

II. 報告論文

最近における為替レート理論と円・ドルレートの動き

大阪大学助教授 植田 和 男

1. はじめに
2. 為替レート理論の現状
3. 為替レート決定式推定の現状
4. イノベーション形式の為替レート決定式
5. むすびに代えて

1. はじめに

1970年代初めの変動為替レート制度採用から十余年が経過した。実務家による変動レート制の得失、為替レート予測等に関する議論が盛んになりつつある一方で、経済学者による為替レート研究は70年代中頃から後半にかけての時期に比べるとやや下火になりつつあるようである。これは、経済理論的にしっかりとした基礎をもちつつ、しかも現実説明力の高いような為替レートモデルを構築することが極めて難しいことが認識されてきたからであろう。

ポートフォリオ・モデルないしアセット・アプローチで始まった70年代の為替レート理論は、合理的期待形成理論と結びつき、さらに実物的なショックの均衡レートへの影響を考慮する方向へと進んだ。これらのモデルの説明力に対する反省から、最近では期待形成に関してより柔軟かつ現実的と思われるアプローチが採用されつつある。しかしながら、この種の理論はまだ十分な研究が進んだとはいえない状況にあるし、実証研究への応用については皆無といえよう。この間の事情をサーベイしたのが第2節である。

第3節では、為替レートモデルの現実説明力に関するサーベイが展開される。また円・ドルレートについて重要と思われる金利変数、経常収支関連の変数の説明力について、やや詳細な分析がなされる。この節の結論は、通常の構造方程式モデルでは為替レートの動きを十分には追えないということである。

そこで第4節では、期待について合理的期待形成理論の一つの重要な特徴である予想されないショック (unanticipated shock) と予想されたショック (anticipated shock) との区別に焦点をあてた分析結果を紹介する。特に金利変数の為替レートに対する影響を考えるには、この区別が決定的に重要であることが示される。しかし、82年の円安の要因については、この種の枠組でも十分には解明できないことも指摘される。以上の分析結果は、投機的なバブル等の理論を中心とした期待理論の一層の発展の重要性を示唆しているというのが現状における筆者の結論である。

2. 為替レート理論の現状

最近の為替レート理論の展開については、すぐれたサーベイが既にいくつか存在するので、ここ

1) 例えば深尾 (1983) 第1章参照。

では簡単に議論のポイントを整理するにとどめた。以下で特に注意して論じたいのは、為替レートの動きを新古典派的均衡に対応したものと考えるか、それからの乖離を重要と考えるかの立場の相違、為替レート変動の原因を貨幣的なものと捉えるか、実物的なものと捉えるかの違い、そして最近における為替レート期待に関する分析の進展である。

(1) 均衡理論による為替レート決定

(新)古典派的均衡理論の特徴は、資産市場のみでなく財・労働市場における価格調整も速やかと考え、各市場で均衡が成立している一般均衡体系として経済を捉える点にある。このような一般均衡で決定される変数の一つに為替レートがある。

議論を具体的にするために次のような開放体系下の小国モデルを考えよう。²⁾ 資産市場では自国の貨幣と内外の債券が売買される。外国人はこの国の貨幣をもたず、内外の債券は完全に代替的であるとすれば、時刻 t における資産市場の均衡は、

$$m_t - p_t = k_0 + k_1 y_t - k_2 i_t \quad (1)$$

$$i_t = i_t^* + {}_tS_{t+1} - S_t \quad (2)$$

で表わされる。ここに、 m ：貨幣供給量の対数、 p ：物価水準の対数、 y ：実質GNPの対数、 i ：自国の名目利子率、 i^* ：外国の名目利子率、 S ：外国通貨の自国通貨建て価格の対数、 ${}_tS_{t+1}$ ： t 期における S_{t+1} の期待、である。(1)式は通常の貨幣市場の均衡式であり、(2)式は内外金利間の裁定式である。

財市場については、

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t - \alpha_2 r_t + \alpha_3 (q_t - \tau_t) \quad (3)$$

なる均衡が成立しているとしよう。ここで、

$$r_t = i_t - ({}_t p_{t+1} - p_t) \quad (4)$$

は実質利子率であり、

$$q_t = S_t + p_t^* - p_t \quad (5)$$

は実質為替レートの対数值、 τ_t は輸出や輸入を変化させるような実質的ショックである。最後に、労働市場は常に均衡しており、実質GNPは完全雇用でのそれに等しく、しかもこれが一定であるとしよう。したがって

$$y = \bar{y} \quad (6)$$

さて、(1)~(6)式の体系に加えて物価や為替レートの期待形成方式が特定化されれば、モデルの解が得られる。³⁾ ここでは ${}_tS_{t+1}$ 、 ${}_t p_{t+1}$ を合理的期待であるとしよう。厳密には、合理的期待形成を仮定しても解はユニークではないが、例によって安定解を選ぶことにする。以上の仮定の下で、(1)~(6)式の体系の解は、次のようにして求められる。体系の動学は、

$${}_t q_{t+1} - q_t = \frac{\alpha_3}{\alpha_2} (q_t - Z_t) \quad (7)$$

$${}_t p_{t+1} - p_t = \frac{-\alpha_3}{\alpha_2} (q_t - Z_t) + \frac{1}{k_2} (p_t - \omega_t) \quad (8)$$

の形に要約できる。ただし、

$$Z_t = \tau_t + \frac{1}{\alpha_3} \left(\alpha_2 (i_t^* - \pi_t^*) + (1 - \alpha_1) \bar{y} - \alpha_0 \right) \quad (9)$$

$$\omega_t = m_t - k_0 - k_1 \bar{y} + k_2 (i_t^* - \pi_t^*) \quad (10)$$

である (π^* は外国のインフレ率)。(7)、(8)式を解いて安定解を採用すると(均衡値をバーを付けて表わせば)、

2) 以下の議論はMussa (1982) を参考としている。

3) 小国であるので外国の変数は外生的であるとする。

$$\bar{q}_t = \frac{\alpha_3}{\alpha_2 + \alpha_3} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_2 + \alpha_3} \right)^k {}_tZ_{t+k} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \bar{p}_t &= \frac{1}{1 + \frac{1}{k_2}} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + \frac{1}{k_2}} \right)^k {}_t\omega_{t+k} + \frac{\alpha_3}{\alpha_3 - \frac{\alpha_2}{k_2}} \\ &\sum_{k=0}^{\infty} \left\{ \frac{1}{\left(1 + \frac{1}{k_2}\right)^{k+1}} - \frac{\alpha_2^k \alpha_3}{(\alpha_2 + \alpha_3)^{k+1}} \right\} {}_tZ_{t+k} \quad (12) \end{aligned}$$

が得られる。為替レートは(5)式より、

$$\begin{aligned} \bar{S}_t &= \bar{q}_t + \bar{p}_t - p_t^* \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{\left(1 + \frac{1}{k_2}\right)^{k+1}} {}_t\omega_{t+k} + \sum_{k=0}^{\infty} \left\{ \frac{\alpha_3}{\left(\alpha_3 - \frac{\alpha_2}{k_2}\right)} \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{\left(1 + \frac{1}{k_2}\right)^{k+1}} - \frac{\alpha_2}{\left(\alpha_3 - \frac{\alpha_2}{k_2}\right)} \frac{\alpha_2^k \alpha_3}{(\alpha_2 + \alpha_3)^{k+1}} \right\} {}_tZ_{t+k} \\ &\quad - p_t^* \quad (13) \end{aligned}$$

と計算される。ここで ${}_tZ_{t+k}$, ${}_t\omega_{t+k}$ は Z_{t+k} , ω_{t+k} の t 期における合理的期待である。

以上のようにして得られた解の重要な性質は次の通りである。第1に、名目為替レート変動の原因として、貨幣的なものと実物的なものの両方が存在する。第2に、自国のマネーサプライが変化した場合には、 ω_t のみが変化し、 Z_t には影響を与えない。(11)～(13)式からわかるように、この時 p_t と S_t は同じだけ変化する。こうしてこの場合には購買力平価説 (PPP) が成立する。言い換えれば、 Z_t が変化するようなショックが起これば、均衡理論の枠組でも PPP は成立しない。第3に、予想された (anticipated) ショックが重要であ

る。今期の為替レートは、今期のマネーサプライが変化していなくても、将来のマネーサプライが変化すると予想が今期持たれば大きく変化する ((13) 式の第1項参照)。したがって為替レートが大きく変化するのとは外生変数が変化した時点ではなく、それが変化するという情報が入手された時点である。第4に、実質為替レートを変化させる要因としては、経常収支に対する直接のショック (τ) とともに、外国の実質金利、完全雇用産出高等が存在する。これらも結局は均衡での経常収支を変化させるからである。最後に、外国の実質金利は Z_t にも ω_t にも影響を与えることに注意しよう。外国の実質金利が上昇すると、上に述べたような経常収支に対する影響を通じて、実質為替レートが減価する。また、実質金利の上昇は貨幣需要を下落させ、物価水準を上昇させる。どちらも名目為替レートを減価させるが、外生変数が変化し続けているような状況では、名目レートに対する最終的な効果ははっきりしない。⁴⁾

以上、均衡理論での為替レート決定について考えてきたが、このうち、特に均衡理論であることが決定的に重要であるのは PPP に関するインプリケーションのみである。その他は、短期的な不均衡を認める枠組でも同様に成立する可能性がある。しかしながら、均衡理論を用いて考えることによって、以上の諸点が理解しやすいものとなるということはいえよう。

(2) 均衡レートからの乖離

現実の為替レートの動きは、前項で考えたような均衡レートの変動としてよりも、それからの乖離として考える見方が有力である。本節ではこの点についてまとめてみよう。

① 財価格調整の遅れと為替レート

4) 内外債券が不完全な代替財である場合には、外国金利の上昇が自国債券に対する需要の減少を通じて為替レートを減価させるというメカニズムが付け加わる。

財価格・賃金の調整に遅れが生じるため財・労働市場では少なくとも短期的には不均衡が存在する、という考え方は、マクロ経済学にとっては伝統的なものである。最近では、マクロ経済学における新古典派的理論の隆盛によってやや下火になりつつあったが、アメリカ、イギリスにおいて金融引締めが不況をもたらすという点が確認され、不均衡理論の重要性が再認識されつつあるといえよう。

為替レート理論に対する応用としては、財価格の調整が遅れ、資産価格は速やかに調整される時、為替レートのオーバー・シュートという現象の生じることを示したDornbusch (1976) が先駆的な業績である。すなわち、例えば貨幣供給量の増加に対して、短期的には長期で生じる以上の為替レート変化が生じるのである。

為替レートの動きを中心に、このモデルを簡単に解説しておこう。⁵⁾ 簡単のため、外生変数の値が現在から将来にわたって一定と期待されるような状態を考える。財市場の価格は(6)式を成立させるほど速やかには調整されず、財市場における超過需要に応じてゆっくりと調整されるとしよう。この価格調整ルールは、財価格が(12)式で示されるような均衡価格と実際の価格の差に比例して動くと言い換えることができる。従って、

$$p_{t+1} - p_t = \delta \left[\bar{p}_t - p_t \right], \delta > 0 \quad (14)$$

が価格の動きを示す動学方程式となる。このとき他の市場は引き続き均衡していると仮定すると、為替レートの値は合理的期待形成の下で

$$S_t = \bar{S}_t + \theta \cdot \left[\bar{p}_t - p_t \right] \quad (15)$$

で決まることが確かめられる。⁶⁾ ただし、

$$\theta = 1 / \delta \cdot k_2 \quad (16)$$

である。

このような枠組の中で貨幣供給量の増大は為替レートにどのような影響を与えるだろうか。今、 t 時点において(1)式の m_t が1単位だけ永続的に上昇すると期待が人々によってもたれたとしよう。(10)～(13)式からわかるように、長期均衡では名目為替レート、物価水準ともに1単位上昇する。ところが物価の動きに硬直性がある場合には、(15)式からわかるように、名目為替レートは $1 + \theta (> 1)$ だけ上昇する。これが為替レートのオーバー・シュートと呼ばれる現象である。オーバー・シュートの度合は、(16)式によれば、価格の調整速度 δ が小さいほど大きい。このようにして、財価格調整の遅れを考慮した理論は(長期)均衡レート以上の為替レートの変動を説明できることとなり、現実の大幅な為替レート変動に関する1つの有力な仮説である。

最後に、この理論の重要なインプリケーションは、名目為替レートがオーバーシュートするという点だけにあるのではなく、実質為替レートが(一時的にせよ)貨幣的なショックによって影響を受けることである。したがって、為替レートの均衡レートからの乖離は単に為替レートの問題にとどまらず、経済全体に深刻な影響を及ぼすものとなるのである。

② 経常収支の影響

為替レートが均衡レートの変化だけでは説明できない理由として、経常収支の役割を考えることもできよう。ただし、(9)、(13)式に明らかなように、経常収支に大きな影響を与えるようなショックは均衡レートに影響を与える。したがって、ここではそれ以外のメカニズムで経常収支が為替レートに影響を与える可能性があることを復習しておこう。

5) くわしくは例えば植田(1983)第2章第IV節参照。

6) Dornbusch (1976)、あるいはMussa (1982) 参照。

経常収支の黒字ないし赤字というフローの次元の現象は、次のいずれかのメカニズムを通じて為替レートという資産価格に影響を及ぼす可能性がある。⁷⁾ 仮に経常収支の黒字が存在するとすれば、これは国民経済全体としては貯蓄の一形態である。したがって経済主体の保有する資産の総額が増大する。この時(1)式の貨幣需要関数に資産効果が存在すれば、資産市場の均衡が乱され、為替レートと金利が変化する。いま一つの可能性は、内外債券が不完全な代替財の場合に生じる。経常収支の黒字が資産残高を増大させる時、自国による外国資産残高が上昇して外国によるそれが減少する(あるいは外国人の自国資産保有分が減少して自国による保有が増える)。この時(2)式に、内外資産残高に依存するリスク・プレミアムが存在すれば、為替レート及び金利が変化することになる。

このように経常収支の動向は、資産の蓄積とその配分に対する影響を通じて為替レートを動かす可能性があるのである。経常収支の不均衡が消滅する状態を長期均衡((11) ~ (13) 式で定義されるものとは若干異なる) とすれば、この効果はある意味で為替レートを均衡レートから乖離させるものといえよう。

以上のメカニズム、特にリスク・プレミアムを通じる効果は多くの論者が注目しているが、次の点に注意が必要である。ポートフォリオ・モデルの枠組で考えれば、経常収支の不均衡は2か国間の資産の移転を生じさせる訳で、これが資産価格に影響を与えるためには内外投資家のポートフォリオに大きな差が存在しなくてはいけないという

ことである。⁸⁾ また、Frankel (1979) は、より詳細な分析により、インフレ・リスクが重要な時にはリスク・プレミアムは内外資産残高そのものに依存するのではなくて、内外の外部資産 (outside assets) のみの残高に依存するというを示した。このように、リスク・プレミアムを通じる効果は必ずしも自明のものではないのである。

(3) 投機的な泡 (bubble) の理論

均衡レートからの乖離を説明する理論として最近有力になりつつあるものに投機的な泡 (以下バブル) の考え方がある。これは元来は利子率や株価の動きに関する研究から生まれてきたものであるが、為替レートがやはり資産市場で決定される価格であるので、為替レート理論にも重要なインプリケーションを持つものである。

ここでは Dornbusch (1982) に従ってバブルについて簡単に説明しておこう。バブルとは、(13)式に示されるようなファンダメンタルズによって決定される為替レート水準からの、ある程度持続した乖離のことを指している。⁹⁾ 今、資産保有者が確率 α でバブルが終了してファンダメンタルズによる均衡レートに為替レートが戻ると期待し、確率 α でバブルが終了してファンダメンタルズに均衡レート $\bar{S}$ (例えば (13) 式) に戻ることをクラッシュと呼ぶ。すると、

$${}_tS_{t+1} = \alpha \bar{S} + (1 - \alpha) S_{t+1} \quad (17)$$

が成立する。ただし S_{t+1} はバブルが続く時の現

7) 例えば Dornbusch・Fischer (1980)、深尾 (1983) 参照。

8) この点を検討した Krugman (1980) は、内外のポートフォリオの差をリスクに対する考慮によるものと考え、取引費用に原因するものと考えの方が現実的だと主張した。

9) バブルに関する文献で必ずしも明らかとはいえないが、ファンダメンタルズの中に前節で考えたような財価格硬直性の影響を含めることもできよう。すると、ここで考えている為替レート変動とは、前節で議論されたような経路からさらに為替レートがはずれて動くことになる。

実のレートである。これと(2)式とを組み合わせれば、

$$S_{t+1} - S_t = \frac{i - i^*}{1 - \alpha} + \frac{\alpha}{1 - \alpha} (S_t - \bar{S}_t) \quad (18)$$

が得られる。¹⁰⁾この(18)式がバブルが継続する時に為替レートがどう動くかを示す式である。すなわち、為替レートの変化率は、金利格差、均衡レートからの乖離幅、そしてクラッシュの確率に依存する。

(18)式において特に興味深いのは、クラッシュが引き起こされない限り、均衡レートからの乖離の存在は、その乖離を拡大するような方向へと為替レートを変化させてしまうことである。すなわち、バブルは少なくとも短期的には為替レートの動きを不安定化させる。

最近の為替レートの動きとも関連して、(18)式についてさらに興味深いのは次の点である。仮に、現実のレートが均衡レートに比べて過小評価であるとしよう($S_t > \bar{S}_t$)。さらに外国金利が自国金利に比べて高く($i_t < i_t^*$)、しかもこの2つの項が互いに打ち消し合うような大きさであるとすれば、現実のレートは変化しないことになる。バブルのないモデルでは、外国金利が自国金利より高い状態が続けば、自国通貨は外国通貨に対して増価していく必要がある。ところが、バブルの存在により不安定な動きが生じると、過小評価されている自国通貨がさらに減価しようとする。この2つの効果が打ち消しあって、為替レートの変化率はゼロとなるのである。さらに、均衡レート $\bar{S}$ がしばらく変化しないものとすれば、為替レートは過小評価されたまま、特に大きな動きもないということになる。この点は最近の円・ドルレートの動きと関連して非常に興味深い。

以上のようにバブルの議論は興味深いものであ

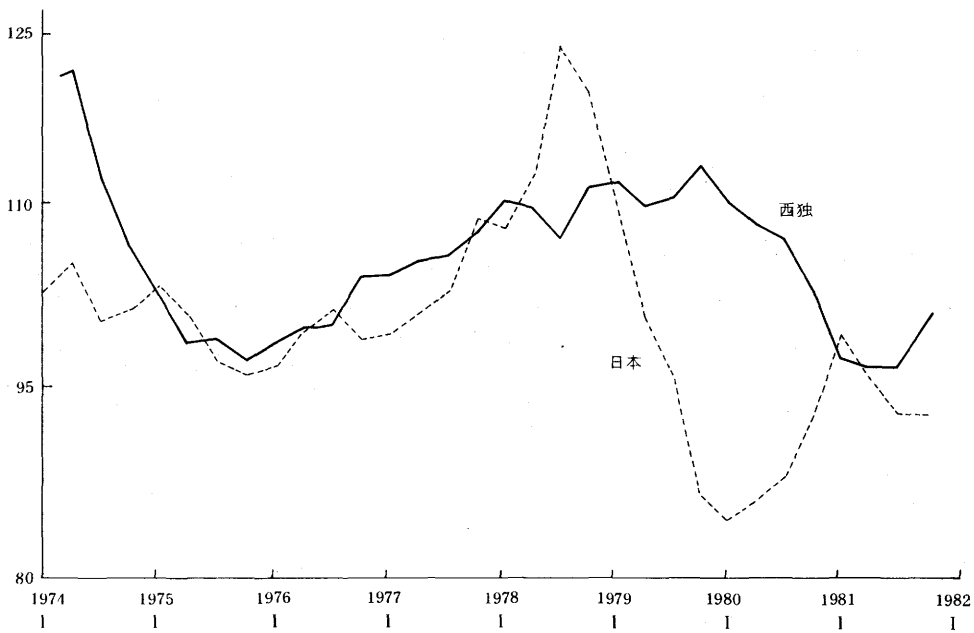
るが、今のところは完全な理論にはなっていないように思われる。それは、クラッシュの発生までも内生的に説明するようなモデルがうまくできていないからである。また、Tirole(1982)は、資産保有者数が有限の時、バブルの存在は短期的な合理的期待形成とは両立しても長期的なそれとは矛盾することを示した。しかしながら、期待の理論をより現実的なものとするために今後もより一層の発展の望まれる分野である。

最後に無関係な情報(irrelevant information)の問題について触れておこう。これまで説明してきた理論はすべて基本的には合理的期待形成の考え方に依拠していた。バブルの問題も、Tiroleらの仕事により必ずしも完全な合理的期待形成の枠組では処理できないことがわかりつつあるとはいえ、かなりの程度合理的期待形成の考え方を採用している(少なくともmyopic rational expectationという意味では)といえよう。これに対して、Blanchard(1976)、Dornbusch(1982)では合理的期待形成からはずれたモデルの可能性が追求されている。例えば、為替レートを決定する正しい構造は、もし期待が合理的であるとすれば(13)式であるのに、(13)式に現れない無関係の情報 ϕ_t が為替レートに影響を与えると誤って期待されてしまったとしよう。すると、よく知られているように、この ϕ_t は現実には為替レートに影響を及ぼすことになるのである。しかも ϕ_t の確率的性質によっては、このような期待が合理的ではないということがデータを見ただけではわからないという可能性があるのである。

このような場合、市場参加者の心理によって ϕ_t が適当に選ばれ、それには為替レートが影響され、また時期とともにファクションの移り変わりのように ϕ_t の内容も変わっていくということが起こ

10) 厳密には(17)式の右辺第2項に登場すべき変数は、バブルが続く時の次期レートの期待値である。従って、(17)、(18)式はこの期待が完全予見であることを仮定している。

図1 実質実効レート推移 (1975 = 100)



出所: Dornbusch (1982)

りうる。当然のことながら為替レートについての理論的・実証的研究は容易なことではなくなるであろう。¹¹⁾

3. 為替レート決定式推定の現状

簡単で、ある程度しっかりした理論的根拠をもち、しかも予測にも役立つというような為替レート決定式を見出すことは非常に困難であるか、あるいはほとんど不可能であるというのが最近の学界の共通認識といえよう。¹²⁾ここでは、前節の議論の展開にしたがって均衡・不均衡理論の相対的説明力について考えた後、特に経常収支、金利変数の説明力について円・ドルレートを中心にサーベイを試みることにしたい。

(I) 均衡モデルの説明力と不均衡モデル推定の現状

第2節(1)で説明したような均衡モデルで現実の為替レートを説明しようという試みは古くから存在する。その最も典型的なものが、購買力平価説 (PPP) とマネタリー・アプローチであろう。どちらも均衡モデルを採用するのに加えて、経済における基本的なショックが貨幣供給量の変動であると考えられる。PPPが短期間では必ずしも成立しないことはすでに常識といってよいであろう。PPPが厳密に成立していれば実質為替レートは一定でなければならない。しかしながら図1に明らかのように、実質レートは数四半期、あるいは数年の単位で一定であるとはとてもいえない。しかも Cumby・Obstfeld (1982) によれば、月次データ

11) ただし、 ϕ_i が無関係な情報であるということが統計的分析によって検出されないためには (さもなければ ϕ_i に無関係に行動する人が得をする)、上に述べたように ϕ_i がある種の確率的性質を満たすことが必要である。現実には ϕ_i の候補と思われる変数が見出された時、これがこの性質を満たしているかどうか、現実には為替レートに影響を与えているかどうか等のテストを行うことによって理論を役立てるということではできよう。

12) 例えば、Hacche・Townsend (1981)、Meese・Rogoff (1983) 参照。

に関しては、PPPのより弱い形である「物価が外国に比べて上昇している国の為替レートが減価する」という傾向さえははっきりとは見出せない。

マネタリー・アプローチは、PPPを基本としつつ価格水準を貨幣市場の均衡式で説明し、貨幣供給量を為替レート決定の中心変数として考えるものである。¹³⁾ このアプローチは初期の段階ではある程度の成功を収めたが、最近では多くの研究がその説明力を疑問としている。¹⁴⁾

PPPやマネタリー・アプローチの説明力が弱いことは、貨幣的ショックの影響が無視できることを示しているとはいえないであろう。貨幣供給量以外の変数、均衡からの乖離などの重要性とともに、貨幣的ショックの役割も考慮されなければいけないのである。均衡アプローチの枠組の中で実物的ショックの役割を強調して扱うようなアプローチが次に考えられるが、この点に関するしっかりとした実証研究は今のところほとんど無いようである。

財市場の価格硬直性を考慮に入れた推定の試みは数多く存在する。推定にあたっては、(15)式を若干変更した形である

$${}_tS_{t+1} - S_t = -\theta (S_t - \bar{S}_t) + (\pi_t - \pi_t^*) \quad (19)$$

から出発することが多い。すなわち各時点において為替レートは、均衡での変化率である期待インフレ率格差 $(\pi - \pi^*)$ に加えて、その時点のレートと均衡レートとの差をある速さで埋めるように変化すると期待されているということである。

(19)式と(2)式を組み合わせることにより、

$$S_t = \bar{S}_t - \frac{1}{\theta} \left[(i_t - \pi_t) - (i_t^* - \pi_t^*) \right] \quad (20)$$

が得られる。ここで $\bar{S}_t$ については、第2節(1)のモデルであれば(13)式が用いられることになるが、PPPと貨幣市場の均衡条件を組み合わせ、 $\bar{S}$ を内外の貨幣供給量、実質生産量、インフレ率格差で書き表わすことが多い。均衡モデルの考え方が正しいければ、(19)式において θ が無限大に近い。したがって(20)式では実質金利格差が説明力を失うはずである。Frankel (1981)によれば、1974年から78年までのドル・マルクレートについては(20)式の説明力は高く、実質金利格差変数も有意である。すなわち、均衡モデルは棄却される。ところが、最近の数年間のデータを追加すると、推定結果は全く不満足なものになってしまう。円・ドルレートについても、最近の期間についての推定結果は、植田(1983)にあるように満足のいくものではない。

このようにマネタリーな均衡モデルでは為替レートの説明は十分できないようであるし、財価格の硬直性による均衡からの乖離の動きを考えたとしてもそれほどの説明力の向上は望めないようである。

したがって最近においては、実物的な要因の役割を強調した実証研究結果が数多く提出されるようになってきた。実物的な要因として最もよく注目されるのが経常収支の動向である。前節で述べたように、経常収支の為替レートに対する影響の経路としては、均衡レートを通じるものとリスク・プレミアムを通じるものとが存在する。Hooper・Morton (1982)はこの両者を考慮に入れたモデルでドルの実効レートの動きを研究し、まず全体として貨幣的な要因よりも実物的な要

13) マネタリー・アプローチは、貨幣需要関数を考慮に入れることによって所得、金利、あるいは貨幣需要関数等の貨幣供給量以外のショックで変化しうる変数の影響をも一応考慮している。しかし、これらが変化した時実質為替レートが不変にとどまる可能性は小さいといえよう。

14) 例えば、植田(1983)第4章C節参照。

15) すなわち、長期均衡においてはマネタリーなショックが支配的であると仮定されている。そうでない場合には均衡レートの変化率が $\pi - \pi^*$ に等しくなる理由はない。

因が重要であることを指摘した上で、経常収支の為替レートに対する影響はリスク・プレミアムを通じてではなく、長期レートに対する予想を通じてであるという結果を報告している。

円・ドルレートについては深尾(1983)がリスク・プレミアムの重要性を強調し、植田(1983)はリスク・プレミアムと長期レートに対する予想との両方が経常収支の為替レートへの影響において重要だとした。このように実物的要因の重要性は最近随所で指摘されるようになってきたが、統計理論的にも厳密な手法によっているとは必ずしもいえず、これからの研究の発展が望まれる。

さらに大きな問題は、これらの構造方程式モデルの説明力、予測能力があまり高くないことである。Meese・Rogoff(1983)はマネタリー・アプローチ、マネタリー・アプローチに価格の硬直性を加えたアプローチ、Hooper・Mortonのアプローチについて予測精度の分析を行い、これらの予測能力がいずれも単純なランダム・ウォーク型のモデルよりも劣ると報告している。

このように構造方程式モデルがあまり成功していない1つの大きな理由は、為替レート期待の動きが十分に捉えられていないということであろう。¹⁶⁾ この点第4節において若干の分析を行うことにしたいが、その前に円・ドルレート変動の特徴についてもう少し詳しく検討しておこう。

(2) 内外金利格差、経常収支と円・ドルレート

円・ドルレートの実証分析において最も頻繁に登場する説明変数は、内外金利格差と経常収支に関係した変数である。そこで本節では、この2種類の変数が為替レートにどの程度の影響力を持っているのか、簡単な回帰分析を行ってまとめておくことにしよう。

理論的な背景としては、通常の資産市場の一般均衡モデル、¹⁷⁾あるいは本稿の(2)式にリスク・プレミアムが付け加わったものから出発するのがわかりやすい。このようなモデルで静学的期待の仮定を採用すると、為替レート水準が内外名目金利格差と累積経常収支で決まるという式が得られる。¹⁸⁾

また、為替レート期待が静学的ではなく、(19)式のような形で定まっていたとしよう。すると(20)式の形の為替レート決定式にリスク・プレミアムを付け加えたものが得られる。長期均衡レートがPPPで定まり、したがって物価水準格差が $\bar{S}$ を決めるとすれば、これを左辺に移項することにより、実質為替レートが実質金利格差と累積経常収支で定まるという式が得られる。¹⁹⁾

これらを推定した結果が表1である。①～③式からわかるように、金利に短期金利、長期金利を使うか、あるいは各目レートの式にするか、実質レートの式にするかにかかわらず、金利変数は有意ではない。また②式を除けば経常収支変数は有意である。

16) 以上でサーベイしなかった中に、マクロ計量モデルを用いて国際収支の各項目を推定し、これから為替レートの動きを追うというアプローチがある(天野(1983))。このアプローチは、為替レート変動要因の大きな変化を生じさせるような構造変化の内容を分析したりするためには特に有益と思われる。しかしながら、期待の果たす役割についてもう一段深い分析が必要とされている点については他のアプローチと同様であろう。

17) 例えば、植田(1983)第2章第Ⅱ節参照。

18) もちろん、累積経常収支以外の資産残高も影響してくるはずであるが、ここでは無視する。

19) 均衡レートをPPPが成立するとして現在の物価水準から計算する方法は深尾(1983)でも採用されているが、これは厳密には正しくない。均衡レートから現実のレートが乖離している場合、物価水準も均衡の水準とは異なっていると考えられるからである。Hooper・Morton(1983)らがしているように、貨幣市場の均衡条件等から均衡為替レートを計算するべきである。

Ⅱ. 報告論文

表1 内外金利格差、累積経常収支と円・ドルレート

	推定期間	被説明変数	金利変数	経常収支変数	$\hat{\rho}$	標準偏差
①	1974 / I ~1982 / IV	S	$-.345 \times 10^{-2}$ (-1.10) $[i_s - i_s^*]$	$-.131 \times 10^{-1}$ (-3.63)	.797	.0530
②	"	"	$-.510 \times 10^{-2}$ (-.249) $[i_L - i_L^*]$	$-.910 \times 10^{-2}$ (-1.03)	.996	.104
③	"	$S + p^* - p$	$-.232 \times 10^{-2}$ (-.787) $[i_s - i_s^* - \pi + \pi^*]$	$-.901 \times 10^{-2}$ (-2.15)	.859	.0565
④	1974 / I ~1981 / IV	"	$-.636 \times 10^{-2}$ (-2.45) $[i_s - i_s^* - \pi_{+1} + \pi_{+1}^*]$	$-.458$ (-6.31)	.633	.0420
⑤	"	"	$-.129 \times 10^{-2}$ (-.145) (")	$-.445$ (-4.89)	.670	.0478
⑥	1979 / I ~1982 / IV	S	$-.793 \times 10^{-2}$ (-1.38) $[i_s - i_s^*]$	$-.818 \times 10^{-3}$ (-.135)	.660	.0646
⑦	"	"	$-.250 \times 10^{-1}$ (-.819) $[i_L - i_L^*]$	$.132 \times 10^{-1}$ (.755)	.997	.135
⑧	1979 / I ~1981 / IV	$S + p^* - p$	$-.101 \times 10^{-1}$ (-2.49) $[i_s - i_s^* - \pi_{+1} + \pi_{+1}^*]$	$-.246$ (-1.84)	.555	.0477

- (注) 1. p, p^* は日米の GNP デフレーター。
2. i_s : 3 か月物現先レート。 i_s^* : 3 か月物ユーロダラーレート。
3. i_L, i_L^* : 国債利回り (日米)。
4. π, π^* : p, p^* の前年同期比上昇率。
5. π_{+1}, π_{+1}^* : π, π^* を 4 期 (= 1 年) 進めたもの。
6. 経常収支変数は④、⑤、⑧を除いては日本の累積経常収支 (73 / I 末ゼロ、10 億ドル) を p^* で割ったもの、④、⑤、⑧は深尾 (1983) 7-3 式の推定に使用されたもの。
7. ①~④、⑥~⑦は最尤法による推定、 $\hat{\rho}$ は一次の系列相関係数。
8. ⑤、⑧は π_{+1}, π_{+1}^* を内生変数と考え、 π, π^* を操作変数に用いたフェアの方法による推定。
9. 定数項は表に示されていない。
10. () 内は t 値。

これに対して、このような枠組での推定式として最も成功しているのは深尾（1983）（第7-3式）であると思われるが、これを金利変数の定式化を若干変えて推定してみたのが第④式である。²⁰⁾表に明らかなように経常収支変数とともに実質金利格差も有意である。ところが、実質金利の計算に使用されるインフレ率が事後的なものとなっているため誤差項との相関の可能性がある。そこでこれを考慮した操作変数による推定を行うと、第⑤式のように金利変数は有意でなくなってしまう。

このように、1970年代中頃から最近までの期間を通じて考えた場合には、累積経常収支は円・ドルレートに大きな影響があるが、内外金利格差の影響力は弱いというのがこのような推定から得られる結論である。²¹⁾

ところで、国際的な資本移動の度が高まったと思われる最近の時期に限って推定を行ってみるとどのような結果が得られるであろうか。⑥、⑦式が79年以降のデータについて①、②式を推定し直したものであるが、金利変数が有意でないことには変わりがない。また累積経常収支も有意ではなくなってしまう。ただし、⑤式に対応する⑧式では、操作変数を用いた推定にもかかわらず実質金利格差が有意である。③、⑥、⑦式との比較からわかるように、この結果は実質金利計算にあたって将来のインフレ率期待の定式化が重要ということであろうが、この点についてはより詳細な分析が望まれる。累積経常収支については、再び⑥、⑦式と⑧式を比べることにより、多国間のものを考えた変数の説明力が最近の期間については高い。いずれにせよ、金利変数の影響がもう一つはっきりしないのが表1の推定結果の特徴といえよう。

4. イノベーション形式の為替レート決定式

本節では、為替レート期待の役割をより厳密に捉えていると思われるイノベーション形式の為替レート決定式を考えてみることにしたい。すなわち、為替レートの変化を予想されたものとそうでないものとに分割し、特に重要であると思われる予想されない為替レート変化について、それを説明するモデルを考えるのである。第2節での議論から明らかなように、予想されない為替レート変化は、為替レートに影響を与える変数の予想されない変化に依存して決る。前者を後者で説明するような回帰式を推定することによって、（期待の役割を十分考慮した上で）どのような変数が為替レート決定において重要であるかがわかって来る。また、このような回帰分析がある程度成功すれば、外生変数の予想された変化と予想されない変化との区別の重要性も明らかになるといえよう。その上で推定式を用いて、最近の円・ドルレートの変化がどのような要因によっているのかを簡単なシミュレーション分析により調べてみることにしたい。

このような分析における最大の困難は、各変数の変化を予想された部分とそうでない部分とに分割することである。本稿では一部サーベイデータを使用し、一部時系列分析を用いてこの点を処理することにした。いずれにせよ、この点について完全に満足いくデータは入手不可能であるので、以下の分析は理論的・統計的厳密性を若干欠いたものにならざるを得ない。

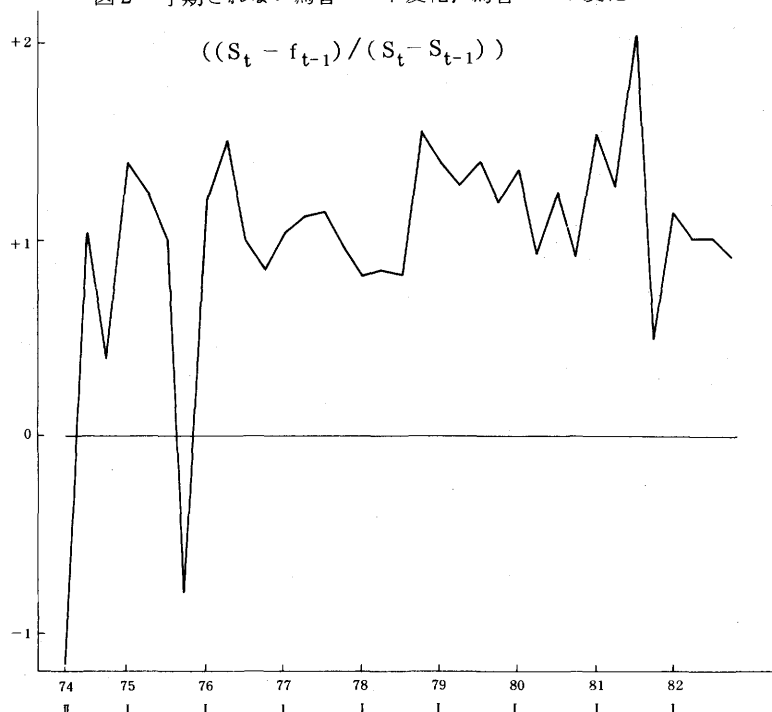
(1) 回帰モデルの背景

以下で考察する回帰モデルは一般的に次の形に

20) 深尾（1983）では金利の対数変換がとられているが、ここでは単純に差の形となっている。

21) ただし、これは四半期データを用いた場合である。月次データを用いた場合には全く逆の結論が得られる可能性がある（植田（1983）第4章第Ⅱ、G節参照）。

図2 予期されない為替レート変化/為替レート変化



表わされる。

$$S_t - f_{t-1} = C + \sum_{k=0}^{\infty} \omega_k ({}_tX_{t+k} - {}_{t-1}X_{t+k}) + u_t \quad (21)$$

ここで、 X_t は為替レートの対数值 (S_t) に影響を与えると考えられる変数のベクトルの t 時点における値であり、 X の将来時点における値のイノベーションも各時点で為替レートに影響があると考えられるので、 k について和がとられている。 u_t は誤差項、 C はリスク・プレミアムが存在すればゼロと異なる値になる。

さて、ここでは為替レートのイノベーションとして、 t 時点の直物レート (の対数) と $t-1$ 時点での 1 期物の先物レートの差を用いている。1 期物の先物レートを f_t とした時に、

$${}_tS_t = f_{t-1} \quad (22)$$

が成立するかどうかについては多くの研究がすでになされている。最近の研究によれば、(22) 式は必ずしも厳密には成立しないというのが一致した

結論のようであるが、²²⁾ (22) 式からの乖離は小さく大まかな近似式としては成立すると考えてよいであろう。(22) 式が成立しない場合には、市場の効率性を前提にする限りリスク・プレミアムが存在することになるが、それがコンスタントである限り (21) 式の定数項に含まれる。また時間とともに変化する場合には u_t に含めて考えることができよう。ただし、この場合には、 X と u_t の間に相関があるとすれば、 ω_k の推定値にバイアスを生じることになる。

図 2 には以上のようにして計算された予期されない為替レート変化の、為替レート変化全体に占める比率が示されている。予期されない変化の重要性は一見して明らかであろう。予期されない変化の方が、現実の変化を若干上回っているケースも数多く見出される。いずれにせよこの図は、各時点において次々と入ってくる新しい情報が、為替レートの大きな変化を引き起こしているという考

22) 例えば、植田 (1983) 第 4 章第 Ⅱ、E 節参照。

え方を支持しているといえよう。

(21)式を推定するためにはXの内容を特定化しなければならない。ここでは円・ドルレートの決定要因として、経常収支に関連した変数と、内外金利格差関連の変数を採り上げることにした。従って

$$S_t - f_{t-1} = C + \sum_{k=0}^{\infty} \omega_k^1 \left({}_t(i - i^*)_{t+k} - {}_{t-1}(i - i^*)_{t+k} \right) + \sum_{k=0}^{\infty} \omega_k^2 ({}_tT_{t+k} - {}_{t-1}T_{t+k}) + u_t \quad (23)$$

が推定式となる。ここで $i - i^*$ は内外の名目、あるいは実質金利格差であり、 T は経常収支ないし貿易収支である。

このような定式化の根拠としては次の2つを考えることができる。1つは、第2節(1)の均衡モデルを基本とするものである。各時点で現実のレートが均衡レートに等しいとすれば、(13)式を用いると、(21)式の X_t は ω_t 及び Z_t の構成要素で決ることになる。 Z_t の主な決定要因である τ_t の代理変数として経常収支を考えることができる²³⁾。金利格差については、(9)、(10)式から外国実質金利が入ってくることは明らかであるが、自国金利は内生変数であり、自国のマネーサプライ等が用いられるべきである。従って(23)式は厳密には均衡モデルの定式化には対応していない。1つの近似として考えるかもしれないという程度である。

いま1つの考え方は、リスク・プレミアムを含んだ内外債券の裁定式から出発することである。例えば、(2)式にリスク・プレミアムが付け加わったとすると、

$${}_tS_{t+1} - S_t = i_t - i_t^* - F_t \quad (24)$$

となる。

F_t はリスク・プレミアムに対応する項で、各種資産の存在量に依存する。このうち特に外国資産残高を考えよう。すると、対数近似値をして、

$$F_t = d_0 - d_1 S_t - d_2 B_t^*, \quad d_1, d_2 > 0 \quad (25)$$

と書ける。 B_t^* はドル建ての外国資産残高である。(25)を(24)に代入して、

$$S_t = \frac{1}{1+d_1} \left(d_0 - (i_t - i_t^*) - d_2 B_t^* + {}_tS_{t+1} \right) \quad (26)$$

が得られる。これを解いて ${}_tS_t$ との差をとれば、名目金利格差と、外国資産残高のイノベーションが為替レートのイノベーションを説明することがわらう。 B_t^* の階差が経常収支であるとすれば、 B_t^* のイノベーションは経常収支のイノベーションで表わすことができる。ここではこの後者の考え方を(23)式の背景として説得的なものと考えることにしたい。為替レートを短期の資産市場の均衡の連鎖で決まるものと捉えているのである。このアプローチは、(24)式という資産市場の一つの均衡条件にのみ着目しているという点で部分均衡分析的であることは他の多くの研究と同様である。

(2) 推定結果

(23)式の推定は、四半期データを用いて、75年前後から後の期間について行った。被説明変数である為替レートのイノベーションの計算方法については既に述べた。長短金利、インフレ率については、各期の値を4四半期前までの自己回帰モデルで説明し、この推定式の残差をとって各期のイノベーションとした²⁴⁾。貿易収支については、主要商社

23) 厳密には τ_t の決定要因を用いるべきであり、 T_t そのものを使うべきではない。例えば T_t は、為替レートによって影響を受けるからである。

24) 理想的には各期において推定をし直すべきであり、推定式の説明変数としても被説明変数以外のラグ付きも採用されるべきであろう。

II. 報告論文

表2 イノベーション形式による推定結果

	推定期間	定数項	その他の説明変数					R ²	D.W.
①	1975/I ~ 1982/IV	.00227 (.188)	IN(i _s -i _s [*])	IN(T)	IN(T) ₊₁)	IN(T) ₊₂)	.164	1.36	
			-.00801 (-1.63)	- .614 × 10 ⁻⁸ (-.516)	- .254 × 10 ⁻⁸ (-.122)	- .761 × 10 ⁻⁸ (-.507)			
②	"	.0145 (1.34)	IN(i _s -i _s [*])	IN(T)	IN(T) ₋₁	IN(T) ₋₂	.351	1.61	
			-.00862 (-2.25)	- .154 × 10 ⁻² (-1.58)	- .204 × 10 ⁻² (-2.12)	- .226 × 10 ⁻² (-2.38)			
③	"	.0150 (1.40)	IN(i _L -i _L [*])	IN(π-π [*])	IN(T)	IN(T) ₋₁	IN(T) ₋₂	.389	1.93
			-.00761 (-1.97)	-.0169 (-1.28)	- .140×10 ⁻² (-1.44)	- .237×10 ⁻² (-2.41)	- .236×10 ⁻² (-2.50)		
④	"	.0124 (1.05)	IN(i _L -i _L [*])	IN(T)	IN(T) ₋₁	IN(T) ₋₂	.247	1.71	
			-.00627 (-.813)	- .196 × 10 ⁻² (-1.90)	- .204 × 10 ⁻² (-1.92)	- .188 × 10 ⁻² (-1.87)			
⑤	"	.0127 (1.12)	IN(i _L -i _L [*])	IN(π-π [*])	IN(T)	IN(T) ₋₁	IN(T) ₋₂	.332	2.04
			-.00869 (-1.15)	-.0250 (-1.82)	- .162×10 ⁻² (-1.61)	- .242 × 10 ⁻² (-2.32)	- .213×10 ⁻² (-2.19)		
⑥	1979/I ~ 1982/IV	.0344 (1.94)	IN(i _s -i _s [*])	IN(T)	IN(T) ₋₁	IN(T) ₋₂	.424	2.14	
			-.0111 (-1.87)	- .987 × 10 ⁻⁸ (-.593)	- .180 × 10 ⁻² (-1.15)	- .268 × 10 ⁻² (-1.79)			
⑦	"	.0452 (2.35)	IN(i _s -i _s [*])	IN(π-π [*])	IN(T)	IN(T) ₋₁	IN(T) ₋₂	.504	1.82
			-.0154 (-2.29)	.0371 (1.27)	- .117×10 ⁻² (-.721)	- .121 × 10 ⁻² (-.757)	- .257×10 ⁻² (-1.77)		
⑧	"	.0331 (1.80)	IN(i _L -i _L [*])	IN(T)	IN(T) ₋₁	IN(T) ₋₂	.391	2.11	
			-.0276 (-1.65)	- .238×10 ⁻² (-1.59)	- .169×10 ⁻² (-1.02)	- .291×10 ⁻² (-1.86)			
⑨	"	.0425 (2.14)	IN(i _L -i _L [*])	IN(π-π [*])	IN(T)	IN(T) ₋₁	IN(T) ₋₂	.462	1.77
			-.0388 (-2.02)	.0351 (1.14)	- .306×10 ⁻² (-1.92)	- .105×10 ⁻² (-.608)	- .292×10 ⁻² (-1.90)		

註1. * : アメリカを指す。IN: イノベーション。

2. i_s : 3か月物現先レート。

3. i_s^* : 3か月物ユーロダラーレート。

4. i_L, i_L^* : 国債利回り。

5. π, π^* : 前年同期比GNPデフレーター上昇率。

6. IN(T)₋₁ : t期においては $T_{t-1} - t_{-2}T_{t-1}$ のこと(単位百万ドル)。

7. IN(T₊₁) : " $tT_{t+1} - t_{-1}T_{t+1}$ のこと(")。

8. ()内はt値。

による輸出入見通しが四半期ごとに実績値および3四半期先までの予測値が得られる。これを用いると、各期において2四半期先までの経常収支の予想のイノベーションが得られる。これが表2の $IN(T)$ 、 $IN(T+1)$ 、 $IN(T+2)$ である。²⁵⁾

さて、これらを用いて(23)式を全期間にわたって推定した結果が表2の①式である。これからわかるように貿易収支のイノベーションは有意ではない。ところが、②式以降の推定結果から明らかのように、各期の T の値と1期前における予想との差である $IN(T)$ は、ほとんどの式においてラグをもって有意である。すべての式において符号は理論的に予想される通り(貿易収支の黒字は為替レートの増価を引き起こす)である。単純な合理的期待形成の理論では、ラグ付きのイノベーションが説明変数になることは考えられない。したがって、この結果は予想が合理的でないか、あるいは合理的であっても永続的なショックと一時的なショックの混同のような不確実性が存在し、情報入手から資産需要の変化の間にラグが生じていることを意味する。²⁶⁾ いずれにせよ貿易収支のイノベーションはラグを伴いつつ為替レートのイノベーションに大きな影響をおよぼす。また、⑥～⑨式では最近の4年間について同様の式が推定されており、貿易収支変数の有意性が若干落ちているが、係数の推定値は大差ないことから考えて、データ数が少ないことの結果と考えられよう。

次に、金利変数については、若干の式を除けば内外名目金利格差がマイナスの符号で有意である。すなわち、外国金利に比べて国内金利の上昇は為

替レートの増価を引き起こす。この結果は、表1と対照的である。したがって金利の為替レートに対する影響を考える際には、予想された金利の変化と予想されていなかった金利の変化とを区別することが決定的に重要であることになる。①～⑤式では長期より短期金利の説明力が高いが、最近の期間のみをとってみると、長期金利の係数の方が大きくなっている。この期間に関する限り、投資家のタイム・ホライズンが3か月より長く、しかも短期金利の変動に一時的なものが多いと解釈できよう。また、①～⑤式に比べて、⑥～⑨式では例外なく金利変数の係数が(絶対値で)上昇している。このことは、最近の期間において内外資本の移動性が高まったという通常の議論と対応している。²⁷⁾

インフレ率格差はどの式においても有意でない。このことは、(24)式から出発して、名目金利格差が為替レートのイノベーションを説明するというわれわれの立場と整合的である。ただしインフレ率格差が何らかの形で(25)式のリスク・プレミアムの将来値の予想に役立つということは考えることであり、理論的には必ずしもこの変数が説明力がないはずであるということにはならない。特に、最近の期間については(⑦、⑨式)、 t 値は若干低い係数の推定値はほぼ妥当なものとなっており、より綿密な分析が望ましいといえよう。

推定式を用いて為替レートのイノベーション変動の推定期間内での要因分析をしてみるとどのようなであろうか。第②式を用いてシミュレーションを行った結果が図3である。1978年頃ま

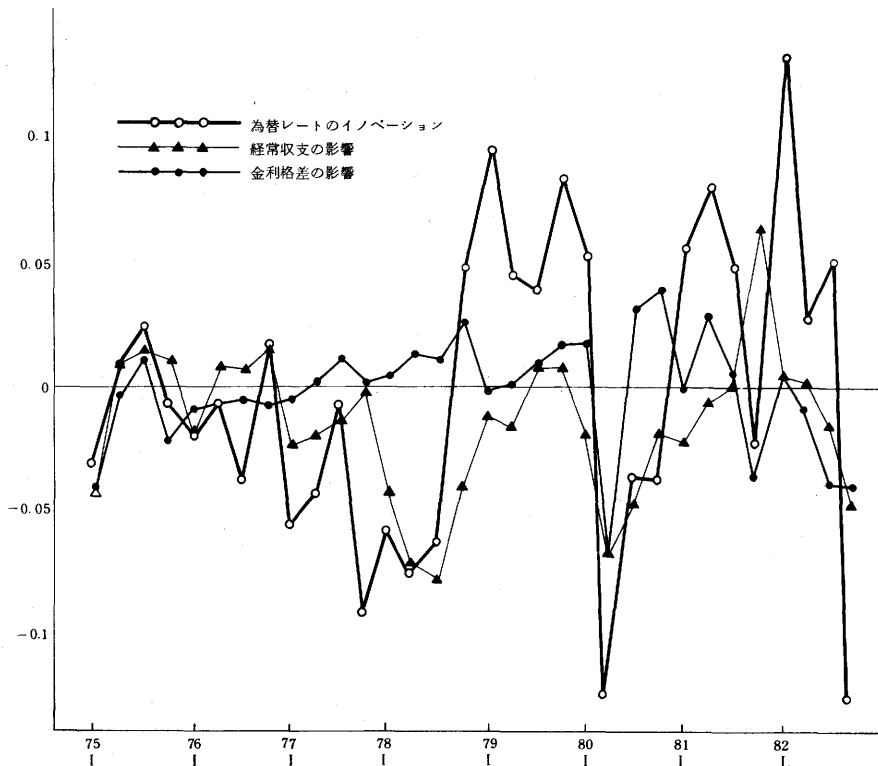
25) 例えば、 t 期において $IN(T+1) = t \cdot T_{t+1} - t_{-1} \cdot T_{t+1}$ である。

26) 例えば、植田(1983)第3章Ⅲ、B節参照。もう1つの可能性は、リスク・プレミアムの存在により $t_{-1}S_t$ と f_{t-1} が等しくなく、この両者の差が含まれている誤差項が $IN(T)_{-1}$ や $IN(T)_{-2}$ と相関して、推定値にバイアスが生じているということである。しかし、単純にこれらの変数と誤差項に含まれているであろう $t-1$ 時点での累積経常収支との相関を考えれば正となるので、バイアスは正の方向である。従ってバイアスは存在するかもしれないが、②式以降のこれらの変数の係数が負の大きな値をとっていることは説明できない。

27) 例えば、深尾(1983)第7章2.2節参照。

II. 報告論文

図3 為替レート変動の要因分析



では経常収支の影響が強く、その後は金利格差と為替レート変動の相関もある程度高くなっていることが読みとれよう。

同じような分析を最近の期間のみについて行ってみたのが図4である。この図は表2の第⑧式の結果を用いている。残差のグラフを見てわかることは、79年初めと82年の残差が大きいこと、逆に80年、81年については経常収支と金利の動きが為替レートの動きを比較的良く説明していることなどである。

79年に残差が大きい理由としては、当時の石油価格上昇の影響が現在考えている定式化では十分捉えられていないことがあげられるであろう。²⁸⁾これに対して82年(特に第1、第3四半期)の円安の原因はもう1つはっきりしない。81年後半に生

じた米国の金利低下が高金利是正の期待を生じさせた後、82年に入って再び高金利が米国で生じたことが円安を招いたとの解釈が一般的であるが、図4からわかるように、金利要因は82年にはごくわずかの円安要因になっているだけである。

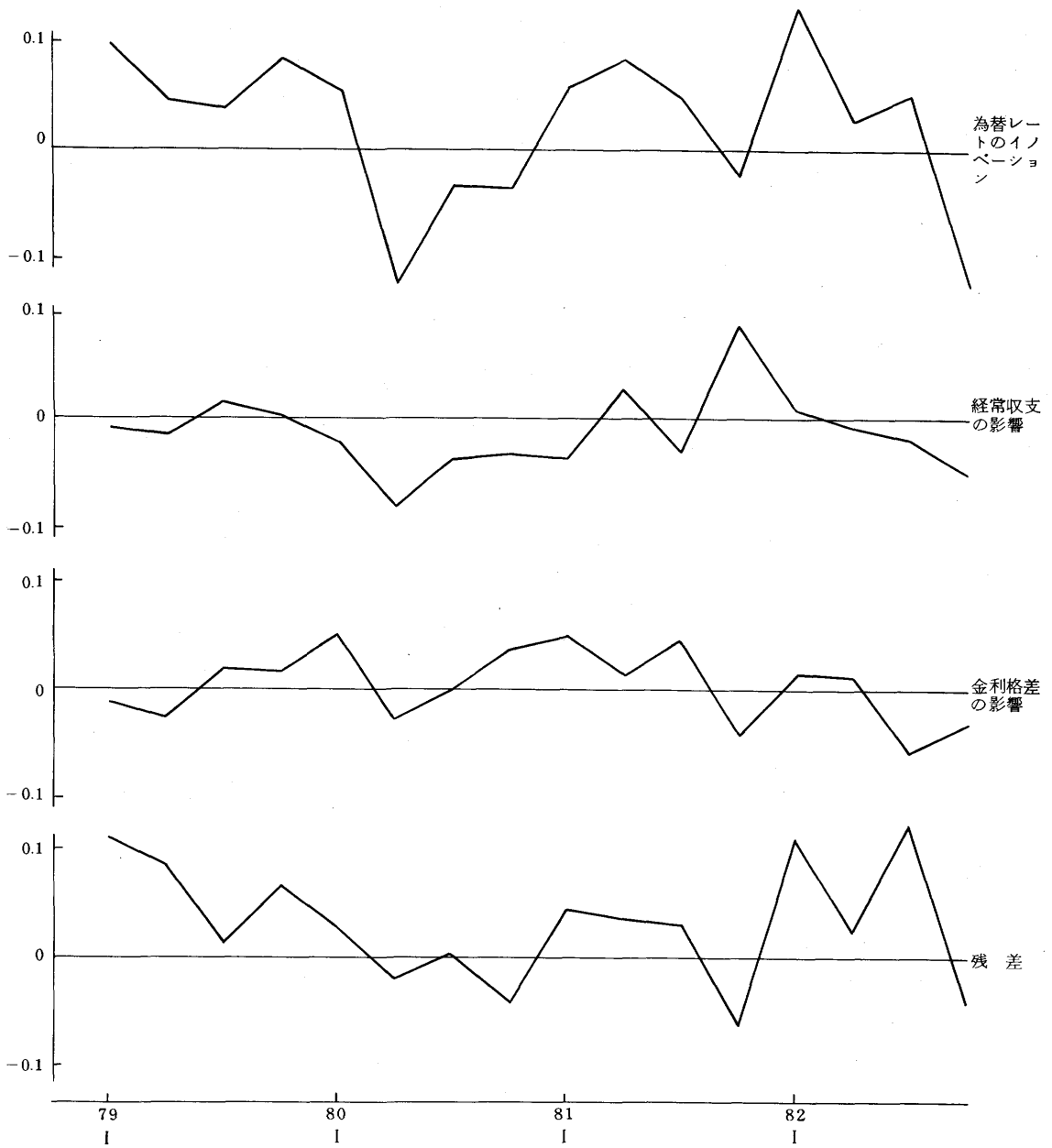
この点をさらに追求するために、表2の第⑨式の金利係数が大きいので、これを用いてシミュレーションを行ってみたところ、82年第1四半期の金利格差要因は約2倍に上昇するが、残差の大きさに比べると微々たるものである。また最初から実質金利を用いた回帰式の推定結果を使用しても結果に大差はなかった。さらに、金利の期待についてより精密に考えるために、米国の金利予想について金利の期間構造を利用して計算する方法も用いてみたが、²⁹⁾残差を大きく縮めることはでき

28) これについては、例えば植田(1983)の(4.28)式参照。

29) すなわち、6か月物大蔵省証券と3か月物の金利とから、次期の3か月物金利の予想を計算する。

Ⅱ. 報告論文

図4 為替レート変動の要因分析(79年以降)



なかった。

以上をまとめれば、イノベーション方式の回帰式を推定することによって全期間を通じての金利変数の説明力が増すことははっきりしたが、82年の円安については十分な説明ができないようである。

このことの1つの説明は、82年頃に推定式の構造変化があったかもしれないということであろう。この頃から特に金利に対する為替レートの感応度が一段と増大したのかもしれない。しかし、この点を現時点で回帰分析により確かめるのは難しい。

将来の金利期待が十分に捉えられていないかもしれない。しかし、短期に加えて長期金利も使用したこと、また期間構造の利用も行ってみたことから考えて、標準的な理論の中でどのような改良がなしうるかははっきりしない。

このように考えてみると、第2節で紹介した投機的なバブルや無関係な情報のような、場合によっては合理的ではない期待の動きによって為替レートが大きく左右されている可能性があるといえよう。バブルについては、(18)式に基づいて指摘した金利格差と均衡からの乖離とが打ち消しあい、均衡レートへの調整がなされないという可能性が重要と思われる。また、国際金融不安の状況の中でドルが買われるといった現象は、広い意味では無関係な情報の問題といえるかもしれない。しかしながらこの種のアプローチに基づいて実証研究を進めるのは極めて困難であることを、繰り返しにはなるが指摘しておこう。

5. むすびに代えて

以上、既成の経済理論に基づいた為替レート理

論および実証研究をサーベイして行く中で、これらによっては現実の為替レート変動を十分に説明できない可能性があることを述べた。今後の研究の方向としては、資産市場における期待形成の役割についてのより現実的な分析の必要性を指摘した。

このような方向での研究は、為替レートが均衡レートには必ずしも等しくないこと、為替レート期待が必ずしも合理的ではないことを結論する可能性が高い。このことは変動レート制全体について重要なインプリケーションを持っている。すなわち、変動レート制が金融政策の独立性等の望ましい性質を発揮するのは、為替レートが均衡レートとして推移する場合である。そのような場合には為替レートの変動はある程度大幅であっても許容するのが望ましい。ところが為替レートが均衡レートから乖離し、しかもこれが財市場に影響を与えるような場合には、望ましくない為替レート変動が生じていることになる。このような均衡レートからの大幅な乖離、あるいは不安定な動きは、何らかの方法によって除去した方がよいのは当然である。しかしこのようなことが可能かどうかは少なくとも2つの点ではっきりしない。1つは中央銀行による介入等が為替レートに大きな影響力を持つかどうかという問題であり、もう1つは現実のレートと均衡レートとの差がどれ位のものであるのか、どちらの方向にずれているのか等についての判断が極めて難しいことである。

【参考文献】

- [1] 天 野 明 弘 「マクロ計量モデルにおける為替レートの決定：展望」、『国民経済雑誌』、第147巻、1983。
- [2] Blanchard, O. J. Three Essays on Macroeconomics, unpublished Ph. D. dissertation, M. I. T., 1976.
- [3] Cumby, R. E. and M. Obstfeld “International Interest-Rate and Price-Level Linkages Under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence”, NBER Working Paper, No. 921, 1982.
- [4] Dornbusch, R. “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, Journal of Political Economy, Vol. 84, 1976.
- [5] ————— “Equilibrium and Disequilibrium Exchange Rates”, NBER Working Paper, No. 983, 1982.
- [6] Dornbusch, R. and S. Fischer “Exchange Rates and the Current Account”, American Economic Review, Vol. 70, 1980.
- [7] Frankel, J. A. “The Diversifiability of Exchange Risk”, Journal of International Economics, Vol. 9, 1979.
- [8] ————— “On the Mark: Reply”, American Economic Review, Vol. 71, 1981.
- [9] 深 尾 光 洋 『為替レートと金融市場』、東洋経済新報社、1983。
- [10] Hacche, G. and J. Townsend “Exchange Rates and Monetary Policy”, Oxford Economic Papers, Vol. 33, 1981.
- [11] Hooper, P. and J. Morton “Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination”, Journal of International Money and Finance, Vol. 1, 1982.
- [12] Krugman, P. “Consumption Preference, Asset Demands and Distribution Effect in International Financial Markets”, NBER Working Paper, No. 651, 1980.
- [13] Meese, R. A. and K. Rogoff “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?” Journal of International Economics, Vol. 14, 1983.
- [14] Mussa, M. “A Model of Exchange Rate Dynamics”, Journal of Political Economy, Vol. 90, 1982.
- [15] Tirole, J. “On the Possibility of Speculation Under Rational Expectations”, Econometrica, Vol. 50, 1982.
- [16] 植 田 和 男 『国際マクロ経済学と日本経済』、東洋経済新報社、1983。