的期待』に基づく予想値 X_{t+1}^e とは、現在利用可能な情報 (I_t) に基づく X_{t+1} の (条件付) 確率分布の数学的期待値に等しい、すな

わち $X_{t+1}^e = E(X_{t+1} | I_t)$ である」と定義される。^(注3)

(2) 外国為替市場への適用

第3章では、外国為替市場における「合理的期待」仮説の妥当性を実証的に検討するが、それに先立ち本節ではそのような実証分析に必要な範囲内でこの仮説が為替レートに対してもつインプリケーションを概観する。

(直物為替レート決定モデル)

前述のように「合理的期待」に基づく為替レートの予想は、直物レートを説明する「モデルの予想」と同一でなければならない。勿論、このような考え方に対しては、平均的な経済主体はそもそもそのような「モデル」を知らないとの反論が出されよう。しかし、M. Mussa が指摘するように、そもそも「情報」というものは、何らかの「モデル」を前提にしてはじめて情報たりうると言える。^(注4)

たとえば、将来の為替レートを予測するうえでマネーサプライ統計や物価統計はそれ自体で自動的に「情報」たりうる訳ではなく、予測対象変数と何らかの関係の有しているとの知識——モデル——

(注3) 「合理的期待」仮説は期待形成に関するひとつの仮説であり、これを useful approximation として認めることは、「合理的期待」と「自然失業率」仮説とを結び付けた理論モデル (R. Lucas [23], R. Barro [3] 等) を認めることとは別物である。本稿の目的は外国為替市場における前者の妥当性を検討することである。

(注4) M. Mussa [27] は次のように述べている。

"But, the crucial point is to recognize that any satisfactory definition of "information" necessarily relies on some economic model and on the assumption that expectations are based on that model. This must be so because the concept of "information" presupposes relationships between one set of variables and another. Information about the behavior of, for instance, the money supply, is not "information" which is relevant for forming expectations concerning the exchange rate unless one believes that there is some relationship between the behavior of the money supply and the exchange rate."

が介在して初めて情報たりうるのである。同様に政権の交代予想がインフレ率の予想に役立つとすれば、それは平均的にみて特定の政党・政権と採用される経済政策との間に何らかの関係が存在するようにみえる一モデルからであると言える。（“fundamentals”モデル）

そこで、次に何をもって「モデル」と考えるかが重要となる。近年、為替レート決定の理論は急速な発展をみているが、依然、大多数の理論家に等しく支持されるような包括的な理論モデルが提示されている状況にはない。しかし、次のような点、すなわち

- ① 為替レートは複数の通貨ストック（ないしは複数の通貨建金融資産）の相対価格であり、
- ② したがって、為替レートの変動はこれら資産ストックの需給均衡に関する分析抜きには説明しえない、

という点ではほぼ大方の合意が得られるに至ったと言ってよいであろう（いわゆるマネタリー・アプローチあるいはアセット・アプローチの考え方）。

このように、ストック間の相対価格として為替レートを理解すると、為替レート予想が現在の為替レートに影響するのは自明のことであろう。

いま、現在の為替レート（ S_t ）を決定する要因が現在の“fundamentals”（ X_t ）と為替レート予想（ S_{t+1}^e ）に依存する、すなわち、

$$\log S_t = \log X_t + \eta \log S_{t+1}^e \cdots (1)$$

と表わせると仮定する（以下、 $s_t = \log S_t$ というように、小文字で当該変数の自然対数を表わす）。もし、予想が「合理的」であるとすれば(1)式は、

$$s_t = x_t + \eta E(s_{t+1} | I_t) \cdots (2)$$

となる。(2)式は（ $t+1$ ）期についても成立するので、

$$s_{t+1} = x_{t+1} + \eta E(s_{t+2} | I_{t+1}) \cdots (3)$$

が成立する。

(3)式の両辺に数学的期待値をとると、

$$E(s_{t+1} | I_t) = E(x_{t+1} | I_t) + \eta E(s_{t+2} | I_t) \cdots (4)$$

となる。

(4)式を(2)式に代入すると、

$$\begin{aligned} s_t &= x_t + \eta \{ E(x_{t+1} | I_t) \\ &\quad + \eta E(s_{t+2} | I_t) \} \\ &= x_t + \eta E(x_{t+1} | I_t) \\ &\quad + \eta^2 E(s_{t+2} | I_t) \cdots (5) \end{aligned}$$

が成立する。(5)式の $E(s_{t+2} | I_t)$ について、上記(3)、(4)と同じような手順を踏み、このようなプロセスを繰返すことによって、最終的には、(6)式

$$s_t = x_t + \sum_{j=1}^{\infty} \eta^j E(x_{t+j} | I_t) \cdots (6)$$

が得られる。^(注5)

(6)式の意味するところは、現時点の直物為替レートは人々が今後の“fundamentals”（ X ）の推移をどのように予想するかによって依存するということである。つま

(注5) (6)式は J. Bilson [6]、M. Mussa [26] に基づく。

(注6) そのような予想の変化をもたらすものは、ある場合には、「政府高官の発言」かもしれないし、他の場合には物価統計の発表かもしれない。しかしいずれにせよ毎日、外国為替取引を行っている経済主体は、日々刻々伝えられてくる膨大な情報を彼等なりに処理・加工し、将来の為替レートを予測していると考えることができる。

り、仮に人々が内外のインフレ格差が“fundamentals”であると考えているとすると、たとえ現在のインフレ率格差は変化していないとしても、将来それが変化すると予想すれば、現在の為替レートは即刻変化するということを意味している。^(注6)

また、「合理的期待」に基づく来期の直物レートの子測値は、

$$E(S_{t+1}|I_t) = \sum_{j=0}^{\infty} \eta^j E(x_{t+j+1}|I_t) \quad \dots\dots\dots (7)$$

と表わせる。換言すれば、「合理的期待」に基づく来期の直物レートの子測値は、現在利用可能な情報を基に来期以降の“fundamentals”を予想する形で決まることになる。

(為替レートの時系列モデル)

上記(6)式は、直物レート決定理論の論理的(ないし形式的)な構造を説明したものであるが、xの内容を具体的に特定化しない限り実証分析上は有用とは言えない。しかし、前述のように、現時点では大多数の理論家に等しく支持される包括的な理論モデル^(注7)は存在しない。

そこで次に、(6)式のようなモデル(以下ではこれを「“fundamentals”モデル」と呼ぶ)とは別に、特定の為替レート理論には依存しない時系列モデルを用いて為替レートの動きをモデル化してみる。^(注8)

より具体的には、t期の直物為替レート(S_t)は、次のようなARIMA(integrated autoregressive moving-average)モデルで表現される確率過程からの実現値であると仮定する。

$$\begin{aligned} \Delta \log S_t = & \delta + \phi_1 \Delta \log S_{t-1} \\ & + \dots\dots\dots \phi_p \Delta \log S_{t-p} \\ & + u_t + \theta_1 u_{t-1} \\ & + \dots\dots\dots + \theta_q u_{t-q} \quad \dots\dots (8) \end{aligned}$$

(δ は定数、 $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ 、 u_t は系列相関なし)

換言すれば、今期の直物為替レート変化率($\Delta \log S_t$)^(注9)は、p期前から1期前までの直物為替レート変化率($\Delta \log S_t$; $t=1, \dots, p$)の加重平均およびq期前から今期までのinnovation(u_t ; $t=1, \dots, q$ 、通常の回帰分析の誤差項に相当)の加重平均の和として表わされると仮定する。このような時系列モデルは当該変数の過去の動きを記述し、将来の動きを予測する上で良好なパフォーマンスを示すことが、近年の時系列分析に関する研究で明らかになりつつある。

もし、直物為替レートをARIMAモデルで表わすとすれば、「合理的期待」に基づくt期から(t+1)期にかけての為替レート変化率($\div \Delta \log S_{t+1}$)の子測値は、

(注7) そのようなモデルとしては、たとえばM. Mussa [26]、J. Bilson [6]等を参照。

(注8) 時系列分析(time series analysis)ないしARIMAモデルについては、たとえばG. Box and G. Jenkins [7]、C. Nelson [29]、折谷 [1]等を参照。

(注9) 直物為替レートの変化率をgと表わすと、 $g \div \Delta \log S_t$ となる。

$$\begin{aligned} \therefore \Delta \log S_t &= \log S_t - \log S_{t-1} = \log \frac{S_t}{S_{t-1}} \\ &= \log \frac{S_{t-1}(1+g)}{S_{t-1}} = \log(1+g) \div g \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
E(\Delta \log S_{t+1} | I_t) &= E(\delta + \phi_1 \Delta \log S_t \\
&\quad + \phi_2 \Delta \log S_{t-1} + \dots \\
&\quad + \phi_p \Delta \log S_{t-p+1} + u_{t+1} \\
&\quad + \theta_1 u_t + \dots \\
&\quad + \theta_q u_{t+1-q} | I_t) \\
&= \delta + \phi_1 \Delta \log S_t + \dots \\
&\quad + \phi_p \Delta \log S_{t-p+1} \\
&\quad + \theta_1 u_t + \dots \\
&\quad + \theta_q u_{t+1-q} \dots \dots \dots (9)
\end{aligned}$$

となる。上式を為替レートのレベルについて表現すると、「合理的期待」に基づく来期の直物為替レート ($\log S_{t+1}$) の予想値は、

$$\begin{aligned}
E(\log S_{t+1} | I_t) &= E(\log S_{t+1} - \log S_t \\
&\quad + \log S_t | I_t) \\
&= E(\Delta \log S_{t+1} + \log S_t | I_t) \\
&= \delta + \phi_1 \Delta \log S_t + \dots \\
&\quad + \phi_p \Delta \log S_{t-p+1} \\
&\quad + \theta_1 u_t + \dots \\
&\quad + \theta_q u_{t+1-q} + \log S_t \\
&= \delta + \phi_1 (\log S_t - \log S_{t-1}) + \\
&\quad \dots + \phi_p (\log S_{t-p+1} - \log S_{t-p}) \\
&\quad + \theta_1 u_t + \dots + \theta_q u_{t+1-q} \\
&\quad + \log S_t \\
&= (1 + \phi_1) \log S_t \\
&\quad + (\phi_2 - \phi_1) \log S_{t-1} + \dots \\
&\quad + (\phi_p - \phi_{p-1}) \log S_{t-p+1} \\
&\quad - \phi_p \log S_{t-p} + \theta_1 u_t + \dots \\
&\quad + \theta_q u_{t+1-q} + \delta \dots \dots (10)
\end{aligned}$$

と表わせる。^(注10)

(「fundamentals」モデルと「時系列モデル」の関係)

これまで為替レートに関するモデルとして、「fundamentals」モデル⁽⁶⁾式と「時系列モデル」⁽¹⁰⁾式を説明

したが、両者の関係をどのように位置付けるべきであろうか。この点に関しては次の2つの考え方が可能であるが、いずれにしても両者は相対立するものではないとされる。

第1の考え方は、E. Feige and D. Pierce [13] の “economically rational expectation” あるいは R. Shiller [32] の示唆する “limited information rational expectations model” の考え方に基づき両者を関係づけるものである。すなわち、経済主体は為替レート決定に関するすべての変数を考慮することはコスト的にも能力的にも不可能なため、過去の為替レートの推移(確率過程)のみを用いて将来の為替レートを予想するが、そのような期待形成方式は近似的に、「fundamentals」モデルの予想値に等しくなるであろうというものである。^(注11)

第2の考え方は、「時系列モデル」は「fundamentals」モデルの近似ではなく、結局は同じものの別表現であるとするものである。すなわち、A. Zellner and F. Palm [33] は一般に、

$$\begin{aligned}
H(L) Z_t &= F(L) U_t \dots \dots \dots (11) \\
p \times p \quad p \times 1 \quad p \times p \quad p \times 1 \\
t &= 1, 2, \dots, T
\end{aligned}$$

(Z_t : 確率変数のベクトル, U_t : innovation のベクトル, $H(L)$ 、 $F(L)$ は $P \times P$ の行列で、その element は lag operation L に関する有限の polynomial、たとえば $L^n Z_t = Z_{t-n}$, U_t は平均0、分散・共分散行列は1、系列相関なし) で表わされる多変量の時系列モデルから、⁽¹²⁾式で表わされるような有限次数の ARMA モデルが導出できることを証明している。

(注12)
 $|H(L)| Z_t = H^*(L) F(L) U_t \cdots (12)$
 (H^* は $H(L)$ の余因子行列、 $|H(L)|$
 は $H(L)$ の行列式)

(12)式は経済の諸変数 (Z_t) の関係が
 (11)式で表わされる時、各変数 ($Z_1, \dots,$
 Z_p) たとえば為替レート (Z_1) は1変数

の ARMAモデル、すなわち自らの過去
 および innovation (u_t) で表わされるこ
 とを意味している。このことから A. Ze-
 llner and F. Palm [33] は、次のように
 時系列モデルと fundamentals モデルは
 両立しうるものであることを示唆してい

(注10) (9)式 (あるいは(10)式) はもし直物為替レートについて(8)式が成立するとすれば、「合理的
 期待」に基づく来期の直物為替レートないしはその変化率の予想値は、自ら過去の値および
 innovation (u_t) の加重平均として表わせることを意味する。したがって、(9)式あるいは(10)式
 は様々な期待形成方式を含みうるものである。たとえば $\Delta \log S_t, \Delta \log S_{t-1}, \dots$ 等の係数が
 下図のように幾何級数的に低下するとすれば、(9)式は「適合的期待」(adaptive expectation)
 と呼ばれる期待形成方式に一致する(「適合的期待」とは、たとえば5%の為替レート下落



予想に対し現実の為替レート下落幅が10%であった場合、予測誤差5% (=10-5) の一定割
 合、たとえば半分の2.5%分だけを加味して、7.5%を新たな為替レートの下落予想とする方
 式を言う)。このことから明かなように、「合理的期待」とは期待形成の性質に関する一般的
 な仮説であり、「適合的期待」等の期待形成の特定の formulaを指す言葉ではないことに注意する必
 要がある。「合理的期待」の新味は背後にある「モデル」— 今の場合(8)式の ARIMA モデル
 — が正しければ、それと consistent な形で期待が形成されると理解するところにある訳であり、
 選定された「モデル」と consistent でさえあれば「適合的期待」も「合理的」と解釈される
 ことになる。

例えば、T. Sargent and N. Wallace [31] は将来のインフレ率を予想する方式として「適合
 的期待」が「合理的」になる場合とそうでなくなる場合とを理論的に定式化し、その上で、第
 1次世界大戦後のドイツ等のハイパー・インフレーション期にあつては、前者が妥当すること
 を実証的に主張している。彼等によれば「適合的期待」が妥当するのは、①人々は将来のインフ
 レを予想するのに将来のマネーサプライ動向を考えるが、②もし政府が実質ベースの inflation
 tax ($\frac{M}{P}$) を確保すべくインフレの進行に応じて通貨供給を増加させる政策をとり続けるとす
 れば、結局将来の予想インフレ率は過去のインフレ率に依存すると考えられてしまうからで
 ある。

また、M. Mussa [25] は「適合的」な要素と「回帰的」な要素を同時に持つという期待形成
 方式が「合理的」となる条件を調べている。「回帰的」とは、今期為替レートが5%上昇すれ
 ば、来期には長期的にノーマルな水準に戻るようになたとえば3%の下落を予想することを言う。

(注11) E. Feige and D. Pierce [13] は、インフレ率とマネーサプライ増加率について Haugh's
 testを行い、後者から前者への causality (Granger の定義する意味での causality) がいないこ
 とをもって、ARIMAモデルによるインフレ予想を "economically rational expectation"
 と結論付けている。

C. Granger の causality の定義については、C. Granger and P. Newbold [18] 参照。
 Haugh's test については D. Pierce and L. Haugh [30] 参照。

(注12) 証明は A. Zellner and F. Palm [33] 参照。

る。

"Thus the ARMA processes for individual variables are compatible with some, perhaps unknown, joint process for a set of random variables and are thus not necessarily 'naive', 'ad hoc' alternative models."

(先物為替レート)

「合理的期待」に基づく来期の直物為替レート予想値を $E(S_{t+1}|I_t)$ とすると、その「合理的期待」が「"fundamentals"モデル」に基づくものであれ、時系列モデルに基づくものであれ、今期の先物為替レート (F_t) との間に、

$$F_t = E(S_{t+1}|I_t) \dots\dots\dots (13)$$

との関係が成立する筈である。換言すれば、先物為替レートは現在利用可能な情報を織込んだ将来の直物レート of の予想値とみることができる (このことを先物為替市場は "efficient" であるという)。

なぜならば、もし現在利用可能な情報を総動員した結果得られる来期の直物レートの予想値が現在市場で成立している来期渡しの先物レートと異なる値をとるとすれば、市場には明らかに利益機会 (profit opportunity) が発生することになり、そのような状態は永続きしないと考えられるからである。

ただし、(13)式については次の2点に注意する必要がある。

第1に、先物為替レートが現在利用可能な情報をすべて反映すると言っても厳密にすべてを反映する訳ではないという点である。なぜなら、S. Grossman and J. Stiglitz [19] が指摘するように、もし(13)式が文字通り正確に成立するとす

ればコストをかけて情報を収集した投機家は何ら報われることがなく、その結果、誰も情報を収集するインセンティブを失ない、結局先物為替レートは現在利用可能な情報を反映なくなってしまうからである。したがって、厳密に言えば(13)式ではなく、

$$F_t = E(S_{t+1}|I_t) + R_t \dots\dots\dots (13')$$

が成立するというべきであろう (R_t : リスク・プレミアム、取引コスト)。ただし、この場合リスク・プレミアムあるいは取引コストの定量的な重要性については現実のデータに即して判断されるべき性質のものである。なぜなら、もし投機家が「過大」なリスク・プレミアム (ないしは取引コスト) を要求しているとなれば、そのような投機家はやがて他のより「勇気ある」(あるいは「要領のよい」) 投機家によって市場から駆逐されるかもしれないからである。

いずれにせよ(13)式、すなわち「先物為替レートは、現在利用可能な情報を織込んだ直物為替レートの予想値に等しい」との表現は現実の close approximation として考えられているものである。

第2に、(13)式の成立は必ずしもすべての経済主体が情報を efficient に利用することを前提としているわけではなく、情報を efficient に利用するグループが限界的に存在すれば成り立つという点である。勿論、情報を efficient に利用するグループとそうでないグループとでは将来の為替レート予想も異なるので、両者の間で外国為替の取引が行われることになる。

(直物為替レートの予想外の変化)

先物為替レート (F_t) が「合理的期待」

に基づく将来の直物為替レートの予想値 ($E(S_{t+1}|I_t)$) であるとする、一般にこれと事後的な直物為替レートの実現値 (S_{t+1}) との間には次のような関係が存在する。

まず、ARIMA モデルを前提に考えると、直物為替レートの予想外の変化は当然のことながら(8)式の ARIMA モデルの innovation (u_t) で表わされる。

次に、為替レートの理論モデルとして「fundamentals」モデルを考えると、予想外の変化は

$$S_{t+1} - E(S_{t+1}|I_t) = (x_{t+1} - E(x_{t+1}|I_t)) + \eta \{E(x_{t+2}|I_{t+1}) - E(x_{t+2}|I_t)\} + \eta^2 \{E(x_{t+3}|I_{t+1}) - E(x_{t+3}|I_t)\} + \dots \quad (14)$$

と表わされる。(14)式の右辺第1項は(t+1)期の「fundamentals」の予想外 (unanticipated) の変化を示し、第2項以下は、(t+2)期以降の「fundamentals」に関する予想の改定幅を示す。

いずれのモデルを考えるにせよ、直物為替レートの予想外の変化は、前期には利用可能ではなかった情報の入手("sur-

prise")に由来することになる。このことは逆に言えば「織込み済み」の情報に対しては、為替レートは反応しないことを意味している。^(注13)

3. 実証分析

本章では、前章で説明したいいくつかの検証可能なインプリケーションにつき簡単な実証分析を行う。実証分析の対象とする為替レートは、主として日本円の対米ドル・レートであるが、必要な範囲内でスイス・フラン、英ポンド、ドイツ・マルクの対米ドル・レートも用いて分析した。計測期間は原則として主要国通貨がフロート制に移行した73年3月(わが国は73年2月)以降78年11月までである。

(1) 回帰式による先物為替レートの予測不偏性のテスト

(テストの概要)

本節では、先物為替レートが将来の直物為替レートに関する「合理的期待」に基づく予想値であるか否か、すなわち

$$F_t = E(S_{t+1}|I_t) \quad (13)$$

が成立しているか否かを実証的に検討する。^(注14) 平たくいえばこの実証分析の意味は、先物為替レートが将来の直物レ-

(注13) (14)式は

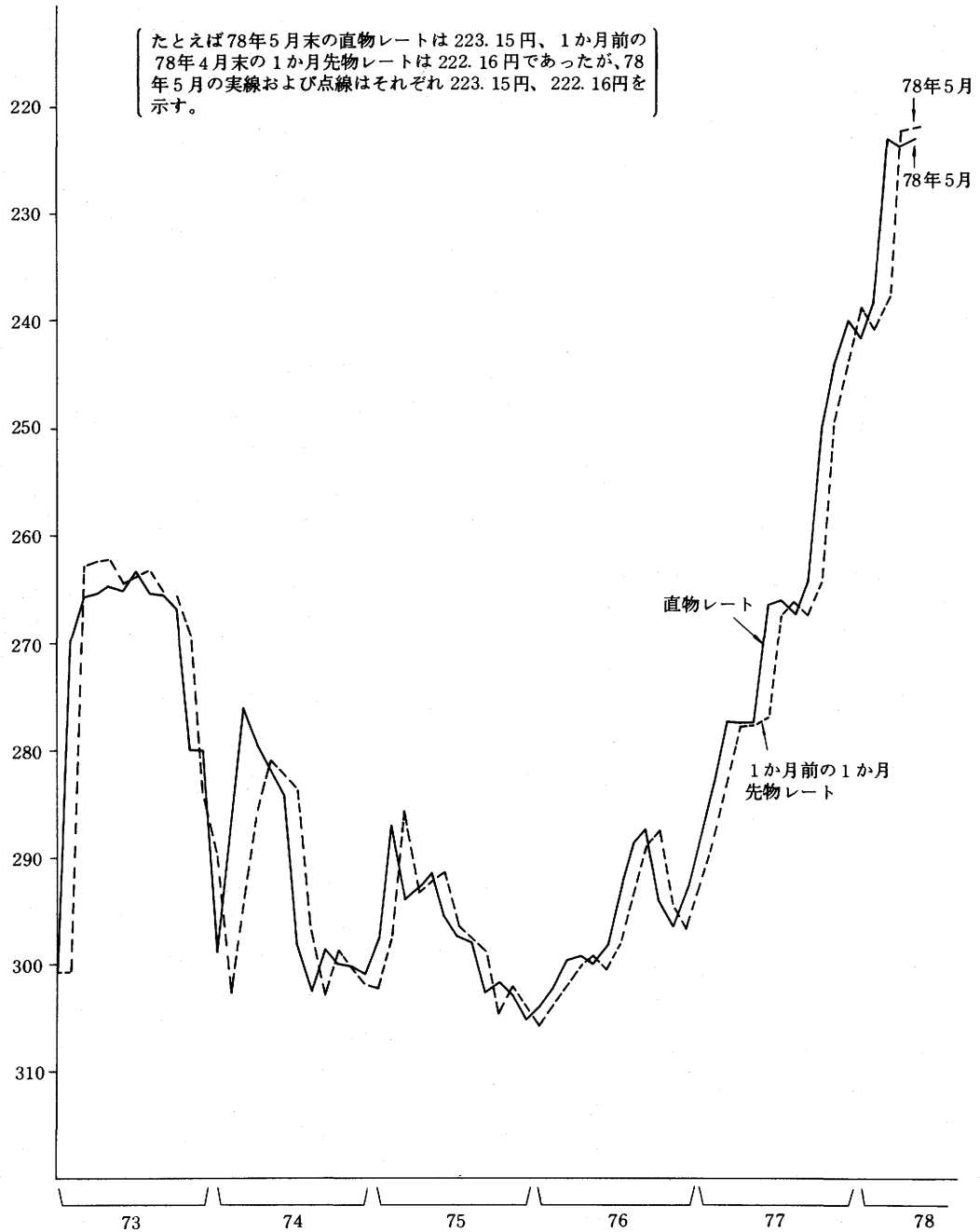
①「fundamentals」が変化しても、それが既に予想に織込まれていたものである限り為替レートは変化せず、さらにその変化幅が予想に織込まれていたものより小さい場合には逆方向にさえ動くこと、

②また、「fundamentals」に関する予想が変われば為替レートもそれに応じて変化すること、を意味する。上記①、②をより現実的な例で敷衍すると、米国が「インフレ特別対策」を発表しても、その内容が当初の予想に比して不十分なものであれば米ドルはむしろ軟化する(上記①のケース)、またもし「本格的な米ドル防衛策」に関する「本格的」という予想が事態の推移と共に「不十分なものに終りそう」と受止められるようになると、米ドルは軟化する(「訂正安」ということを意味している)。

(注14) (13)式は市場に明白な利益機会(profit opportunity)が残されているか否かのテストであり、従来「efficient market hypothesis」という形で主として株式や債券市場についてテスト

第1図 1 か月先物レートの推移

ドルあたり円



トに関する best predictor であるか否かを検討することにある。

第1図は、わが国がフロート制に移行した73年2月以降について、円の対米ドル直物レートと1か月前に成立していた1か月先物為替レートとの関係を示したものである。これを見ると先物レートは全体としては長期的、平均的に将来の直物レートとよく似た動きを示しているが、より厳密に検討した場合、この先物レート以上に正確に直物レートを予測しうる方法は、はたして存在するだろうか。言い換えれば、どこかに先物レート以上に将来の直物レートを正確にあてる予測値が存在するにもかかわらず、そのような予測値が先物レートに反映されていないということがありうるであろうか。^(注15)

(13)式を検証する最も直接的な方法は、J. Frenkel [14] がハイパー・インフレーション期のドイツについて行ったように回帰式

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (15)$$

を計測し、 $\alpha_0 = 0$, $\alpha_1 = 1$ が満たされている

るか否か、^(注16) また、残差に系列相関が存在しないか否かを調べるものである。

残差の系列相関を調べるのは、もし先物為替レートが将来の直物為替レートを予測するのに systematic に間違えるとすれば、それは人々が過去の予測誤差の癖という trivial な情報を織込んでいないことを意味するからである。

第2のテストは、(15)式に F_{t-2} を加えて、

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_{t-1} + \alpha_2 F_{t-2} + u_t \dots\dots\dots (16)$$

を計測し、 $\alpha_2 = 0$ となるか否か、換言すれば (15)式に比べて (16)式の決定係数が高いか否かを検討するものである。このようなテストを行うのは、① ($t-1$) 時点で利用可能な情報 (I_{t-1}) は当然のことながら ($t-2$) 期に利用可能であった情報 (I_{t-2}) を含み、② したがって、もし先物為替レートがその時点で利用可能な情報をすべて反映しているとすれば、前期 ($t-2$) に利用可能であった情報 (I_{t-2}) は当然 ($t-1$) 期の先物レート (F_{t-1}) に集約されていることになるの

されてきたものである。"efficient market hypothesis"については、たとえば E. Fama [11] [12] 等を参照。この仮説の外国為替市場への適用としては、R. Levich [21] [22], I. Giddy and G. Dufey [17] 等を参照。

(注15) 第1図を見て、たとえば「直物レート(実線)を予測するには点線で示される1か月前の先物レートよりも、それを1か月左にずらしたもののほうがはるかに予測力が高い」という反応が起るかもしれないが、それは現時点で1か月後の直物レートを予測するのに現在の1か月先物レートを使うよりも1か月後に成立するであろう先物レートをを用いた方が予測力が高いという「無いものねだり」の議論である。

また、第1図を見て「直物レートの上昇(下落)局面では、1か月前に成立した先物レートは直物レートを underestimate (overestimate) する傾向がある、という関係を利用すればもっと正確な予測ができる」という反応も起り勝ちであるが、直物レートがこれまで上昇してきても、来期にそれが反転するか、引続き上昇するかわからないことに留意すべきである。

(注16) もし(13')式の R_t すなわちリスク・プレミアム、取引コスト等が先物為替レートと相関関係をもっているとすれば、 α_1 は1とはならない。

で、結局回帰式 (15) 式の説明変数として新たに F_{t-2} を加えても F_{t-2} に織込まれている情報が F_{t-1} に含まれている以上、 F_{t-2} の係数は 0 となる筈であり、また方程式の説明力も改善しないと考えられるからである。

(計測結果)

第 1 表は日本円についての、第 2 表はスイス・フラン、英・ポンド、ドイツ・マルクの各対米ドル為替レートについての (15) 式および (16) 式の計測結果である (先物は日本円については 1 か月および 3 か月物、その他については 3 か月物、計測に際しては (15)、(16) 式の対数形を

採用)。

計測結果を見ると、まず (15) 式において $\alpha_0 = 0$ 、 $\alpha_1 = 1$ であるとの仮説は通常の有意水準で支持される。また、(15) 式に前 2 期の先物為替レートを加えても、方程式の説明力は向上しない (たとえば日本円 < 1 か月先物 > の決定係数は 0.953 $\rightarrow$ 0.952)。次に残差の相関係数 $\hat{\rho}_j$ ($j = 1, \dots, 12$) をみると、各計測式につきわずか 1 ~ 2 のケースについてしか有意な系列相関はみられなかった。もっとも統計的に有意と判定された系列相関についても、それが直ちに経済的な意味で profitable opportunity を意味するもので

第 1 表 直物為替レートと前期の先物為替レート (その 1)

計 測 式 $\dots \log S_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log F_{t-1}$ (t は月末または四半期末)

$$\log S_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log F_{t-1} + \alpha_2 \log F_{t-2}$$

デ ー タ $\dots S_t$ は円の対米ドル直物、 F_t は同先物為替レート

番 号	定 数	1 期 前 の 先物レート	2 期 前 の 先物レート	R^2	S. E.	D. W.	備 考
(1)	0.0218 (0.1443)	0.9952 (36.9481)		0.9525	0.0291	1.6903	73 / 3 ~ 78 / 11
(2)	-0.0104 (-0.0603)	0.9475 (7.5356)	0.0534 (0.3887)	0.9519	0.0293	1.6551	"
(3)	-0.5649 (-1.2026)	1.0971 (13.1324)		0.8909	0.043	1.8324	73 / II 四半期 ~ 78 / III 四半期
(4)	-1.0767 (-1.8010)	0.9048 (5.4768)	0.2824 (1.3391)	0.8955	0.0421	1.6022	"

() 内は t 値

残差の自己相関係数 ($\hat{\rho}_j$)

式 \ j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
(1)	0.014	-0.070	0.149	-0.054	*-0.262	0.019	0.131	0.030	0.192	0.101	0.031	0.062
(3)	0.048	-0.157	0.233	0.305	0.182	-0.090	0.201	0.333	0.244	-0.115	-0.175	0.667*

*は自己相関係数が推定された標準誤差の 2 倍を超えるケースを示す。

第2表 直物為替レートと前期の先物為替レート (その2)

計測式…… $\log S_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log F_{t-1}$

$\log S_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log F_{t-1} + \alpha_2 \log F_{t-2}$

計測期間…… 73/Ⅱ四半期～78/Ⅲ四半期

データ…… S_t, F_t は対米ドル直物および3か月先物レート(期末値)

通貨名	番号	定数	1期前の 先物レート	2期前の 先物レート	$\bar{R}^2$	S. E.	D. W.
スイス・フラン	(1)	-0.0890 (-0.9844)	1.0691 (11.2283)		0.8562	0.0691	1.972
	(2)	-0.0877 (-0.9134)	1.0807 (4.6093)	-0.0126 (-0.0544)	0.8487	0.0709	1.9861
英ポンド	(3)	0.4991 (1.3773)	0.9063 (13.3045)		0.8935	0.0462	1.6702
	(4)	0.5421 (1.4609)	1.0517 (5.0591)	-0.1531 (-0.7410)	0.8910	0.0468	1.8801
ドイッ・ク	(5)	0.1598 (1.1828)	0.8059 (5.2891)		0.5623	0.0601	1.7987
	(6)	0.1762 (1.2422)	0.8901 (3.8123)	-0.1005 (-0.4841)	0.5449	0.0613	1.9197

残差の自己相関係数 ($\hat{\rho}_j$)

式 \ j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
(1)	-0.102	-0.196	0.050	-0.165	-0.029	0.077	0.145	-0.023	*0.643	-0.082	0.247	0.020
(2)	0.087	-0.245	0.402	0.277	*-0.528	-0.417	0.192	-0.240	*-0.668	-0.196	0.492	-0.233
(3)	-0.012	-0.204	0.328	-0.095	-0.037	0.018	0.449	0.096	*-0.732	0.043	0.058	-0.314

*は自己相関係数が推定された標準誤差の2倍を越えるケースを示す。

ないことに留意する必要がある。たとえば、第1表(1)式の残差の5期の自己相関係数は-0.262であるが、このことは当期の誤差の変動のうち、5期前の誤差の変動で説明できる割合は僅か7%〔 $=(-0.262)^2$ 〕にすぎないことを意味しており、情報収集・取引コスト等を勘案すれば、これがprofitable opportunityを意味するとは思われない。

次に(15)式を S_{t-1} で除し、変化率タームで計測を行った(第3表)。

$$\frac{S_t}{S_{t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{F_{t-1}}{S_{t-1}} + u_t \dots (17)$$

(17)式の右辺の $\frac{F_{t-1}}{S_{t-1}}$ は前期の直先スプレッド、左辺の $\frac{S_t}{S_{t-1}}$ は今期の直物為替レート変化率を示す。

まず、「 $\beta_0 = 0$ 」との仮説は日本円の3か月先物以外のケースについては通常の有意水準で支持され、また「 $\beta_1 = 1$ 」と

第3表 直物為替レート変化率と前期の直先スプレッド

計測式…… $\log S_t - \log S_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (\log F_{t-1} - \log S_{t-1})$

データ……第1～2表に同じ

		定数	$\log F_{t-1} - \log S_{t-1}$	$\bar{R}^2$	S. E.	D.W.	「 $\alpha_1=1$ 」の時のt値	計測期間
日本円	1 か月	-0.0048 (-1.3807)	0.6466 (1.5593)	0.0206	0.0290	1.7323	0.850	73.3 ~ 78.11
	3 か月	-0.0170 (-1.8692)	0.4210 (1.0934)	0.0092	0.0421	1.1982	1.504	73 / II四半期 ~ 78 / III四半期
スイス・フラン (3か月)		-0.0272 (-1.0340)	0.6827 (0.2964)	0.0000	0.0700	1.7951	0.138	〃
英ポンド (3か月)		-0.0083 (-0.5094)	0.1836 (0.1670)	0.0000	0.0478	1.5497	0.743	〃
ドイツ・マルク (3か月)		0.0117 (0.5998)	4.9836 (1.9525)	0.1181	0.0590	2.2476	1.561	〃

() 内は t 値

の仮説も支持されることがわかる。

(上記テストの問題点)

上記の回帰式は先物為替市場が efficient であるとの仮説を検定する上では有用であるが、たとえこの仮説が棄却されなくても、依然現在利用可能な情報を利用して先物レート以上の予測力をもつ予測方式が存在する可能性を否定できない。勿論、将来の直物レートの予測方式は無数に考えうるため、いずれにせよ先物為替レートが最良の予測方式であることを実証的に主張することは不可能であるが、少なくとも通常考えうる予測方式と先物レートの予測精度を比較するというテストは必要である。

そのような予測精度の比較にあたっては R. Levich and J. Bilson [20] が指摘したように、テストは事前的なものでなければならないという点に注意する必要がある。

ある。たとえば、(15) 式の計測結果は、統計上の有意性の問題を一応無視すると、計測期間中、円の 1 か月後の直物レートを予測するためには、先物レート (F_{t-1}) 自体を利用するよりも $0.022 + 0.995 F_{t-1}$ というフォーミュラを使った方が予測力が高いことを意味する。しかし、将来の直物レートを予測するフォーミュラ $\alpha_0 + \alpha_1 F_{t-1}$ において $\alpha_0 = 0.022$, $\alpha_1 = 0.995$ とする場合は最も予測力が高かったとしても、それはいわば「後知恵」であり、事前にこれが最も予測力が高いということはわからない。つまり (15) 式、(16) 式のような回帰式は後から振り返って見て、先物レートのすべての 1 次結合の中でどれが一番将来の直物レートを当てていたかを調べるテストになっており、「後知恵」が最も「予測力」が高いことは「後知恵」の定義により当然である。

したがって、将来の直物レートについての予測精度を調べるテストは、あくまでもその時点で利用可能な情報（言わば「先知恵」）にのみ基づくもの—すなわち in-sample test ではなく post-sample test—でなければならない。

(2) 「為替レート関数」と先物為替レート (テストの概要)

本節および次節では上記のようなテストの問題点に注意しながら、代表的予測方式と先物為替レートの予測精度を比較してみる。

最初に取り上げる予測方式は「為替レート関数」である。ここでいう「為替レート関数による予測」を1か月先予測を例にとりて具体的に説明すると、これは①まず為替レートとそれを「説明する」と考えられる変数 (x) の1か月前の値 (x_{t-1} ないしはそのウェイト付ラグ変数 $\sum_{i=1}^n w_i x_{t-i}$ 以下同様) との関係をも最小乗法で推定 (為替レート関数)、②次に毎月新たに観察される x_t を上記為替レート関数に代入することによって来月の為替レートを予測する方式を言う。なお、上記為替レート関数は、每期新たなデータが得られる度にパラメータを再推定する。^(注17)

以下では「為替レート関数」の説明変数として通関輸出入額と経常収支累積黒字額とをそれぞれ考えた。^(注18)

in-sample 期間中 (1か月先予測については73年4月～77年7月) におけるそれぞれの回帰式は次のとおりである。

$$\log S_t = \frac{5.958}{(33.023)} + \sum_{i=1}^{13} \alpha_i \log X_{t-i} + \sum_{i=1}^{13} \beta_i \log Y_{t-i} \quad \dots (18)$$

$$\sum \alpha_i = -0.455 \quad \sum \beta_i = 0.422$$

(−8.786) (9.896)

$$\bar{R}^2 = 0.776 \quad \text{S.E.} = 0.022$$

$$\text{D.W.} = 1.030$$

$$\log S_t = \frac{6.833}{(36.583)} - \frac{0.129}{(-6.258)} \log A_{t-1} \quad \dots (19)$$

$$\bar{R}^2 = 0.850 \quad \text{S.E.} = 0.018$$

$$\text{D.W.} = 1.765 \quad \rho = 0.617$$

() 内は t 値、 ρ は残差の1次の系列相関

S_t : 日本円の対米ドル・直物レート
X_t : 通関輸出額 (季節調整済)
Y_t : 通関輸入額 (")
A_t : 経常収支累積黒字額
(季節調整済、累積計算の始
点は71年1月)

(計測結果)

第4表は、先物為替レートおよび上記各「為替レート関数」を用いた場合の予測誤差<平方自乗誤差>を比較したものである。

この計測結果によると、ここで取り上げている為替レート関数は in-sample 期間中は、先物為替レートをしのぐ予測精度を有しているが、この関係を利用して将来の直物レートを予測した場合、その誤差は先物為替レートの誤差を大きく上回る結果となった。この計測結果は、先

(注17) ここでは、ラグ期間をア・プリオリに与えているが、理論的には後述の AIC 基準を用いて、多変量の ARIMA モデルをあてはめ、これに基づいて予測する方がよいであろう。

(注18) このような為替レート関数を取り上げるのは、このような関数の in-sample 期間中の説明力が高かったからである。

第4表 先物為替レートおよび「為替レート関数」
の予測誤差（平方自乗誤差）

予測実行時点、()内は予測対象期間

	in- sample	post- sample
1 か月 先	73.3 ~ 77.6 (73.4 ~ 77.7)	77.7 ~ 78.10 (77.8 ~ 78.11)
3 か月 先	73.3 ~ 77.6 (73.6 ~ 77.9)	77.7 ~ 78.8 (77.10 ~ 78.11)

	in- sample			post- sample		
	先 物	通 関 輸 出 入	経 常 収 支 累 積 黒 字 額	先 物	通 関 輸 出 入	経 常 収 支 累 積 黒 字 額
1 か月先	%	%	%	%	%	%
3 #	1.96	2.03	1.72	4.92	11.49	9.08
	3.97	1.94	1.83	8.13	11.93	11.07

(注19) 通関輸出入額の代わりに同指標の先行指標とされる輸出信用状接受高、輸入承認額を用いても結果は変わらなかった。

(注20) 本稿で取り上げる時系列モデルは1変量 ARIMAモデルであるが、これを用いた予測方式を説明すると次のとおりである。

今、為替レート変化率 ($w_t \equiv \log S_t - \log S_{t-1}$) が、次式の自己回帰の次数が p 、移動平均の次数 q の ARMAモデルからの実現値として表わされるとする。

$$w_t = \delta + \phi_1 w_{t-1} + \phi_2 w_{t-2} + \cdots + \phi_p w_{t-p} \\ + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \cdots + \theta_q u_{t-q}$$

(δ は定数、 $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ 、系列相関なし)

以下では $p=3$ 、 $q=1$ の場合について説明する。

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + \phi_2 w_{t-2} + \phi_3 w_{t-3} + \delta + u_t + \theta_1 u_{t-1}$$

上式が成立するならば、

$$w_{t+1} = \phi_1 w_t + \phi_2 w_{t-1} + \phi_3 w_{t-2} + \delta + u_{t+1} + \theta_1 u_t$$

が成立する。現時点 (t) での w_{t+1} の予測値を $\hat{w}_t(1)$ と表わすと、

$$\begin{aligned} \hat{w}_t(1) &= E(w_{t+1} | I_t) \\ &= E(\phi_1 w_t + \phi_2 w_{t-1} + \phi_3 w_{t-2} + \delta + u_{t+1} + \theta_1 u_t | I_t) \\ &= \phi_1 w_t + \phi_2 w_{t-1} + \phi_3 w_{t-2} + \delta + \theta_1 u_t \end{aligned}$$

となる。同様に現時点での2期先の予測 ($\hat{w}_t(2)$) は、

$$\begin{aligned} \hat{w}_t(2) &= E(w_{t+2} | I_t) \\ &= E(\phi_1 w_{t+1} + \phi_2 w_t + \phi_3 w_{t-1} + \delta + u_{t+2} + \theta_1 u_{t+1} | I_t) \\ &= \phi_1 E(w_{t+1} | I_t) + \phi_2 w_t + \phi_3 w_{t-1} + \delta \\ &= \phi_1 \hat{w}_t(1) + \phi_2 w_t + \phi_3 w_{t-1} + \delta \end{aligned}$$

物為替レートが公けに利用可能な情報のうち、通関輸出入額や経常収支累積黒字額を織込んでいることを示唆していると言えよう^(注19)

(3) 時系列モデルと先物為替レート

本節では時系列モデルによる為替レート予測を取り上げ、これと先物為替レートとの予測精度を比較する。^(注20)

(R. Levich and J. Bilsonの実証分析と

その問題点)

R. Levich and J. Bilson [20] は、上記のような ARIMA モデルによる予測と先物為替レートによる予測との予測精度を比較し、「先物為替レートは将来の直物レートの best predictor である」との仮説を棄却できないとしているが、^(注21) 彼等の検証方法については次のような問題点があると思われる。

更に 3 期先以降の予測についても、

$$\begin{aligned}\hat{w}_t(3) &= E(w_{t+3} | I_t) \\ &= E(\phi_1 w_{t+2} + \phi_2 w_{t+1} + \phi_3 w_t + \delta + u_{t+3} + \theta_1 u_{t+2} | I_t) \\ &= \phi_1 E(w_{t+2} | I_t) + \phi_2 E(w_{t+1} | I_t) + \phi_3 w_t + \delta \\ &= \phi_1 \hat{w}_t(2) + \phi_2 \hat{w}_t(1) + \phi_3 w_t + \delta\end{aligned}$$

更に、

$$\hat{w}_t(4) = \phi_1 \hat{w}_t(3) + \phi_2 \hat{w}_t(2) + \phi_3 \hat{w}_t(1) + \delta$$

が成立する。したがって $Z_t = \log S_t$ と定義すると、たとえば現時点での $\log S_{t+4}$ すなわち、 Z_{t+4} の予測値は、

$$\begin{aligned}E_t(Z_{t+4} | I_t) &= E[Z_t + (Z_{t+1} - Z_t) + (Z_{t+2} - Z_{t+1}) \\ &\quad + (Z_{t+3} - Z_{t+2}) + (Z_{t+4} - Z_{t+3}) | I_t] \\ &= E(Z_t + w_{t+1} + w_{t+2} + w_{t+3} + w_{t+4} | I_t) \\ &= Z_t + \hat{w}_t(1) + \hat{w}_t(2) + \hat{w}_t(3) + \hat{w}_t(4)\end{aligned}$$

となる。

(注21) R. Levich and J. Bilson [20] の計測結果は次のとおりである。

第 I 表 英・ポンド、ドイツ・マルクの予測誤差

予測対象時期は 1976. 5. 28 ~ 1977. 4. 1 の 45 週 (ARIMA モデルをフィットさせた時期は 1973. 9. 14 ~ 1976. 5. 21 の 141 週)

	post-sample		
	予測対象	先物レート	時系列モデル
英・ポンド	4 週先	2.54 %	2.52 %
	13 "	5.79	5.28
ドイツ・マルク	4 "	1.39	1.42
	13 "	2.88	3.03

第1に、先物為替レートが現在利用可能な情報のうち、少なくとも直物為替レートのこれまでの推移という情報を織込んでいのか否かをテストするためには、厳密にはARIMAモデルを每期再推定した上で将来の直物為替レートを予測しなければならぬにもかかわらず、そのような方法をとっていない。その結果、先物為替レートが、仮りに直物為替レートの推移を織込んでいない場合であっても、上記テストで先物為替レートがARIMAモデルと同等の予測力を示した場合には、先物為替レートがbest predictorであるとの仮説は誤まって支持されてしまう。

第2の批判は、あてはめる自己回帰（AR）や移動平均（MA）の次数の選択に関するものである。勿論、次数の選択については従来からも diagnostic check という形で検討はなされているが、依然恣意性が残っているように窺える。

（テストの概要）

本節では R. Levich and J. Bilson [20] の検証方法に関する上記の問題点を回避するため次のような方法を採用した。

まず、ARIMAモデルの次数の選択に

ついては近年注目を集めている「AIC基準（Akaike's Information Criterion）」を用いた。AIC基準とは、

$$AIC = (-2) \times \log (\text{尤度関数の最大値}) + 2 \times (\text{パラメーターの数})$$

で定義される値を最小とするモデルを選択することである。次にARIMAモデルのパラメータは每期新たなデータが加わる度に再推定を行った。その際、t時点での予測値として、4週先、8週先、13週先、17週先、21週先、26週先の予測値を取り上げ、これの予測誤差とt時点での1か月物、2か月物、3か月物、4か月物、5か月物、6か月物先物の予測誤差（平方自乗誤差）とを比較した（第2図参照）。

（計測結果）

まずAIC基準で最良と判定されたARIMAモデルは第5表のとおりである。^(注22)

このようにして得られたARIMAモデルを用いて1か月～6か月先の直物レート予測を行い、これと予測期間に対応した先物レートを対比したのが第6表である。これによると、ARIMAモデルを用いた予測値と先物為替レートとは極め

（注22）上記ARIMAモデルで、計測期間中の直物為替レート（のレベル）を説明すると、その平方自乗誤差はわずか0.58%である。

また、innovation (u_t)には有意な自己相関はみられず、次数の選択が適切であったことを示唆している。

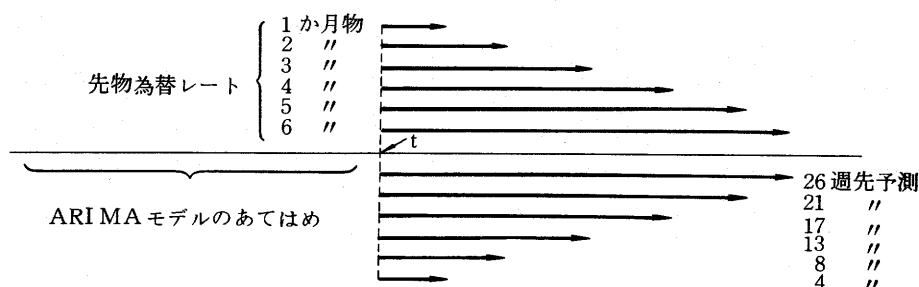
第II表 残差の自己相関係数 ($\hat{\rho}_j$)

次 数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
自己相関係数	0.000	0.006	-0.005	0.019	-0.025	0.031	-0.035	-0.038	0.034	-0.085	-0.051	0.027

「 $\rho_j = 0$ 」との仮定の下で $\hat{\rho}_j$ の標準偏差 $\div \sqrt{\frac{1}{N-j}}$ となる（Nはサンプル数、

N=200の時 $\sqrt{\frac{1}{N}} \div 0.071$ ）。

第2図



第5表 円の対米ドル・直物レートのARIMAモデル

ARIMAモデル 推定期間	定数 (10^{-9})	自己回帰係数 φ_1 φ_2 φ_3			移動平均係数 θ_1	$10^{-4} \times \hat{\sigma}^2$	Q	AIC ($\times 10^{-4}$)
74.3.8 ~ 77.12.30	-1.297	0.254 (0.307)	-0.030 (-0.121)	0.225 (0.069)	0.065 (0.315)	0.337	3.22	-0.204
74.3.8 ~ 78.1.6	-1.268	0.258 (0.314)	-0.027 (-0.120)	0.220 (0.069)	0.054 (0.321)	0.338	3.14	-0.205
74.3.8 ~ 78.1.13	-1.259	0.254 (0.311)	-0.027 (-0.120)	0.222 (0.069)	0.060 (0.319)	0.336	3.23	-0.206
74.3.8 ~ 78.1.20	-1.237	0.270 (0.319)	-0.029 (-0.122)	0.216 (0.069)	0.042 (0.326)	0.336	3.35	-0.207
74.3.8 ~ 78.1.27	-1.242	0.272 (0.318)	-0.029 (-0.122)	0.216 (0.069)	0.040 (0.326)	0.334	3.39	-0.208

() 内は標準誤差。Qは残差の系列相関を調べる Box-Pierce の統計量で、自由度 k の χ^2 分布に従う ($k=12$)。

て似かよった動きを示していることがわかる(両者の相関係数は0.966)。たとえば、77年12月30日における6か月先予測を例にとると、ARIMAモデルによる場合234.59円、先物為替レートは234.60円と両者はほとんど同一である。

次に、ARIMAモデル、先物為替レート両予測方式の予測誤差を比べてみる。第6表において、たとえば左下の4週先

の予測誤差欄の数値は77年12月30日、78年1月6日、13日、20日、27日の各時点で4週先を予測した場合の平方自乗誤差を示す。同様に右上の予測誤差欄の数値は77年12月30日時点で行った4、8、13、17、21、26週先予測の平方自乗誤差を示す。これによると、先物為替レートの予測精度はARIMAモデルによる予測精度と同等ないしはそれを若干ではあるが上

第6表 ARIMAモデルによる予測と先物為替レートによる予測
—日本円の対米ドル・直物レート—

上段は ARIMAモデルによる予測、下段は先物為替レートによる予測、予測誤差は平方自乗誤差 (%)

予 測 実行時点	ARIMA モデルの 推定期間	予 測 値 (1ドルあたり円)						* 予測誤差 (%)
		4 週 先	8 週 先	13 週 先	17 週 先	21 週 先	26 週 先	
77.12.30	74.3.8~	239.19	238.39	237.33	236.49	235.64	234.59	7.12
	77.12.30	238.75	237.80	236.95	236.10	235.30	234.60	7.07
78.1.6	74.3.8~	239.49	238.49	237.41	236.58	235.75	234.72	7.86
	78.1.6	239.75	238.90	237.90	237.10	236.30	235.40	8.06
1.13	74.3.8~	240.17	239.43	238.42	237.59	236.77	235.74	8.40
	78.1.13	239.70	238.70	237.85	236.85	235.95	235.15	8.17
1.20	74.3.8~	241.01	240.23	239.22	238.41	237.60	236.59	9.03
	78.1.20	240.65	239.85	239.00	238.10	237.15	236.30	8.90
1.27	74.3.8~	241.12	240.47	239.49	238.68	237.87	236.86	11.78
	78.1.27	240.47	239.65	238.90	239.30	237.20	236.40	11.57
予 測 誤 差 (%)		0.90	3.26	7.37	5.20	8.78	17.73	8.98
		0.86	3.06	7.26	5.06	8.60	17.65	8.89

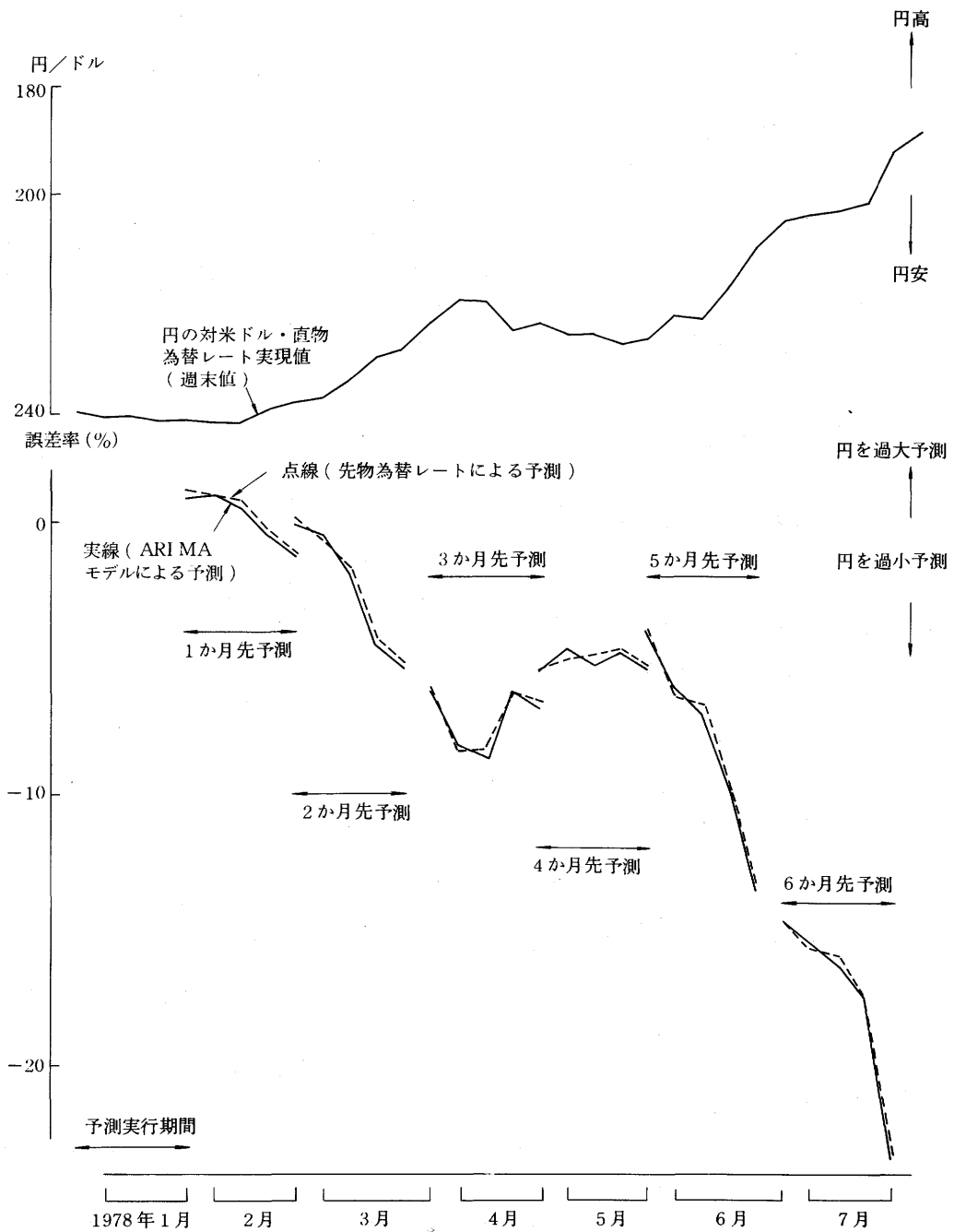
*予測誤差の数字が逗子コンファレンス提出論文のものと若干異なるのは、逗子コンファレンス論文では誤差率を $\log S_t - \log F_{t-1}$ というように近似値計算で求めたためである。

回っている(第3図参照)。勿論、このような ARIMA モデルと先物為替レートによる予測誤差の比較は、対象期間のとり方如何では異なった結果をもたらす可能性があるが、^(注23) 少なくとも本計測期間中については、為替市場における為替レート予想がそれまで為替レート変化を generate してきた確率過程と極めて consistent であることを示唆していると言えよう。^(注24)

ただし、人々の予想が ARIMA モデルと consistent であると言ってもそれは、そのような構造 (ARIMA モデルの次数やパラメータ) が不変であるとか、それを利用して政策的に人々の予想を自由に変えることを意味するわけではない。たとえば、R. Lucas [24] が指摘したように、政府が政策変数を動かしても、そのような変化を人々が一時的とみなすか、永続的とみなすかによってその効果は異なる。

(注23) ちなみに、日本円の対米ドル・直物レートが短期間に急上昇した78年4月28日~同8月4日を予測実行時点として本文と同様の計算を行った。これによると、為替レートが急上昇する時には先物為替レートの予測誤差は ARIMA モデルに比し若干大きくなるが、そのような格差は比較的短期間のうちに縮小、その後は先物為替レートの方が若干予測精度が高くなるとの結果が得られた。

第3図 ARIMAモデルによる予測と
先物為替レートによる予測



このことを為替レート予想に即して考えてみると、たとえば政府が何らかの政策手段により自国通貨の直物為替レートを1%低下 ($4\log S_t \div 0.01$) させたとしても、人々がこれを通常の為替レート変動

と全く同様に受止める場合には、人々は implicit に従来の ARIMA モデルが妥当すると判断していることになり、人々はそれと consistent な形で予想を行うであろう。ところが、もし、人々がこれを全

第Ⅲ表 ARIMAモデルと先物為替レート

予測実行時点	直物為替レート 変化率 (前週比, %)	誤差率(平方自乗誤差%)		(A) — (B)
		先物為替レート (A)	ARIMA モデル (B)	
1978年4月28日	△0.49	14.32	15.23	△0.91
5月5日	0.83	14.60	14.73	△0.13
12日	△0.02	14.96	15.50	△0.54
19日	0.75	16.10	15.92	0.18
26日	△0.42	15.40	15.67	△0.27
6月2日	△1.97	14.41	13.96	0.45
9日	△0.48	13.72	12.35	1.37
16日	△2.10	11.86	11.30	0.56
23日	△3.12	8.86	7.74	1.12
30日	△2.41	6.51	5.85	0.66
7月7日	△0.59	5.59	5.28	0.37
14日	△0.28	5.37	5.52	△0.15
21日	△0.73	5.07	6.00	△0.93
28日	△4.55	4.27	4.51	△0.24
8月4日	△1.77	5.69	9.51	△3.82

予測誤差はそれぞれの予測実行時点における6個の予測値(1~6か月先予測)の平方自乗誤差。直物為替レート変化率の△は円高を示す。

(注24) 予測精度の比較は本文では為替レートのレベルについて行ったが、同様のことは為替レート変化率についても言える。

第Ⅰ図は、日本円の対米ドル直物レートの前月比変化率(年率)と1か月前の先物レートの直先スプレッド(前月における向こう1か月間の直物レートの変化率予想〈年率〉)との関係を、また第Ⅱ図は日本円、ドイツ・マルク、スイス・フラン、英・ポンドの対米ドル直物レートの前四半期末比変化率と3か月前の3か月先物の直先スプレッドとの関係を示したものである。これらの図から明らかなことは直物レートは短期的に volatile に動くが直先スプレッドはほとんど動かないということであるが、このような動きは人々が短期的な為替レートのフレはランダムな動きと受け止め、期待形成のパターンを変化させないということの意味していると思われる。上記各通貨の直物レートの変化率(w_t)をMAモデルで表現した場合、MAの次数は小さく(“memory”は短かく)、その係数も小さい。つまり、直物為替レートが今期急上昇しても、来期に同じことが再び起るケースは少ないとの結果が得られるが、このことは上記のような人々の期待形成方式が「合理的」であることの indication であると言えよう(第Ⅳ表は73.4~78.11の月次のデータについてのARIMAモデル)。

く一時的なものと受止めたり、あるいは逆に永続的なものと受止めれば、人々の期待形成のパターンは従来とは異なることになり、従来の ARIMA モデルの形や係数はそのままでは妥当しないことにな

る。本稿で行ったように、每期新たなデータを入手する度に ARIMA モデルを再推定するということは、結局、こうした最近の出来事をも常に勘案しながら、為替レート変化を generate している「構

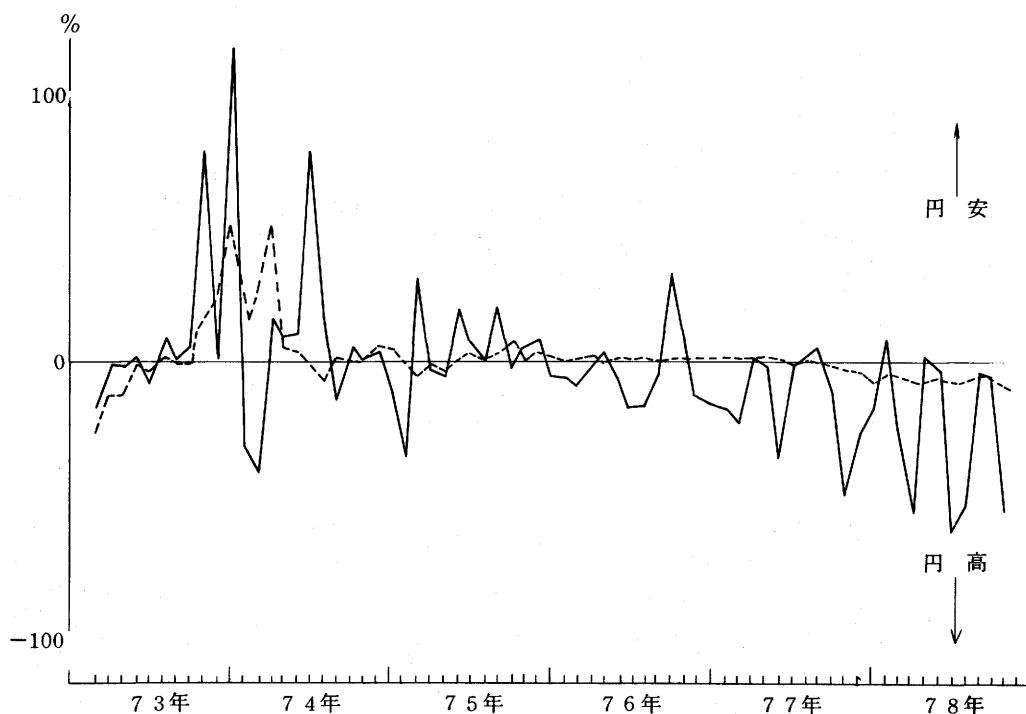
第 IV 表 対米ドル直物為替レートの ARIMA モデル

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{期間 } 73.4 \sim 78.11 \\ \text{AIC 基準で最良と判定されたモデル} \\ \Delta \log S_t = \text{定数} + u_t \end{array} \right.$$

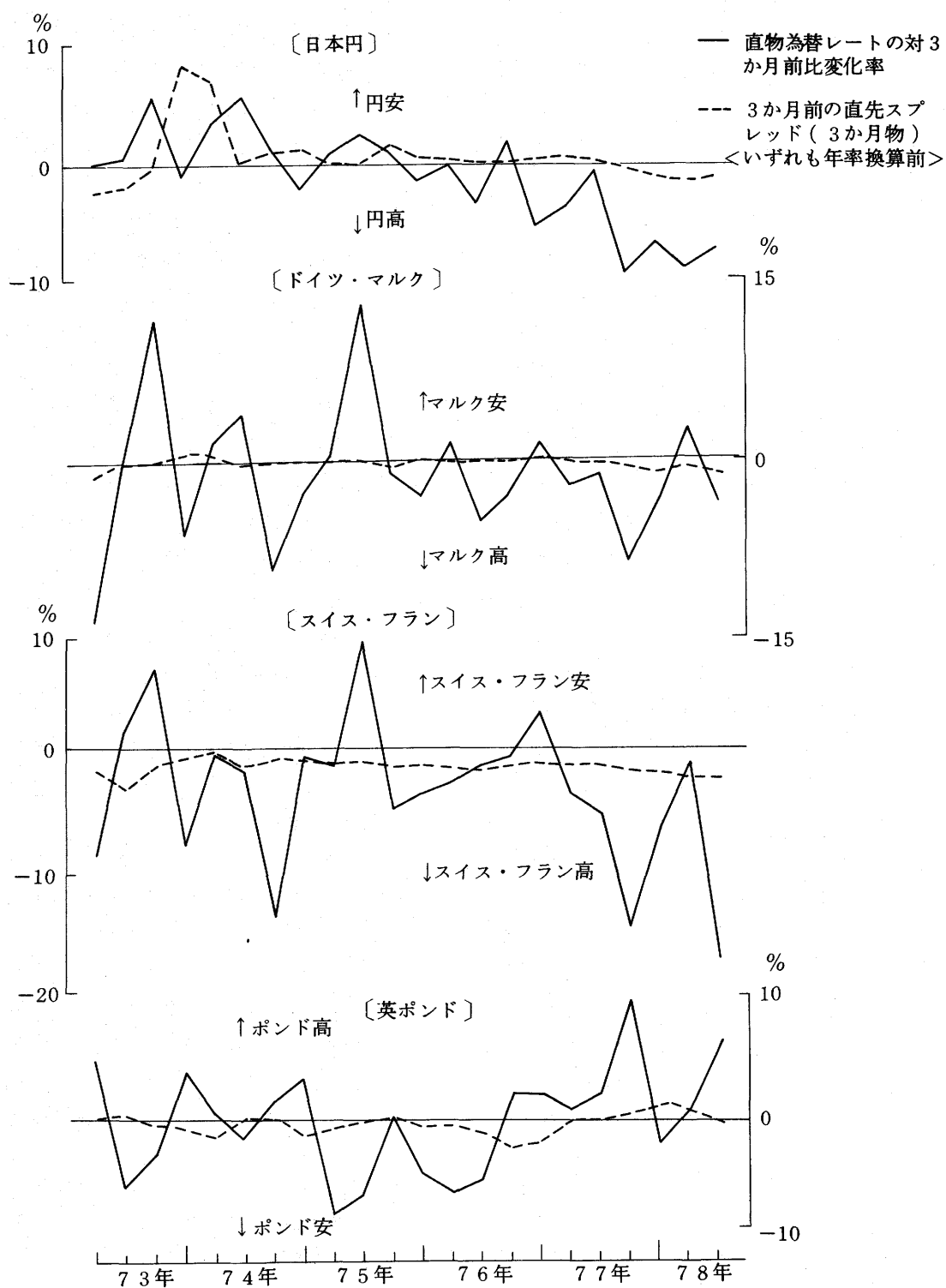
通貨名	定数	σ_u^2
日本円	-0.0044	0.00087028
スイス・フラン	-0.0093	0.0013724
英ポンド	-0.0037	0.00066245
ドイツ・マルク	-0.0058	0.0012502

第 I 図 日本円の対米ドル直物為替レート変化率と直先スプレッド

—— 円の対米ドル・直物為替レート変化率（年率）
 --- 1 か月前の直先スプレッド（1 か月物、年率）



第Ⅱ図 主要国通貨の対米ドル直物為替レート変化率
および1期前の直先スプレッド



造」を identify しようとしていることを意味している。

(4) 直物為替レートの「予想外」の変化

(テストの概要)

第2章で述べたように、もし先物為替レートが「合理的期待」に基づく将来の直物為替レートの予想値であるとすれば、 $s_t - f_{t-1}$ で定義される予想外の直物為替レートの変化率は、 $(t-1)$ 期には利用可能ではなかった新しい情報(“shock”、“surprise”)を反映したものであるということになる(s_t , f_t は直物レートおよび先物レートの自然対数、以下では $s_t - f_{t-1}$ を US_t と表示)。本節ではこの点につき若干の実証分析を行う。

このようなテストを行うためには、理想的にはまず為替レート決定に関する「真の“fundamentals”モデル」を特定し、その上で為替レートを説明する諸変数(“fundamentals”: $X_1, \dots, X_n$)の予想外の変化(以下これを“shock”と呼ぶ)と直物為替レートの予想外の変化の関係を調べる必要がある。しかし、前述のように現時点では大多数の人に等しく支持される「“fundamentals”モデル」は存在しない。そこで、本稿では“fundamentals”のひとつとしてマネーサプライを取り上げ、このマネーサプライの“shock”つまり予想外の変化と直物為替レートの予想外の変化との関係を調べる。マネーサプライをとりあげるのは、ほとんどすべての為替レート決定の理論において、自国のマネーサプライ

(M)の増加は自国通貨の為替レート下落($S < \text{自国通貨建}$)の上昇)をもたらすとされているからである。

もし自国のマネーサプライの増加が自国通貨安をもたらすとすれば、^(注25)たとえ現在のマネーサプライは変化していない場合でも、将来それが変化すると予想された段階で為替レートは下落する((6)式参照)。逆に言えば今期の自国のマネーサプライの変化のうち、予想外の変化(以下では UM_t と表示)が今期の予想外の自国通貨安(US_t)をもたらすと考えられる。これと同様のことは外国のマネーサプライについても言える。つまり、今期の外国のマネーサプライの変化のうち、予想外の変化(UM_t^*)が今期の予想外の自国通貨高をもたらすという点をテストする。実際の計測に当っては、マネーサプライの予想外の変化(UM_t , UM_t^*)はマネーサプライ(月中平残)^(注26)に ARIMA モデルを当てはめた場合の innovation(u_t)で表わされるものと考えた。これは、innovation(u_t)とは過去の動きで説明されない部分という定義に照らせば一応 reasonable である。

但し、計測にあたっては時点 t のとり方が問題となる。すなわち、 UM_t として ARIMA モデルを当てはめた場合の残差を用いるとすると、このモデルから今月(t)のマネーサプライを予想できるのは前月($(t-1)$ 期)のマネーサプライの計数が判明してからであるが、前月のマネーサプライに関する統計が一般に利用

(注25) 為替レートの実証分析については、たとえば J. Frenkel and H. Johnson [16] 所収の諸論文を参照。また日本円についての実証分析については本金融研究資料 [2] を参照。

(注26) マネーサプライの平残を用いたのは、米国については末残統計が利用できないという事情に基づく。

可能となるのは1か月後すなわち t 期である。

もっとも、正式にマネーサプライ統計が発表される前でも、ある程度の動きは当月中 ($(t-1)$ 期) にもわかる訳であり、ARIMA モデルの innovation は t 期にならないとわからないというものでもない^(注27) (第4図参照)。

したがって、本稿では t 期および $(t-1)$ 期の UM , UM^* を「現在」のマネーサプライの予想外の変化と考え、これが今期の直物為替レートの予想外の変化 (US_t) と理論どおりの関係を有するか否かを調べた。 US_t と UM_{t+j} との時差相関係数を $\rho(j)$, US_t と UM_{t+j}^* との時差相関係数を $\rho^*(j)$ とすると、結局、

$$\textcircled{1} \rho(0), \rho(-1) > 0, \rho^*(0), \rho^*(-1) < 0$$

$$\textcircled{2} \rho(j), \rho^*(j) \quad (j = -2, \dots, -6; 1, \dots, 6)$$

は全体として有意ではない、

という仮説をテストすることになる^(注28)

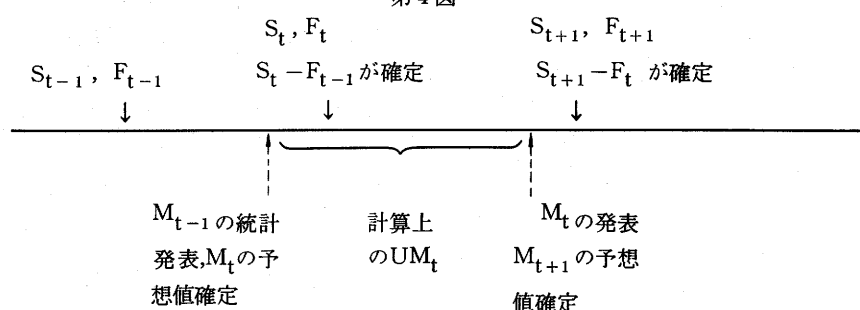
(以下では $j=0, -1$ を「現在」、 $j=-2, \dots, -6$ を「過去」、 $j=1, \dots, 6$ を「将来」と呼ぶ)。

(計測結果)

計測対象としては日本円および英・ポンドの対米ドル・直物為替レートを採用した。^(注29) ^(注30) 前述の時差相関係数の計算結果は第7表のとおりである。

まず、円の対米ドル・直物レートについての計算結果をみると、日本の UM の「現在」値が US_t と有意^(注31) な正の関係

第4図



(注27) E. Fama, L. Fisher, M. Jensen, and R. Roll [10] は、株式分割に関する情報がその正式発表の前にはどの程度のスピードで伝わっていたかを調べているが、本文で述べた問題はこの問題と同一である。

(注28) このテストは、C. Granger の意味での causality を調べる Haugh's test とほぼ同一である。なぜならば、もし先物為替レートが直物レートについての ARIMA モデルからの予測値であるとする $s_t - f_{t-1}$ は直物レートについての ARIMA モデルの innovation (u_t) に等しく、 $\rho(j)$ の計算は直物為替レートとマネーサプライそれぞれに ARIMA モデルをあてはめた場合の innovation 間の時差相関係数の計算になるからである。違いは、Haugh's test の場合には計算期間全体について一本の ARIMA モデルをあてはめているのに対し、 $s_t - f_{t-1}$ は毎期、ARI MA モデルを推定して innovation を計算したと同等になっている点である。

(注29) 計測対象通貨を日本円と英ポンドにしたのは、他の通貨については1か月先物のデータを入力できなかったためである。また、英ポンドの計算期間が76年12月で終わっているのは、77年1月以降の1か月先物のデータを入力できなかったためである。

(注30) マネーサプライにあてはめた ARIMA モデルは第V表のとおりである。

をもっていない点は理論と一致しないが、米国の UM^* の「現在」値については US_t と理論どおりの負の関係を強くもっている。また、過去ならびに将来の UM 、 UM^* と今期の US_t との間には、理論どおり全体として有意な関係はみられなかった。次に英・ポンドの対米ドル・レートについての計算結果をみると、米国の UM^* の「現在」値だけは US_t と理論どおりの関係を有していなかったが、他はすべて理論どおりの関係を有している（第5図参照）。

次に、上記の結果が UM_t を計算する際の ARIMAモデル当てはめ時期の選択あるいは時差相関係数を計算する期間の選択にどの程度依存しているかをチェックするため、これらの期間を変えて同様の計算を行ったところ、結果はほぼ同一であった。

上記のテストには、技術的な問題も残されているが、^(注32) 本節の計算結果は、「為替レートが予想外に変化するの織込み済みの事実によってではなく、“shock”

第V表 マネーサプライの ARIMAモデル

$$\begin{aligned} \text{推定式} \cdots \cdots \Delta \log M_t = & \phi_1 \Delta \log M_{t-1} + \cdots + \phi_p \Delta \log M_{t-p} \\ & + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \cdots + \theta_q u_{t-q} \end{aligned}$$

マネーサプライは M_1 （月中平残、季節調整済み）

国名	計測期間	定数	ϕ_1	ϕ_2	θ_1	σ_u^2
日本	73.4~ 78.10	0.009			-0.065 (-0.529)	0.744 $\times 10^{-4}$
米国	"	0.005			-0.081 (-0.660)	0.143 $\times 10^{-4}$
日本	76.1~ 78.10	0.008			0.017 (0.097)	0.687 $\times 10^{-4}$
米国	"	-0.001	-0.635 (-1.839)	-0.455 (-2.876)	0.349 (0.910)	0.992 $\times 10^{-5}$
英国	73.3~ 76.12	0.008	0.114			0.252 $\times 10^{-3}$
米国	"	0.004	-0.851 (-6.042)		-0.975 (-10.528)	0.119 $\times 10^{-4}$

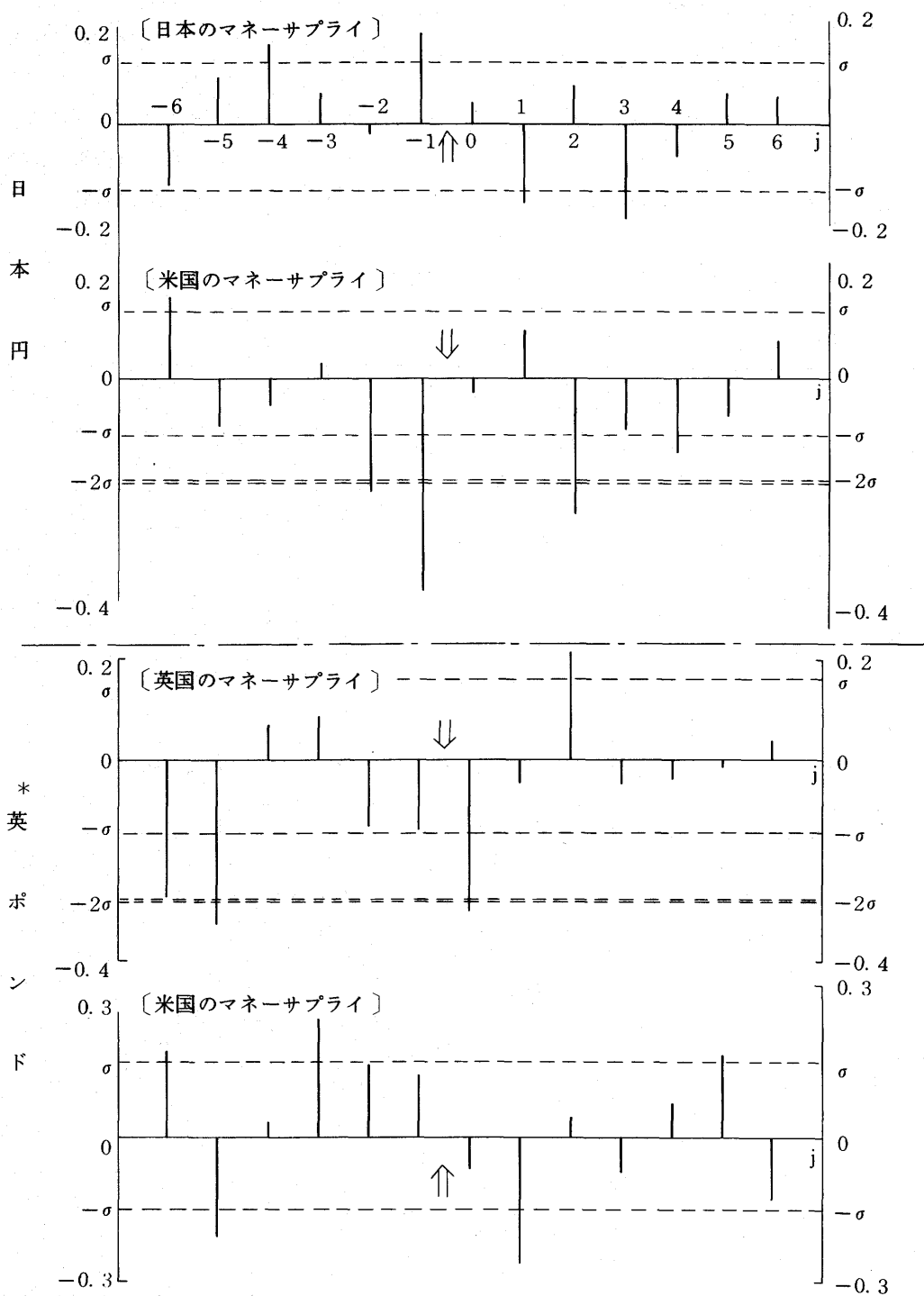
() 内は t 値

(注31) $\rho(j)=0$ との帰無仮説の下で、統計量 $N \sum_{j=k}^{k+m} \hat{\rho}^2(j)$ は自由度 $(m+1)$ の χ^2 分布に従う

(UM_t 、 US_t はそれぞれ正規分布に従い、系列相関なし)。

(注32) たとえば、 UM_t は $(t-1)$ 時点では予測しえなかったマネーサプライの変化であるが、これを全期間についての ARIMAモデルの innovation とすることは、実は $(t-1)$ 時点では利用可能でない情報を先取りしていることになる。したがって厳密には、その時点までに利用できるマネーサプライの推移にのみ ARIMAモデルをあてはめ、每期パラメータを再推定する必要がある。

第5図 「予想外の直物為替レート変化」と「予想外のマネーサプライ変化」
とのcross correlation ($\hat{\rho}(j)$)
(σ は標準誤差)



* 英ポンドは外貨建表示のため、符号は日本円の場合と逆。

によってである」という「合理的期待」仮説のインプリケーションに favorable であると言えるのではなからうか。

(5) 予想の多様性と外国為替取引出来高

(予想の多様性と出来高)

これまで、外国為替市場における為替レート予想は「合理的期待」に近いものであることを示唆してきたが、そのような予想は言わば「market の予想」であ

る。しかし、第2章で述べたように、たとえば情報を efficient に利用するグループとそうでないグループとの間では将来の為替レート予想は異なり、このような予想の多様性は各経済主体間の外国為替取引を生み出す。たとえば、もし将来の為替レートに関し全員の予想が常に一致しているとすれば、取引（売買）は成立しなくても（implicit な）為替レート

第7表 「予想外の直物為替レート変化」と「予想外のマネーサプライ変化」

(***印は0.5%水準で有意、*印は2.5%水準で有意であるケースを示す)

		S 統 計 量			cross- correla- tion 計算期間	ARIMA モデル 計算期間	備 考
		$N \sum_{j=-2}^{-6} \hat{\rho}^2(j)$	$N \sum_{j=-1}^0 \hat{\rho}^2(j)$	$N \sum_{j=1}^6 \hat{\rho}^2(j)$			
日本円の 対米ドル 為替レート	日本の M1	3.22	2.19	4.38	73.6 ~ 78.10	73.4 ~ 78.10	
	米国の M1	5.75	11.63 ****	7.85	〃	〃	$\hat{\rho}(-1) = -0.422$
	日本の M1	7.75	1.73	4.46	74.2 ~ 78.10	73.4 ~ 78.10	
	米国の M1	8.36	12.03 ****	8.13	〃	〃	$\hat{\rho}(-1) = -0.459$
	日本の M1	6.63	1.14	4.69	76.4 ~ 78.10	76.1 ~ 78.10	
	米国の M1	6.73	10.76 ****	5.97	〃	〃	$\hat{\rho}(-1) = -0.585$
英・ポンドの 対米ドル 為替レート	英国の M1	8.98	6.23 *	2.15	73.5 ~ 78.12	73.3 ~ 76.12	
	米国の M1	6.38	0.91	5.01	〃	〃	$*\hat{\rho}(0) = -0.348$
	英国の M1	4.44	7.09 *	1.29	74.2 ~ 78.12	73.3 ~ 76.12	
	米国の M1	4.04	1.18	10.90	〃	〃	$*\hat{\rho}(0) = -0.431$
χ^2 の critical value	0.5 %	16.75	10.60	18.55			
	1.0 %	15.09	9.21	16.81			
	2.5 %	12.83	7.38	14.45			
	5.0 %	10.07	5.99	12.59			

*英ポンドは外貨建表示のため、符号は日本円の場合と逆。

は自在に変化するし、逆に将来の為替レート予想について予想が分かっているとすると、為替レートは変化しなくても取引は大きくなる(M. Mussa [26] が指摘するように、通貨当局による為替市場介入もこの部類に属すると考えることもできる)。このように取引高の大小と予想の多様性との間には密接な関係があると考えられるが、取引高の増大を何らかの意味で irrational ないしは emotional な徴候とみる見方も存在する。そこで最後に予想の多様性と出来高との関係につき簡単な実証分析を行った。

(実証結果)

具体的には、最小自乗法を用いて、

外国為替取引出来高 = 定数 + α_1 (経済規模) + α_2 (予想の多様性)

という回帰式を計測した。

外国為替取引の出来高としては、東京インターバンク市場における月中の米ドル出来高を、また予想の多様性を表わす指標としては過去の直物為替レート(月次データ)に每期ARIMAモデルを当てはめ、その結果得られる innovation (u_t) の標準偏差 ($\hat{\sigma}_u$) を用いた(計算期間の長さは全く arbitrary ではあるが、当月を含め36か月とした)。なお、上記回帰式において経済規模を説明変数として加えているのは、経済規模の拡大に伴う外貨取引の増加を考慮しているからであり、具体的なデータとしては輸出金額を採用した。第8表は上記回帰式の計測結果であるが、予想の多様性の代理変数として選んだ ARIMA モデルの $\hat{\sigma}_u$ と外国為替取引出来高と

第8表 米ドル出来高の回帰式

計測期間……1977年1月～1978年11月

データー……EX1：通関輸出額(単位 億ドル、季節調整前)

EX2：国際収支ベースの輸出額(単位 億ドル、季節調整前)

SD：円の対米ドル・レートにARIMAモデルを当てはめた場合の $\hat{\sigma}_u$ (小数)

* 総出来高：東京市場における米ドルの直物、先物、スワップ取引の合計額(単位 億ドル)

被説明 変数	説明変数						$\bar{R}^2$	S. E.	D. W.
	定数	EX1	EX2	EX1・SD	EX2・SD	SD			
総 出 来 高	-118.99 (- 2.219)	2.772 (2.805)		70.230 (3.095)			0.770	32.429	1.757
	-121.399 (- 2.252)		2.795 (2.787)		74.981 (3.270)		0.772	32.284	1.716
	-209.221 (- 4.553)	3.832 (5.200)				5,971.894 (3.252)	0.778	31.897	1.769
	-215.429 (- 4.611)		3.940 (5.226)			6,170.357 (3.409)	0.779	31.806	1.731
直来 物 出高	- 63.709 (- 2.277)	1.405 (2.726)		26.877 (2.270)			0.704	16.920	1.873
	- 64.726 (- 2.297)		1.417 (2.702)		28.995 (2.419)		0.705	16.877	1.830

() 内は t 値

の間には有意な正の相関関係がみられる。

4. 結 論

本稿では為替レート予想が「合理的期待」に基づくものとみなしうるか否かに関し、簡単な実証分析を行った。実証分析の結果は全体として「人々の為替レート予想が『合理的』である」との仮説を積極的に否定するものではなく、むしろこの仮説の成立を示唆するものであった。特に人々の為替レート予想がARIMAモデルで表現される直物レートの確率過程と極めて consistent である点は注目に値

する。

もっとも、本稿で用いた実証分析については本文でも述べたようにいくつかの問題点を指摘することができ、したがって、その結論も tentative なものである。外国為替市場における期待形成が useful approximation として「合理的」とみなしうるか否かをより厳密に検討するためには、今後の本格的な研究を待つ必要があると言える。

以 上

(54年3月)

(54年4月加筆訂正)

【参 考 文 献】

- [1] 折谷吉治 「時系列分析について」(日本銀行特別研究室研究資料(54)Ⅱ-1) 1979年2月—「金融研究資料」第4号に掲載予定。
- [2] 白川方明 「マネタリー・アプローチによる国際収支・為替レートの実証分析—わが国のケースを中心に—」本金融研究資料。
- [3] R. Barro “Rational Expectation and the Role of Monetary Policy”, Journal of Monetary Economics, Jan. 1976.
- [4] R. Barro and S. Fischer “Recent Developments in Monetary Theory”, Journal of Monetary Economics, Apr. 1976.
- [5] R. Barro “A Stochastic Equilibrium Model of an Open Economy under Flexible Exchange Rates”, Quarterly Journal of Economics, Feb. 1978.
- [6] J. Bilson “Rational Expectation and the Exchange Rate”, in [16].
- [7] G. Box and G. Jenkins Time Series Analysis: Forecasting and Control, 1970.
- [8] B. Cornell “Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency”, Journal of Financial Economics, Aug. 1977.
- [9] R. Dornbush and S. Fischer “Exchange Rates and the Current Account”, (unpublished) 1978.
- [10] E. Fama, L. Fisher, M. Jensen and R. Roll “The Adjustment of Stock Prices to New Information”, International Economic Review, Feb. 1969.
- [11] E. Fama “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, Journal of Finance, May 1970.
- [12] ” Foundations of Finance, 1976.
- [13] E. Feige and D. Pierce “Economically Rational Price Expectations”, Journal of Political Economy, Jun. 1976.
- [14] J. Frenkel “A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects

- and Empirical Evidence", Scandinavian Journal of Economics, 1976.
- [15] "The Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920's", Journal of International Economics, May 1978.
- [16] J. Frenkel and H. Johnson The Economics of Exchange Rates, 1978.
- [17] I. Giddy and G. Dufey "The Random Behavior of Flexible Exchange Rates", Journal of International Business Studies, Sept. 1975.
- [18] C. Granger and P. Newbold Forecasting Economic Time Series, 1977.
- [19] S. Grossman and J. Stiglitz "Information and Competitive Price System", American Economic Review, May 1976.
- [20] R. Levich and J. Bilson "A Test of the Forecasting Efficiency of the Forward Rate", (unpublished) Jun. 1977.
- [21] R. Levich "Tests of Forecasting Models and Market Efficiency in the International Money Market", in [16].
- [22] "On the Efficiency of Markets for Foreign Exchange", International Economic Policy: Theory and Evidence, edited by R. Dornbusch and J. Frenkel, 1979.
- [23] R. Lucas "Some International Evidence of Output-Inflation Trade-offs", American Economic Review, Jun. 1973.
- [24] "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in The Phillips Curve and Labor Markets, edited by K. Brunner and A. Meltzer, 1976.
- [25] M. Mussa "Adaptive and Regressive Expectations in a Rational Model of the Inflationary Process", Journal of Monetary Economics, 1975.
- [26] "The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary Policy under Regime of Controlled Float", Scandinavian Journal of Economics, 1976.
- [27] "Real and Monetary Factors in Dynamic Theory of Foreign Exchange", in Proceedings of the 1976 meeting of the Association of University Teachers of Economics, edited by R. Nobay and M. Artis, 1977.
- [28] J. Muth "Rational Expectations, and the Theory of Price Movements", Econometrica, July 1961.
- [29] C. Nelson Applied Time Series Analysis, 1973.
- [30] D. Pierce and L. Haugh "Causality in Temporal Systems: Characterizations and a Survey", Special Studies Paper of Federal Reserve Board, Sept. 1977.
- [31] T. Sargent and N. Wallace "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation", International Economic Review, Jun. 1973.
- [32] R. Shiller "Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models: A Critical Review", Journal of Monetary Economics, Jan. 1978.
- [33] A. Zellner and F. Palm "Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Model", Journal of Econometrics, 1974.