

為替レートとリスク・プレミアム*

翁 邦雄・鈴木俊之

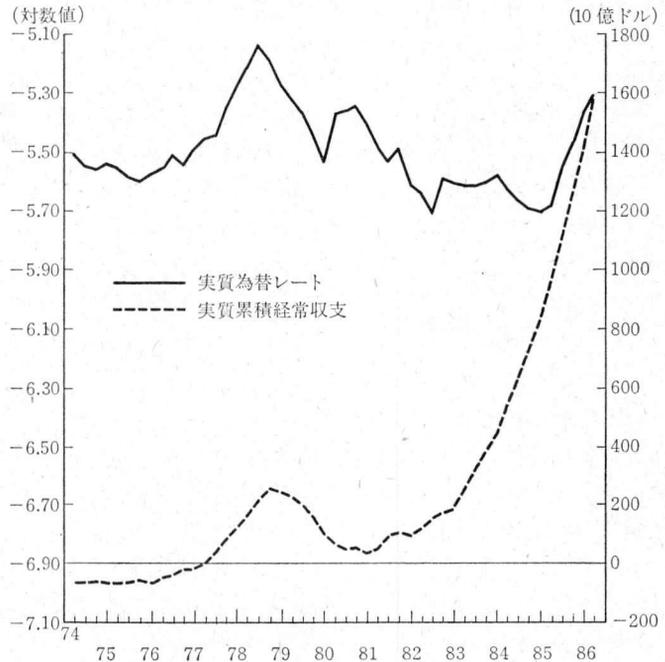
はじめに

1980年代前半の国際経済関係に最も大きな影響を及ぼした出来事のひとつとして、ドル高と米国経常収支赤字累積(日本の経常収支黒字累積)の並存を挙げることができる(第1図)。

こうした状況は、1970年代に発展した為替レート決定理論、とりわけリスク・プレミアムの役割を重視し、1977、78年当時の円高の説明に威力を発揮したポートフォリオ・バランス・モデルの枠組みでは説明が困難な現象であったといえる。このために、一方ではKrugman(1985)、Frankel and Froot(1986)などのように1980年代前半のドル高を広い意味のバブルとして捉える分析が注目を集め、他方、ポートフォリオ・バランス・モデルにおいて中心的役割を担った為替リスクに基づくリスク・プレミアムの為替レート決定に果たす役割が、外国為替市場が厚みを増すに従い急速に縮小してきているのではないかと(例えば深尾京司(1983))という見解が有力となりつつある。

しかし、リスク・プレミアムの為替レート決定に与える影響が無視しうるほど小さいということは、理論的には経常収支黒字累積が為替レートを増価させるという変動相場制の自動安定化機能が

第1図 円・ドル実質為替レートと日本の実質累積経常収支



全く働かないということの意味し、変動相場制の機能を評価するうえで極めて重大な含意を持つ。それだけに、リスク・プレミアムの評価については様々な角度から慎重に検討しておく必要がある。

本稿は、そうした検討のひとつとして深尾光洋氏の多国実質為替リスク型のポートフォリオ・バランス・モデルに、投資家の予想する各国通貨間の代替・補完関係が各時点の情報集合に依存し可変的であるという、より現実的な仮定を導入することにより、現時点では為替リスクの為替レート決定に果たす役割が無視しうるほど小さくなったとは言い切れないことを例示することを目的とする。本稿の構成は次の通りである。

* 本稿執筆にあたり、OECD 深尾光洋氏との討論が有益であったことを記して謝意を表したい。しかし、ありうべき誤りが著者達に属することは言うまでもない。

第1表 Meese and Rogoffの実証結果
Table 1 Root mean square forecast errors^{a)}

Model	Random walk	Forward rate	Univariate auto-regression	Vector auto-regression	Frenkel-Bilson ^{b)}	Dornbusch-Frankel ^{b)}	Hooper-Morton ^{b)}	
Exchange rate	Horizon							
\$/mark	1 month	3.72	3.20	3.51	5.40	3.17	3.65	3.50
	6 months	8.71	9.03	12.40	11.83	9.64	12.03	9.95
	12 months	12.98	12.60	22.53	15.06	16.12	18.87	15.69
\$/yen	1 month	3.68	3.72	4.46	7.76	4.11	4.40	4.20
	6 months	11.58	11.93	22.04	18.90	13.38	13.94	11.94
	12 months	18.31	18.95	52.18	22.98	18.55	20.41	19.20
\$/pound	1 month	2.56	2.67	2.79	5.56	2.82	2.90	3.03
	6 months	6.45	7.23	7.27	12.97	8.90	8.88	9.08
	12 months	9.96	11.62	13.35	21.28	14.62	13.66	14.57
Trade-weighted dollar	1 month	1.99	N.A.	2.72	4.10	2.40	2.50	2.74
	6 months	6.09	N.A.	6.82	8.91	7.07	6.49	7.11
	12 months	8.65	14.24	11.14	10.96	11.40	9.80	10.35

a) Approximately in percentage terms.

b) The three structural models are estimated using Fair's instrumental variable technique to correct for first-order serial correlation.

Meese and Rogoff(1983)から転載。

まず1では、最近の代表的な3つの為替レート決定モデルとして、Frenkel-Bilsonモデル(マネタリー・モデル)、Dornbusch-Frankelモデル(オーバーシュooting・モデル)、Hooper-Mortonモデル(ポートフォリオ・バランス・モデル)の現実説明力を比較検討した実証例としてMeese and RogoffとSchinasi and Swamyの研究を紹介し、その問題点を示す。ここでは、固定パラメーター型の理論モデルの現実説明力がいずれも不十分であり、この点を打開する1つの方向としてパラメーターの可変性を導入する余地があることが一部で検討されていることが示される。

2では、まず深尾(1983)の多通貨間の為替レート決定モデル(以下深尾モデル)を概観し、その推定結果と投資家の予想を表すパラメーターを部分的に可変的と仮定した場合のモデル(以下修正深尾モデル)とを比較する。そして、Meese and Rogoffの方法による為替予測精度の計算結果から、修正深尾モデルが深尾モデルの現実説明力を凌ぐことが示される。

最後の節で本論文の分析結果の含意を考え、今後の研究課題を簡単に展望する。

1 為替レート決定モデルの実証的問題点

1970年代の代表的な理論モデルの現実妥当性を比較した最近の実証研究例として、Meese and Rogoff(1983)とSchinasi and Swamy(1986)があげられる。

Meese and RogoffはFrenkel-Bilsonモデル、Dornbusch-Frankelモデル、Hooper-Mortonモデルの3つの理論モデルと、ランダムウォーク・モデルを含む3つの時系列モデルの予測精度を比較した。Meese and Rogoffの実証分析に用いられている方法は次のとおりである¹⁾。まず、1973年3月から1976年11月迄の期間で推定されたパラメーターを使用して、1ヵ月先、3ヵ月先、6ヵ月先、12ヵ月先の予測をする。次に、1976年12月のデ

1) Meese and Rogoff(1983)やSchinasi and Swamy(1986)では、3つの代表的なモデルを次のような式で表現している。

$$e = \alpha_0 + \alpha_1(m - m^*) + \alpha_2(y - y^*) + \alpha_3(r - r^*) + \alpha_4(\pi - \pi^*) + \alpha_5 TB + \alpha_6 TB^* + u$$

ただし、 $\alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$ の場合：Frenkel-Bilsonモデル
 $\alpha_5 = \alpha_6 = 0$ の場合：Dornbusch-Frankelモデル
 どの係数も0でない場合：Hooper-Mortonモデル

である。

ータを追加して推定されたパラメーターを使用し同様の予測をする。これを、1981年6月迄繰り返し試み、(1)式で定義されるRMSEを計算する²⁾。

RMSE

$$= \left\{ \sum_{s=0}^{n_k-1} [e^f(t+s+k) - e(t+s+k)]^2 / n_k \right\}^{1/2} \quad (1)$$

e^f : 為替レートの予測値

e : 為替レートの現実値

n_k : k ヶ月予測の回数

以上の方法による計算結果が第1表に示されている。第1表はFrenkel-Bilsonモデル、Dornbusch-Frankelモデル、Hooper-Mortonモデルの予測精度が、いずれもマルク・ドル・レートの1ヵ月予測を除きランダムウォーク・モデルより低いことを表している³⁾。Meese and Rogoffはこの他、貨幣需要関数を用いずに物価水準を直接説明変数に加えた修正モデルについても同様の計測を行なっているが、第1表とほぼ同じ結果が報告されている。

このように理論モデルの現実説明力が極めて低いという結果は大きな反響を呼んだが、Meese and Rogoffは考えうるいくつかの理由として同時方程式バイアス、パラメーターの変異性、期待変数の代理変数の選択の問題等を挙げている。

この3つの問題のうち、第2の問題、すなわちパラメーターの変異性の問題を特に重視したのがSchinasi and Swamyの分析である。Schinasi and Swamy(1986)は、説明変数が必要な情報を捉えているとしても、すべてのpolicy regimesや、あらゆる時期に、それらの情報が同じ様に使われるとは限らず、また現在、為替市場への参加者は極めて多様化しており、彼らの行動様式が常に一定であると信ずべき理由はないとした上で、線型固定

パラメーター・モデルによる実証結果のみから、モデルの予測能力について結論を出すのは合理的でないとして述べている。このような視点からSchinasi and Swamyは、確率的な可変パラメーター・モデルによる実証分析を試みている。

Schinasi and Swamyの、確率的な可変パラメーター・モデルの定式化は(2)式から(6)式のとおりである。

$$y_t = x_t' \cdot \beta_t \text{ for all } t \quad (2)$$

$$\beta_t = \beta + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = \phi \cdot \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (4)$$

$$E(v_t) = 0 \quad (5)$$

$$E(v_t \cdot v_s) = \Delta_a \text{ if } t=s \text{ and } 0 \text{ otherwise} \quad (6)$$

y_t : 為替レートの対数値

x_t' : 説明変数のベクトル

β_t : 係数ベクトル(β は定数ベクトル)

この分析は、可変パラメーター・モデルの他にOLS, GLSを含む5種類の推計方法による固定パラメーター・モデルについて、まず1973年3月から1980年3月迄の期間でパラメーターを推定し、次に1980年4月から1981年6月にかけて予測数値を計算し、(7)式によりRMSEを計算している⁴⁾。

RMSE

$$= \left\{ \sum_{s=1}^{15} [e^f(t+s) - e(t+s)]^2 / 15 \right\}^{1/2} \quad (7)$$

そして、Meese and Rogoffと同様に、Frenkel-Bilsonモデル、Dornbusch-Frankelモデル、Hooper-Mortonモデルについてポンド・ドル・レート、マルク・ドル・レート、円・ドル・レートのRMSEを計算したところ、円・ドル・レートのHooper-Mortonモデルを除いて可変パラメーター・モデルの予測精度が固定パラメーター・モデルよりも高いという結論を得ている。3つのモデル

2) Meese and Rogoffは(1983)の中で、予測精度の判定基準としてRMSE以外にME(mean error)とMAE(mean absolute error)を挙げている。

3) Meese and Rogoffは(1983)の中で、コクラン・オーカット法による推定について、Fairを用いた場合よりしばしば良好な結果が得られるが、パラメーターの符号条件を満足しない可能性があるとして指摘している。

4) この数値は、直接的にMeese and Rogoffの算出したRMSEと比較することはできない。何故なら、Meese and Rogoffの場合には、1ヵ月先、3ヵ月先、6ヵ月先、12ヵ月先のそれぞれのRMSEを算出しているのに対し、Schinasi and Swamyはそれぞれのモデルにおいて1ヵ月先の予測から15ヵ月先の予測までの2乗誤差を平均して予測精度を計算しているからである。

ルの中では Dornbusch-Frankel モデルが最も予測精度が高く、特にマルク・ドル・レートではランダムウォーク・モデルを凌ぐ結果が得られたとしている。

しかし、Schinasi and Swamy の実証分析にはいくつかの問題点がある。例えば、いずれのモデルにおいても貨幣需要関数の所得弾性値、金利半弾性値は自国、他国を問わず同じであると仮定されている点である。この仮定の妥当性は、パラメーターを固定的と仮定した場合については、いくつかの論文の中で一応確認されている⁵⁾。しかし、Schinasi and Swamy の可変パラメーター・モデルにおいては、これらの弾性値が可変的であるにもかかわらず2つの国で常に等しいという強い仮定が置かれることになる。この仮定が妥当かどうかは実証的に確かめられなければならないが、極めて非現実的な単純化ではなからうか。また、パラメーターを確率的とすることにより RMSE がランダムウォーク・モデルを凌いだとしても、このパラメーターの確率的な変化が経済理論上どのように説明されるかが明らかにされていない点も問題である。パラメーターの可変性の検討は重要な課題であるが、理論モデルに不明瞭なパラメーターの可変性を導入し説明力の向上のみを追求することは、経済構造の理論的理解を曖昧にすることにつながりかねない。

以上の予備的考察を前提に、次節ではポートフォリオ・バランス・モデルにパラメーターの可変性を導入し、為替リスクの重要性について再検討する。

2 深尾モデルの可変パラメーター・モデルへの拡張

(1) 深尾モデルの理論的背景と実証結果

本稿では、リスク・プレミアムに関する実証分析の基礎として深尾光洋(1983)によるポートフォリオ・バランス・モデルを用いる。深尾モデルは、多通貨が同時に取引される外国為替市場での危険回避的な投資家の外貨建資産需要を CAPM (Capi-

tal Asset Pricing Model) によって分析することにより均衡為替レートを導出するものである。また、前節でふれた3つの代表的な理論モデルの中では最も一般的な Hooper-Morton モデルを多通貨間の代替補完関係を考慮して拡張した形とみることもできる。ただし、Hooper-Morton モデルの定式化には貨幣需要関数が用いられていたが、深尾モデルでは両国の物価水準を直接説明変数としている。

深尾モデルの概略を深尾(1983)にもとづき簡単に説明すると以下のとおりである。

まず、任意の国(以下 n 国と略称)を為替レートを計上する上でのベース国として選び、次のような仮定をおく。

(a-1) モデルで考察する時点は $t=0$ と $t=1$ の2つしかなく、従ってすべての資産・負債はこれに対応する1期間の満期期間を持つ。

(a-2) n 国の投資家たちは危険回避的で、次式で定義される期待効用を最大化するように行動している。

$$u = a_n \mu_w - b_n \sigma_w^2 \quad (8)$$

u : n 国の投資家全体の期待効用

μ_w : 期末($A=1$)の資産価値の期待値

σ_w^2 : 期末の資産価値の分散

$a_n > 0, b_n > 0$: 定数

(a-3) すべての国においてインフレーションがなく、通貨の国内価値は一定である。

(a-4) 投資家たちは期末時点の為替レートを確率分布の形で予想している。そして、各通貨間の為替レートは投資期間末には、期待値の意味で購買力平価で決まる長期均衡レートに等しくなると予想されている。

(a-5) 各国の金利は外生的に与えられている。

(a-6) 各国為替市場は競争的で投資家たちは直物為替レートを所与として行動する。

以上の仮定から n 国の投資家たちの期待効用最大化を通じて外貨建資産負債に対する需要関数を次のように導くことができる。

$$X^n = C_n [M^n]^{-1} [(r^n - r_n \eta) + (f^n - e^n)] \quad (9)$$

X^n : n 国投資家の外貨建資産需要ベクトル

C_n : 投資家の効用関数パラメーター

5) 例えば Meese and Rogoff (1983) p. 14 などを見よ。

M^n : 期末に予想される為替レート間の分散共分散行列

r^n : n 国以外の国の金利ベクトル

r_n : n 国の名目金利を R_n とするとき

$$r_n = \ln(1 + R_n)$$

η : $n-1$ 個の 1 からなるベクトル

f^n : 期末時点の購買力平価レートの対数値のベクトル

e^n : 直物為替レートの対数値のベクトル

(9)式における右辺の C_n は、 n 国投資家の危険回避度で決まる正の係数で、回避度が大きいほどこの C_n は小さくなり、外貨建資産負債の需要の絶対額は減少する。 M^n は投資家の予想する期末時点における為替レート変動からの不確実性の程度を為替レート相互間の共変関係を分散共分散行列の形で表したものである。最後に、 $[(r^n - r_n \eta) + (f^n - e^n)]$ は、 $n-1$ の外貨建資産と n 国投資家にとって自国通貨である n 国通貨建資産との間の期待収益率格差を示すベクトルである。(9)式と同様にして他のすべての国の投資家について資産需要関数を求め、長期均衡レートの近傍で適当な近似を行なって得られる外国為替市場の需給均衡条件に代入して、直物為替レートについて解くと、次の為替レート決定式が得られる ($k=1, 2, \dots, n-1$)。

$$e_k^n = g_k^n + (r_k - r_n) + 1/c \sum_{j=1}^{n-1} M_{kj}^n B_j \quad (10)$$

この式は各国にインフレーションがないとの仮定(a-3)の下で導かれたものであり一般的でない。そこで、各国にインフレーションはあるが、将来のインフレ率については確実に見通せるとのやや緩い仮定におきかえると、結局次のような誘導型の為替レート決定式が得られる。

$$e_k^n = g_k^n + [(r_k - \pi_k) - (r_n - \pi_n)] + 1/c \sum_{j=1}^{n-1} M_{kj}^n B_j \quad (11)$$

e_k^n : n 国通貨建 k 国通貨レートの対数値

g_k^n : n 国通貨建 k 国通貨レートの、現時点における購買力平価レートの対数値

r_k : k 国通貨建資産の名目金利

π_k : k 国の期待インフレ率

r_n : n 国通貨建資産の名目金利

π_n : n 国の期待インフレ率

c : 投資家全体の危険回避度を示す係数

M_{kj}^n : 期末時点に予想される n 国通貨建の k 国通貨レートと j 国通貨レート間の共分散

B_j : j 国の対外純資産高

このモデルを円・ドル・レートの実証分析のための回帰式として定式化したのが(12)式である。ただし、(12)式には外為取引に対する規制的枠組みの変更を考慮に入れるため、非居住者の現先取引が解禁された1979年第2四半期の前後で計測期間を区切り、ダミー変数が挿入されている⁶⁾。

$$e_j^n(t) = \alpha_0 + [p_n(t) - p_j(t)] + (\alpha_1 + \alpha_1' \cdot \delta) [(r_j(t) - (\pi_j(t)) - (r_n(t) - \pi_n(t)))] + (\alpha_2 + \alpha_2' \cdot \delta) \sum_{k=1}^{n-1} M_{kj}^n B_k(t+1) + \varepsilon(t) \quad (12)$$

$e_j^n(t)$: t 時点でのドル建円レートの対数値

$p_j(t)$: t 時点での日本の物価指数(1980年=1)の対数値

$r_j(t)$: t 時点での日本の金利に1を加えたものの対数値

$\pi_k(t)$: t 時点での k 国の期待インフレ率で、完全予見を仮定し事後的な実際のインフレ率(前年比)を使用したもの。つまり

$$\pi_k(t) = p_k(t+4) - p_k(t)$$

M_{kj}^n : k 通貨と円のドル建実質為替レートの共分散

$B_k(t+1)$: k 通貨の1973年第1四半期から、 $t+1$ 時点までの累積経常収支高

$\delta=0$: 1979年第1四半期以前

$\delta=1$: 1979年第2四半期以降

$\varepsilon(t)$: 残差

この深尾モデルを1974年第2四半期から1981年第3四半期迄の期間で推定した結果が第2表である。本分析で資料として用いた Main Economic

6) 1979年5月に非居住者の現先取引が解禁され、これにより内外の金融市場間の裁定取引をかなり容易にしたと考えていることに基づく。現実には資本自由化は漸進的・段階的であるが深尾(1983)との比較の便宜上、以下でもこの扱いを踏襲する。

第2表 深尾モデルの推定結果(1974年第2四半期-1981年第3四半期)

推定方法	使用金利	R^2	ρ	$D.W.$	α_0	α_1	α_1'	α_2	α_2'
コ克蘭・オーカット法	短期金利	0.52	0.70	1.27	-5.59 (-157)	1.18 (3.70)		0.37 (5.71)	
	長期金利	0.46	0.73	1.31	-5.59 (-139)	1.63 (3.22)		0.31 (4.56)	
コ克蘭・オーカット法 (ダミーを使用)	短期金利	0.61	0.63	1.51	-5.56 (-175)	0.66 (1.37)	0.76 (1.28)	0.38 (6.73)	-0.09 (-1.9)
	長期金利	0.59	0.69	1.60	-5.56 (-169)	0.77 (1.35)	2.12 (2.47)	0.36 (6.03)	-0.20 (-2.9)

α_0 : 定数項
 α_1 : 実質金利差
 α_1' : 実質金利差ダミー

α_2 : リスク・プレミアム
 α_2' : リスク・プレミアム・ダミー

ρ は1階の自己相関係数
 $D.W.$ はダービン・ワトソン値

()内 t 値

Indicators(OECD)の1984年版(1964-1983)は、1980年版(1960-1979)に比べ大幅にデータの修正が行なわれているために、深尾(1983)の結果を完全に再現することは出来なかったが、ほぼ同一の推定結果が得られた⁷⁾。

ダミーを用いた結果を見ると金利差係数は、1979年第2四半期の前後で、短期金利を用いた場合で0.66から1.42へと、また長期金利を用いた場合で0.77から2.89へと増加し、資本取引の自由化に伴って、実質金利差の為替レートに与える影響が拡大したことを示している。

一方、累積経常収支は、短期金利を使用した場合は0.38から0.29へと、長期金利を使用した場合は0.36から0.16へと低下する。これは、いずれの場合も資本取引の自由化後リスク・プレミアム項の影響が小さくなる傾向を表している。

(2) 可変パラメーター・モデルへの拡張と検証

ところで深尾(1983)では実証分析の中で M_{kj}^n は一定と仮定されている。この点について深尾氏は、「現実には、各国通貨の代替、補完関係を決定する M_{kj}^n は変化するものと考えられ、これは実証分析において累積経常収支と為替レートの関係を乱す1つの要因となりうる」と指摘しながらも、「 M_{kj}^n の計測期間を変化させると分散、共分散行列は当然変化する。しかし、計測期間の1, 2年の変更は、実証結果にさほど影響しない」と述

べている(深尾(1983)p. 161 および p. 173 注7)。

確かに、分析期間中の投資家の M_{kj}^n の予想が計測期間全体の平均的な M_{kj}^n によると仮定する場合には、 M_{kj}^n は比較的安定しており少々の分析期間の変更が M_{kj}^n に与える影響は小さなものと考えられる。しかし、問題は既に述べたように、各時点での投資家の将来に対する予想は計測期間中の平均値では適切に表現されないという点にある。何故ならば、投資家は投資決定に際し将来の分散共分散の実現値を知らず、過去の経験に基づいて行動し、また市場環境の変化は過去のデータの信頼性を低下させるので、各時点で、より最新の情報に高い比重をおいて判断するからである。したがって、投資家の予想を表す M_{kj}^n は分析期間中新たな情報を織り込みながら変化するパラメーターとして定式化の方が自然であろう。

この他にも深尾氏の実証分析は次のようないくつかの問題を内包している。それらは、①(12)式において、リスク・プレミアム項を除く変数は実質化された数値であるのに対し、リスク・プレミアム項に使用される累積経常収支に名目値が用いられているのは整合的でなく、インフレーションがある場合の為替レート決定式においては実質化された累積経常収支を使用すべきである、②コ克蘭・オーカット法に加え、同時方程式体系による推定もしくは操作変数法による推定を行なうべきである、などの点である。

本論文における以降の分析では、モデルの理論的性格を考慮しリスク・プレミアム項に実質化さ

7) 特に、フランスの経常収支のデータは大幅な修正が施されている。

第3表 コ克蘭・オーカット法による修正深尾モデルの推定結果(1974年第2四半期-1981年第3四半期)

推定方法	使用金利	R^2	ρ	$D.W.$	α_0	α_1	α_1'	α_2	α_2'
コ克蘭・オーカット法	短期金利	0.27	0.84	1.00	-5.43 (-84)	1.33 (3.02)	/	0.09 (1.86)	/
	長期金利	0.34	0.80	1.32	-5.49 (-105)	2.66 (3.47)	/	0.09 (1.97)	/
コ克蘭・オーカット法 (ダミー使用)	短期金利	0.65	0.90	1.73	-5.39 (-76)	0.70 (1.06)	0.28 (0.41)	0.15 (4.25)	-0.38 (-5.3)
	長期金利	0.73	0.88	2.19	-5.43 (-101)	1.27 (1.96)	0.96 (1.73)	0.17 (5.12)	-0.42 (-6.2)

α_0 : 定数項 α_2 : リスク・プレミアム ρ は1階の自己相関係数 ()内 t 値
 α_1 : 実質金利差 α_2' : リスク・プレミアム・ダミー $D.W.$ はダービン・ワトソン値
 α_1' : 実質金利差ダミー

第4表 操作変数法による修正深尾モデルの推定結果(1974年第2四半期-1981年第3四半期)

推定方法	使用金利	R^2	$D.W.$	α_0	α_1	α_1'	α_2	α_2'
操作変数法	短期金利	0.80	1.21	-5.59 (-201)	1.40 (2.23)	/	0.54 (10.7)	/
	長期金利	0.80	1.15	-5.57 (-213)	1.59 (1.68)	/	0.44 (7.82)	/
操作変数法 (ダミー使用)	短期金利	0.83	1.84	-5.56 (-190)	0.77 (1.06)	1.30 (1.45)	0.56 (11.2)	-0.24 (-2.6)
	長期金利	0.83	1.70	-5.57 (-212)	1.89 (1.69)	1.42 (0.97)	0.47 (8.28)	-0.32 (-1.8)

α_0 : 定数項 α_2 : リスク・プレミアム $D.W.$ はダービン・ワトソン値 ()内 t 値
 α_1 : 実質金利差 α_2' : リスク・プレミアム・ダミー

れた累積経常収支を用い、また同時方程式バイアスを考慮して、操作変数法による結果にも言及しつつ分析を進めることとする。

第3表は、 M_{kj}^n として計測期間中の各時点から過去6四半期の実質為替レートの分散共分散を使用した場合の推定結果である。本分析では、これ以外に M_{kj}^n として計測期間中の各時点から過去8四半期の実質為替レートの分散共分散を使用した場合および計測期間の始期から各時点迄の実質為替レートの分散共分散を使用した場合の計測を試みたが、それらの結果は、固定分散共分散のケースを凌ぐものの、第3表の結果に及ばなかった。以降、過去6四半期の実質為替レートの分散共分散行列を用いたモデルを修正深尾モデルと呼ぶことにする。

第3表をみると、ダミー変数を用いたときの修正深尾モデルの現実説明力がかなり高いというこ

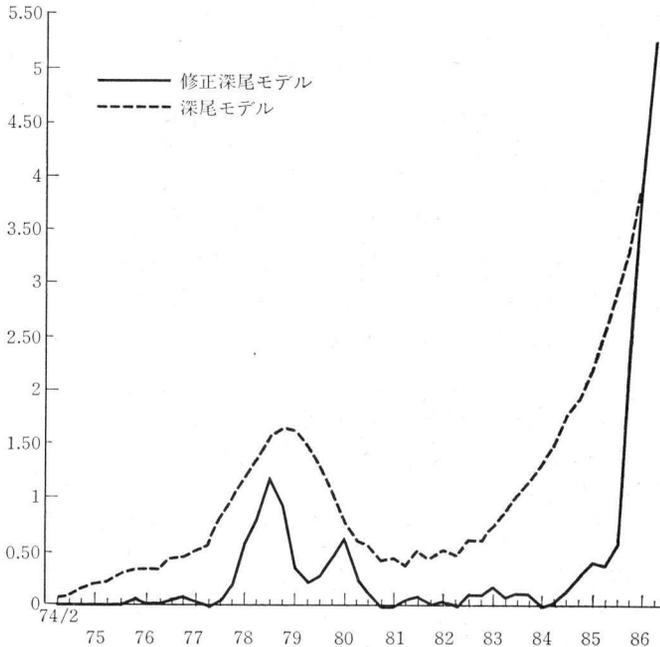
とがわかる。短期金利を用いた場合の実質金利差ダミーの t 値は低いが、長期金利を用いた時の t 値は1.73と5%有意である。しかし、ダミー変数の係数を加えるとリスク・プレミアム項の係数 ($\alpha_2 + \alpha_2'$) がマイナスとなり符号条件が満足されていない。

そこで、修正深尾モデルを操作変数法によって推定してみた⁸⁾。

第4表によれば、ダミー変数を加えた場合ダービン・ワトソン値は高く、リスク・プレミアム項の係数 ($\alpha_2 + \alpha_2'$) が、短期金利を用いた場合0.32、長期金利を用いた時に0.15となり、理論上の符号

8) 操作変数法を用いて深尾モデルを推定する場合、Meese and Rogoff(1983)同様操作変数としては1期前の実質為替レート、1期前の実質金利差、1期前のリスク・プレミアムを用いている。また、操作変数法における R^2 や $D.W.$ は、為替レートを被説明変数とする2段階目のOLSの数値である。

第2図 深尾モデルと修正深尾モデルのリスク・プレミアムの比較



条件を一応満足する結果が得られる。

また、深尾モデルと修正深尾モデルのリスク・プレミアム $\sum_{k=1}^{n-1} M_{kj}^n B_k(t+1)$ をグラフで比較したのが第2図である。第2図からは修正深尾モデルのリスク・プレミアムが、1980年代前半のドル高期には深尾モデルのリスク・プレミアムよりも小さく、また1985年以降のドル高修正期に急速に高まっていることがみてとれる。

(3) ローリング・リグレーションによる予測精度の比較

固定パラメーター型のモデルと修正深尾モデルを比較した結果は以上の通りであるが、この方法のみでは計測期間をどのようにとるかににより、推定結果が大きく左右されている可能性がある。計測期間を1期間だけ長くしたり短くしたりした場合の推定結果は予想外に大きな変化を伴うものであった。以上の問題をふまえ、つぎに Meese and Rogoff の分析手法を用いて、修正深尾モデルと深尾モデルを比較することにした。この場合、為替レートの決定構造が安定的であれば、予測精度は内挿の場合とほぼ等しいはずであるが、もし経済

構造が不安定ないし回帰式のあてはまりの良さがみかけ上のものであれば内挿テストの結果と比べて、外挿精度が極めて低いという事態が起こりうる。この分析では、同じ条件の下で深尾モデルと修正深尾モデルの予測精度を比較し、 M_{kj}^n の可変性を仮定することによりモデルの予測能力がどの程度向上するかに関心がある訳である。ただし、予測に先立って説明変数である実質金利差とリスク・プレミアムの将来の値を推定しなければならないが、本分析では Meese and Rogoff との比較も考慮して Meese and Rogoff と同様それぞれの変数の実現値を用いている。具体的な分析方法は次のとおりである。

まず、1973年第1四半期から、1982年第1四半期迄の期間で、コクラン・オーカット法または操作変数

法により推定されたパラメーターを用いて、3ヵ月先、6ヵ月先、12ヵ月先の為替レートを予測し、実現値との誤差を計測する。次に1982年第2四半期をサンプルに加え、パラメーターを推定し、同様の予測と誤差の計測をする。これを、1985年第2四半期まで繰り返し、目標期間別に(7)式で定義された RMSE を算出する。

この計測過程において、特に注意すべき事は次の諸点である。まず、修正深尾モデルでは M_{kj}^n を可変的としているが、予測に際してはパラメーター推定期間末時点の M_{kj}^n が将来も続くものと仮定し、予測期間中一定とする。2点目は、コクラン・オーカット法を用いる場合の予測に際しては系列相関を考慮し、(13)式のように自己相関係数による補正を行なっていることである。

$$\hat{e}(t) = \mathbf{x}(t) \cdot \mathbf{b} - \rho \cdot \mathbf{x}(t-1) \cdot \mathbf{b} + \rho \cdot e(t-1) \quad (13)$$

$\hat{e}(t)$: t 期の実質為替レートの予測値

$\mathbf{x}(t)$: t 期の説明変数のベクトル

\mathbf{b} : 係数ベクトル

ρ : 自己相関係数

第5表 深尾モデルの予測精度(1)

予測対象時点	3ヵ月先	6ヵ月先	12ヵ月先
モデル			
ランダムウォーク・モデル	0.057	0.087	0.163
コ克蘭・オーカット法	0.146	0.147	0.201
コ克蘭・ オーカット法(ダミー)	0.096	0.098	0.156
操作変数法	0.124	0.138	0.214
操作変数法(ダミー)	0.102	0.118	0.192

注) 期待インフレ率は完全予見を仮定。

第6表 修正深尾モデルの予測精度(1)

予測対象時点	3ヵ月先	6ヵ月先	12ヵ月先
モデル			
ランダムウォーク・モデル	0.057	0.087	0.163
コ克蘭・オーカット法	0.069	0.090	0.151
コ克蘭・ オーカット法(ダミー)	0.069	0.077	0.122
操作変数法	0.070	0.085	0.158
操作変数法(ダミー)	0.075	0.091	0.158

注) 期待インフレ率は完全予見を仮定。

第7表 深尾モデルの予測精度(2)

予測対象時点	3ヵ月先	6ヵ月先	12ヵ月先
モデル			
ランダムウォーク・モデル	0.057	0.087	0.163
コ克蘭・オーカット法	0.153	0.161	0.219
コ克蘭・ オーカット法(ダミー)	0.085	0.098	0.195
操作変数法	0.060	0.060	0.122
操作変数法(ダミー)	0.102	0.121	0.230

注) 期待インフレ率は静学的期待を仮定。

第8表 修正深尾モデルの予測精度(2)

予測対象時点	3ヵ月先	6ヵ月先	12ヵ月先
モデル			
ランダムウォーク・モデル	0.057	0.087	0.163
コ克蘭・オーカット法	0.062	0.090	0.161
コ克蘭・ オーカット法(ダミー)	0.069	0.072	0.122
操作変数法	0.073	0.085	0.140
操作変数法(ダミー)	0.066	0.081	0.173

注) 期待インフレ率は静学的期待を仮定。

3点目は、既に述べた通り将来の説明変数として事後的な実現値を与えていることである。最後は、期待インフレ率の代理変数の選択の問題である。前述した通り、為替レートの実証分析では期待インフレ率にどのようなデータを与えるかが結

果を大きく左右し得ることが指摘されている。従って、本分析では2種類の代理変数を使用した。1つは、完全予見を仮定した場合の物価指数の実現値であり、もう1つは当該時点における過去1年間の物価指数の実現値である。

第5表から第8表の試算結果から、いくつかの特微的な傾向を見出すことができる。

第1に、コ克蘭・オーカット法か操作変数法かを問わず、期待インフレ率として過去1年間の物価指数を用いたときの予測精度と、完全予見を仮定し事後的な実際の物価指数を用いたときの予測精度との間には明瞭な差がなかった。

第2に、深尾モデルでも修正深尾モデルでも3ヵ月予測ではランダムウォーク・モデルを越えられないが、6ヵ月予測と12ヵ月予測のいくつかのケースではランダムウォーク・モデルを凌ぐという結果が得られた。

最後に本稿の問題意識からみて最も重要な点であるが、修正深尾モデルの外挿精度は、期待インフレ率の完全予見を仮定しない場合の操作変数法による推定を除き、コ克蘭・オーカット法を用いる場合でも操作変数法を用いる場合でもすべて深尾モデルの外挿精度を凌いでいる。

おわりに

はじめに述べたように、本稿の関心は変動相場制の機能を評価する上で重要な含意をもつリスク・プレミアムの機能を実証的に探ることである。その第一歩として、本稿で採用した手法は深尾(1983)で用いられた実証モデルについて必要最小限の変更を加えた上で、深尾モデルでリスク・プレミアム決定に重要な役割を果たしている通貨間の代替・補完関係についてのパラメーターである為替レート間の分散共分散の可変性を導入し、固定パラメーター・モデルと比較してみることであった。この分析の暫定的結論は、パラメーターの可変性を導入することにより実証結果は大きく変わり得ること、それゆえ1980年代に入って外国為替市場の厚みが増した結果リスク・プレミアム要因が相対的に重要でなくなっているとしても、經常収支不均衡の累積が為替レートのアンカーと

しての機能を全く果たし得なくなっているとはまだ断言できないこと、等である。

しかし、本稿はリスク・プレミアム・パラメーターの可変性を導入した深尾モデルが為替レート決定モデルの新たな決定版であることを主張するものではない。なぜなら、このモデルは、なお幾つかの問題を抱えているからである。例えば、第2図でみられるように、85年秋以降リスク・プレミアム項はドル高修正方向に強く働き続けるかたちとなっているが、現実の為替レートの変動は、必ずしもこのような一本調子のドル高修正となっている訳ではない。その結果、計測期間を86年も含めて延長した場合には(現実には、本稿作成時点で幾つかのデータが入手不能であったため、このような実験は行ない得なかったが)、モデルの予測精度は固定パラメーター・可変パラメーター・モデルの双方で劣化することが予想される。こうした結果は、為替レート決定過程における期待形成過程、リスク・プレミアム以外のパラメーターの可変性など、幅広い観点からモデルの定式化を慎重に検討・改良し続ける必要があることを示唆するものといえよう。

このような改良作業のうち直ちに実現可能なものとして挙げられるものとしては、①リスク・プレミアム項の説明変数データである累積経常収支から対外直接投資を取り除くこと、②為替管理の自由化による構造変化をただひとつのダミー変数で処理するのではなく、自由化過程の漸進的性格をよりよく反映するような取扱いを工夫すること、などが挙げられる。このうち①の点は、小宮、須田(1983)による深尾アプローチ批判(=対外純資産保有に関する為替リスクについては、為替リスクを伴うものと伴わないものが明瞭に分れるという考え方〈ブラック・アンド・ホワイต์・アプローチ〉は現実的でなく、例えば対外直接投資のように実物財の形態をとっているものは為替リスクを伴わないという批判)に対応する。これらの点については、Fukao(1987)が固定パラメーター・モデルの枠内で様々な検討を行っており、かなり計測結果を改善することができるとしている。

また、推定法についていえば、本稿では操作変

数法のダービン・ワトソン値が意外に高かったこともあって同時推定バイアスと系列相関を同時処理するFairの推定法を用いなかったが、今後の研究上はFairの方法も併せて用いることが望ましいと考えられる。

為替レート決定モデルの実証分析は極めて困難な分野であるが、このような検証を積み重ねることにより変動相場制の機能に対する理解を深めていくことは、今後とも極めて重要であるといえよう。

(筑波大学社会学系・三井不動産)

Data Appendix

実証分析にはすべて四半期データを使用した。詳細は以下の通りである。

[1] データの出典

日本の短期金利と長期金利は『経済統計年報』(日本銀行)のデータを使用した。また、スイスは四半期ベースの経常収支を公表していないので、IMFの *International Financial Statistics* に掲載されている年次ベースの経常収支を四半期データに変換して使用している。その他のデータはすべて *Main Economic Indicators* (OECD) および *Economic Outlook* (OECD) による。

[2] 使用データ

〈a〉 為替レート

日本、英国、フランス、スイス、イタリア、西独、ノルウェー、スウェーデン、カナダの四半期末ドル建て為替レートを使用した。

〈b〉 物価指数

日本、英国、イタリア、西独、カナダ、米国の物価指数には1980年=100とするGNPデフレーターを、またフランス、スイス、ノルウェー、スウェーデンには1980年=100とするCPIを用いた。

〈c〉 短期金利

日本の短期金利には3ヵ月コールレートを、米国には3ヵ月TBを用いた。

〈d〉 長期金利

日本、米国ともに長期金利には長期国債を使用した(日本は10年物、米国は30年物)。

References

- [1] 植田和男「最近における為替レートと円・ドルレートの動き」『金融研究』第2巻第4号(1983年12月), pp. 8-26。
- [2] 小宮隆太郎・須田美矢子『現代国際金融論〈歴史・政策編〉』日本経済新聞社, 1983年。
- [3] 鈴木俊之「外国為替レート決定理論の実証分析」筑波大学経営政策科学研究科未発表修士論文, 1987年。
- [4] 深尾京司「為替レートの決定要因と為替投機需要」『金融研究』第2巻第4号(1983年12月), pp. 27-65。
- [5] 深尾光洋『為替レートと金融市場』東洋経済新報社, 1983年。
- [6] Bilson, J. F. O., "The Deutsche mark/dollar Rate: A Monetary Analysis," in: Karl Brunner and Alan H. Meltzer, eds., *Policies for Employment, Prices and Exchange Rates*, Carnegie-Rochester Conference Series 11, North Holland Publishing Company, Amsterdam, 1979.
- [7] Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84 (1976), pp. 1161-1074.
- [8] Frankel, J. A., "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials," *American Economic Review*, 69 (1979), pp. 610-622.
- [9] Frankel, J. A., and K.A. Froot, "Understanding the Dollars in Eighties: Rates of Return, Risk Premiums, Speculative Bubbles, and Chartists and Fundamentalists," presented at a conference at Australia National University, July 15-16, 1986.
- [10] Frenkel, I. A., "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, 78 (1976), pp. 200-224.
- [11] Krugman, P. A., "Is the Strong Dollar Sustainable?" NBER *Working Paper*, 1644 (June, 1985).
- [12] Fukao, M., "Exchange Rate Equation for the Maquette Project," Mimeo (February, 1987).
- [13] Hooper, P., and J. E. Morton, "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination," *Journal of International Money and Finance*, 1 (1982), pp. 39-56.
- [14] Meese, R. A., and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics*, 14 (1983), pp. 3-24.
- [15] Schinasi, G. J., and P. A. V. B. Swamy, "The Out-of-sample Forecasting Performance of Exchange Rate Models When Coefficients are Allowed to Change," Mimeo, Federal Reserve Board, Washington, D. C., 1986.