

経済研究

第38巻 第2号

Apr. 1987

Vol. 38 No. 2

外国為替市場における効率性について*

—時系列解析によるアプローチ—

竹内 恵行・山本 拓

1. 序 論

本論文の目的は、1980年頃から市場の効率性に対する検定手法として用いられている時系列解析アプローチについて、正しい統計的理解のもとで経済理論との対応づけを行い、外国為替市場における諸「効率性」について検定することである。

そもそも、外国為替市場における「効率性」の成否は、単なる市場の性質と云うだけでなく、国際マクロ経済学の諸理論に一般に課される内外金融資産の「完全代替性」仮定の妥当性を議論する際にも重要なものである。Dornbusch モデルに代表される主な国際マクロ経済学の理論ならびに実証研究では、しばしば先物為替を直物に集約する簡単化が行われて議論されている。本論文では先物為替を明示的に取り入れた場合の市場の「効率

性」の検定を取り扱う。

これらの「効率性」の成否を検定するためにこれまで用いられた計量的方法には、(予測)誤差に注目したもの、最小2乗法(OLS)推定による係数制約の検定を行うものなどがある。我々が本論文で取り上げるのは時系列解析を用いた検定方法である。この手法にも、白川(1979)のように予測誤差に注目するもの、また最近では周波数領域(frequency domain)において検定を考えるものなど、幾つかの流れに分類することができる。その中でもここでは、時間領域(time domain)におけるベクトル自己回帰(vector autoregressive: VAR)モデルの係数制約に関する検定を行う方法に注目する。この方法は Sargent(1979) が利子率の期間構造分析に利用したことに始まり、その後 Hakkio(1981), Baillie et al.(1983), Ito(1984, 1986 a) などによって外国為替市場分析に適用されている。

以下では、2節では定常系列の場合の検定の理論的フレームワークについて述べる。次に3節では非定常系列の場合、階差操作後の系列では原系列(レベル)に関する検定を行うことが出来ないことを説明する。続いて4節では主要5ヶ国について市場の効率性に関する実証研究を行う。5節で

* 本稿は枚数の制約により竹内・山本(1986)を要約、修正したものである。本論文の作成段階において東京大学国友直人、ミネソタ大学伊藤隆敏、大阪大学吉川洋、オーストラリア国立大学 C. R. McKenzie、日本銀行金融研究所山川哲史の各氏、および横浜国立大学近経セミナーの参加者より有益なコメントを頂いた。この場を借りて感謝の意を表したい。但し、本稿における誤りはすべて筆者の責に帰するものである。

は結論を述べる。

2. 検定のフレームワーク(定常時系列の場合)

2.1 検定仮説について

本節では時系列解析手法を用いた外国為替市場における効率的市場仮説についての検定手法の理論的フレームワークについて述べる。以下ではまず本論文で検定の対象とする仮説を整理する。

まず、①先物取引を取り入れた場合に、取引費用が存在しなければ、当期の直先スプレッド率が内外金利差に等しいという、裁定条件としての「カバー付きでの金利平價仮説」。以下ではこれを「CIP(covered interest parity)仮説」と呼ぶ。次に外国為替市場の「効率性仮説」としては以下の2種を取り上げる。まず、②先物為替を取り入れた場合に、先物為替レートが将来の直物為替レートの不偏予測量(unbiased predictor)であるという「先物市場についての効率性仮説」。以下ではこれを「RE(rational expectation)仮説」と呼ぶ。

③先物取引の有無にかかわらず、今期の直物為替レートの予想減価率が内外金利差に等しいという「カバーなしでの金利平價仮説」、すなわち「直物市場についての効率性仮説」である。以下ではこれを「UIP仮説(covered interest parity)仮説」と呼ぶ。なお本論文における効率性は資産保有者が危険中立的であることを前提としている。

本論文の主たる興味は UIP 仮説の検定にあるが、上記の3つの仮説は必ずしも独立ではなく、UIP 仮説は RE 仮説と CIP 仮説の複合仮説であると見なすことができる。そこで実際には、この複合性を明示的に取り上げた仮説を検定する方法と、先物為替を明示的には含まない形の仮説を検定する方法、の2種類の仮説が存在することになる。本論文では前者を「CUIP(combined UIP)仮説」と呼び、後者を「UUIP(uncombined UIP)仮説」と呼んで区別することにする。当然のことながら CUIP 仮説の方がより多くの情報を含んでおり、UIP 仮説の検定にはより優れたものであり、本論文の興味を中心となる。

以下ではこれまで述べた諸仮説をモデルにより説明する。いま、時間単位を1ヶ月とし、 F_t を

3ヶ月(90日)物の先物為替レート、 S_t を直物為替レート、 i_t および i_t^* をそれぞれ自国と外国の(3ヶ月物の)利子率(年利%)とすれば、CIP仮説は、

$$F_t = [(1+i_t/400)/(1+i_t^*/400)]S_t \quad (1)$$

と書くことが出来る。これの対数をとって線型近似すると、

$$f_t - s_t = 1/400[i_t - i_t^*] + v_t \quad (1a)$$

となる。ここで、 f_t, s_t はそれぞれ $\log F_t, \log S_t$ を示す。また、 v_t は平均0、分散 σ_v^2 で系列相関のない誤差項である。これより、CIP仮説は以下のように表すことができる。

$$E_{t-1}(f_t) - E_{t-1}(s_t) - 1/400[E_{t-1}(i_t) - E_{t-1}(i_t^*)] = 0 \quad (2)$$

ここで、 $E_{t-1}(\cdot)$ は $t-1$ 期までの必要な情報にもとづく条件付き期待値である。同様にして RE 仮説は以下のように与えられる。

$$E_{t-1}(s_{t+3}) - E_{t-1}(f_t) = 0 \quad (3)$$

UUIP 仮説は

$$E_{t-1}(s_{t+3}) - E_{t-1}(s_t) - 1/400[E_{t-1}(i_t) - E_{t-1}(i_t^*)] = 0 \quad (4)$$

として与えられる。一方、本論文での関心の的である CUIP 仮説は(2)と(3)の複合仮説として与えられる¹⁾。

2.2 時系列モデルにおける検定の方法

いま t 時点における直先両為替レート(の対数値)および内外両金利からなる4次元の列ベクトルを $y_t = [s_t, f_t, i_t, i_t^*]'$ とする。さらに時系列 $\{y_t\}$ は以下のような有限の p 次のベクトル自己回帰(VAR)過程で充分に近似することが出来る²⁾と考える。

$$y_t = d + \sum_{j=1}^p B_j y_{t-j} + v_t \quad (5)$$

ここで B_j は 4×4 の係数行列、 d は4次元の定数項ベクトル、 v_t は4次元の誤差項ベクトルで、そ

1) t 期の情報集合に基づく条件付き期待値で考えると、(1a)の期待値は観測値に一致しCIP仮説やCUIP仮説を検定することが出来なくなる。また $t-1$ 期の情報集合に基づく分析の根拠として、他に期首-期末概念による説明も出来る。その詳細については、竹内恵行(1986)「外国為替市場における効率性について」横浜国立大学大学院修士論文、脚注2を参照されたい。

の平均, 分散は,

$$E(\boldsymbol{\nu}_t) = \mathbf{0}, \quad E(\boldsymbol{\nu}_t, \boldsymbol{\nu}_s') = \begin{cases} \boldsymbol{\Omega} & t=s \\ \mathbf{0} & t \neq s \end{cases}$$

と与えられるとする。このモデルの状態空間表現は、以下のように与えられる。

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{B}\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{V}_t \quad (6)$$

ここで

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_1 & \mathbf{B}_2 \cdots \mathbf{B}_{p-1} & \mathbf{B}_p & \mathbf{d} \\ \mathbf{I}_4 & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{I}_4 & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{I}_4 & \mathbf{0} \\ \vdots & & & \vdots \\ \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} & \mathbf{1} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\mathbf{Y}_t = [\mathbf{y}'_t, \mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-p+1,1}]'$$

$$\mathbf{V}_t = [\mathbf{v}'_t, \mathbf{0}, \dots, \mathbf{0}]'$$

そして \mathbf{I}_k は k 次元の単位行列である。以下ではこの表現を用いて、CUIP 仮説の場合を例にとって検定統計量を導く。

まず(6)式を逐次代入的に用いると、

$$E_{t-1}(s_{t+3}) = \mathbf{e}'_{1,(4p+1)} \mathbf{B}^4 \mathbf{Y}_{t-1}$$

$$E_{t-1}(f_t) = \mathbf{e}'_{2,(4p+1)} \mathbf{B} \mathbf{Y}_{t-1}$$

となるから、上の2式を辺々引くことによって RE 仮説(3)の制約条件を

$$\mathbf{e}'_{1,(4p+1)} \mathbf{B}^4 - \mathbf{e}'_{2,(4p+1)} \mathbf{B} = \mathbf{0} \quad (8)$$

のように変形することができる。ここで、 $\mathbf{e}_{i,(mp+1)}$ は i 番目だけが1で他の要素が0である $mp+1$ 次元の列ベクトル $\mathbf{e}_{i,(mp+1)} = [0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0]'$ である。同様に CIP 仮説を示す(2)についても、 $\mathbf{a} = [-1, 1, -1/400, 1/400, 0, \dots, 0]'$ なる $4p+1$ 次元の列ベクトル \mathbf{a} を考えれば、

$$\mathbf{a}'\mathbf{B} = \mathbf{0} \quad (9)$$

と表すことができる。ゆえに、CUIP 仮説は(8)と(9)を併せて、次の帰無仮説 H_0 として表すことができる。

$$H_0: \mathbf{G}_1 \mathbf{B}^4 + \mathbf{G}_2 \mathbf{B} = \mathbf{0} \quad (10)$$

$$\mathbf{G}_1 = [\mathbf{e}_{1,(4p+1)}, \mathbf{0}]' \quad 2 \times (4p+1) \text{ 行列}$$

$$\mathbf{G}_2 = [-\mathbf{e}_{2,(4p+1)}, \mathbf{a}]' \quad 2 \times (4p+1) \text{ 行列}$$

すなわち、この検定はベクトル自己回帰過程の係数行列 \mathbf{B} の制約の検定に帰着することになる。

ところで(7)を見ても分かるように、 $(4p+1) \times (4p+1)$ の係数行列 \mathbf{B} のうち実際の未知パラメ

ータは $(\mathbf{B}_1, \dots, \mathbf{B}_p, \mathbf{d})$ の $16p+4$ 個であるから、それらを次の変換を課すことによって、列ベクトル表現

$$\boldsymbol{\theta} = \text{vec}[\mathbf{F}'\mathbf{B}] = \text{vec}[\mathbf{B}_1, \dots, \mathbf{B}_p, \mathbf{d}]$$

で示すことにする。ここで \mathbf{F} は、 $\mathbf{F} = [\mathbf{I}_4, \mathbf{0}, \dots, \mathbf{0}]'$ なる $(4p+1) \times 4$ 行列である。また $\text{vec}(\cdot)$ は行列の各列を順々に並べて列ベクトル化する変換を表す。従って帰無仮説(10)は $\boldsymbol{\theta}$ の関数として、

$$\mathbf{r}(\boldsymbol{\theta}) = \text{vec}[\mathbf{G}_1 \mathbf{B}^4 + \mathbf{G}_2 \mathbf{B}] \quad (11)$$

と書き直せる。ゆえに、 $\mathbf{r}(\boldsymbol{\theta})$ が $\mathbf{0}$ か否かの検定を行えば良いことになる。

このような検定については、Sargent(1979)等は尤度比検定を行ってきたが、計算量が膨大となるので、ここでは Baillie et al.(1983) 同様、計算の簡単化の為に漸近的に等価な Wald 検定を用いることにする。(10)の $\boldsymbol{\theta}, \mathbf{B}$ を推定量 $\hat{\boldsymbol{\theta}}, \hat{\mathbf{B}}$ で置き換えた $\mathbf{r}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ は漸近的に正規分布

$$\mathbf{r}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{D}[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \otimes \boldsymbol{\Omega}]^{-1} \mathbf{D}') \quad (12)$$

に従うことが容易にわかる。ここで

$$\mathbf{D} = \partial \mathbf{r} / \partial \boldsymbol{\theta} = \sum_{j=0}^3 \mathbf{B}^j \otimes [\mathbf{G}_1 \mathbf{B}^{3-j} \mathbf{F}] + \mathbf{I} \otimes [\mathbf{G}_2 \mathbf{F}]$$

$$\mathbf{X}'\mathbf{X} = \sum_{t=p}^T \mathbf{Y}_t \mathbf{Y}_t'$$

である。よって帰無仮説 H_0 の下では、漸近的に自由度 $2 \times (4p+1)$ の χ^2 分布に従う Wald 検定統計量 W は、以下のように与えられる²⁾。

$$W = \mathbf{r}'(\hat{\boldsymbol{\theta}}) [\mathbf{D}[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \otimes \boldsymbol{\Omega}] \mathbf{D}']^{-1} \mathbf{r}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \quad (13)$$

3. 観測系列が非定常の場合の検定と問題点

3.1 非定常時系列モデルの定常化

観測系列が定常性の条件を満たしている場合は前節で展開した手法をそのままあてはめれば良いが、観測系列が定常性を満たしていない場合には、通常1ないしは2回の階差をとるか、または線型トレンドをあてはめ、その残差について自己回帰モデルを適用して分析を行う方法が時系列分析ではよく用いられる。本論文で扱っている為替レート・金利といったデータは、GNP、マネーサプライ

2) 導出過程については例えば、Baillie et al.(1983)、竹内・山本(1986)(補論)を参照のこと。

イなどとは違って、局所的(local)にトレンドは存在しても、全体的(global)なトレンドは存在しないと考えられるので、階差をとる方が適している。

我々が考えているような m 変量からなる系列の場合、複数系列について「別々の階差操作を行うことは系列間の位相(phase)を歪めることになる」[Chan-Wallis(1978)]ばかりではなく、「一般に不適当である」[Lütkepohl(1982)]ので、定常性が満たされないのが1系列だけであっても、当該系列だけでなく全ての系列について同じ階差をとるのが適切であると考えられている。

このような根拠によって、多変量自己回帰モデルに基づくこれまでの多くの研究、例えば Sargent(1979), Hakkio(1981), Baillie et al.(1983)などは、1回の階差をとった系列について前節で展開した手法をあてはめ検定を行っている。次項では、そのような階差操作を行った系列についての検定の妥当性を議論する。

3.2 階差モデルの検定とレベルでの対応

例えば Hakkio(1981), Baillie et al.(1983) など階差モデルを用いたものでは、先物市場の RE 仮説に対する検定が階差の形で、すなわち

$$E_{t-1}(\Delta s_{t+3}) - E_{t-1}(\Delta f_t) = 0 \quad (14)$$

について行われている。ここで、 Δ は階差記号である。そしてこれはレベルについての RE 仮説(3)の必要条件であると見なされており、(14)を検定することは RE 仮説の必要条件の検定であると解釈されている。しかし、最近 Kunitomo-Yamamoto(1986)が、一般的な VARMA モデルにおいて、共通の線型フィルターをかけられたデータについての仮説と元のレベルについての仮説では、全く対応関係のないことを示した。以下では、上記の RE 仮説の場合について、本論文のモデルに沿ってその意味を説明する。

いま m 変量の時系列過程を考え、それを $\{y_t\}$ と表すことにする。 y_t は t 時点の m 変量からなる m 次元の列ベクトルで、 $y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}]'$ である。この系列の1回階差をとったものが定常的な p 次の自己回帰過程に従うものとする、

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^p B_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (15)$$

で表される。ここで、 B_j は $m \times m$ の係数行列、また u_t は誤差項ベクトルで、その平均、分散はそれぞれ以下のとおりであると仮定する。

$$E(u_t) = 0, \quad E(u_t u_s') = \begin{cases} \Omega & t=s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

次に(15)のモデルをレベルに直すことを考える。階差記号をはずして整理すると、(15)は、

$$y_t = (I_m + B_1)y_{t-1} + (B_2 - B_1)y_{t-2} + \dots + (B_p - B_{p-1})y_{t-p} - B_p y_{t-p-1} + d + u_t \quad (16)$$

なる $p+1$ 次の自己回帰モデルとなる。ここで d はレベルに戻したときの定数項ベクトルであり、 $d = [d_1, d_2, \dots, d_m]'$ である。この定数項は階差モデルを推定する時は(情報として)抜けているが、レベルに戻した時には一般に存在するものと考えられる。ただし以下では簡単化のため $d=0$ として議論を進める。

(16)を(6)同様に状態空間表現に直すと、以下のように与えられる。

$$Y_t = A Y_{t-1} + U_t \quad (17)$$

ここで

$$A = \begin{bmatrix} I_m + B_1 & B_2 - B_1 & \dots & B_p - B_{p-1} & -B_p \\ I_m & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_m & \dots & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \vdots & \vdots & I_m & 0 \end{bmatrix}$$

$$Y_t = [y_t', y_{t-1}', \dots, y_{t-p}']'$$

$$U_t = [u_t', 0, \dots, 0]'$$

である。以上のモデルにおいて $m=4$ とし、 y_t を(4)式同様、 $y_t = [s_t, f_t, i_t, i_t^*]'$ と定義すると、Hakkio, Baillie et al. が問題としている RE 仮説のレベルについての帰無仮説 H_0 は、(8)の B を A に置き換えることにより、

$$H_0: \quad e'_{1,m(p+1)} A^k - e'_{2,m(p+1)} A = 0 \quad (18)$$

であることを意味する。ところがこの帰無仮説について次の命題が成立する。

命題: 階差モデル(15)から導かれたレベルのモデル(17)に関しては、レベルの意味での帰無

仮説(18)は常に成立しない。

(証明) まず、 $H=[I_m, I_m, \dots, I_m]'$ なる $m(p+1) \times m$ 行列を考える。行列 A の最初の m 行の特殊な構造より、 $AH=H$ なる関係を満たすことは容易に確かめられる。ゆえに一般的には、以下の関係が成立する。

$$A^k H = A^{k-1} H = H$$

そこで、(18)の右から H を掛けると、左辺の第1項および第2項はそれぞれ

$$e'_{1,m(p+1)} A^k H = e'_{1,m(p+1)} H = e'_{1,m}$$

$$e'_{2,m(p+1)} A H = e'_{2,m(p+1)} H = e'_{2,m}$$

となる。両者は等しくない。ゆえに、(18)は常に成立しない。(証了)

同様なことは CIP 仮説、CUIP 仮説、UIUP 仮説の検定の場合にも生じる。このように階差系列に対して当てはめた時系列モデルにおいては、元のレベルについての効率性の仮説は常に成立しない。言い換えると、階差系列に時系列モデルを当てはめた時には、その時点ですでに元のレベルについての効率性の仮説を否定していることになり、検定をする意味はない。(もちろん階差について検定は可能であるが、その経済学的意味はない。)ゆえに、Hakkio(1981)、Baillie et al.(1983)などの分析は実質的な意味を持たないといえる。またこの方法を最初に用いた Sargent(1979)の研究も同じ欠点を持っている。

そこで意味のある検定を行うために、本論文の以下の実証分析では元のレベルに時系列モデルを当てはめて検定を行う。これまでの研究では Ito(1984, 1986 a)がこのような方法で検定を行っており、本論文の実証結果との主な比較対象となる。

4. 実証分析

4.1 分析方法

本節では2節で説明した時系列モデルによる手法を用いて、変動相場移行後の外国為替市場における諸「効率性仮説」についての検定を行う。従来の分析では1本の制約条件式を用いて、個々

の「効率性仮説」を分析している。しかしここで複合仮説も含めてより一般化した形で考える。

実証分析の主な興味は CUIP 仮説(すなわち、RE 仮説と CIP 仮説の複合仮説)の検定であるが、当然その構成要素である RE 仮説、CIP 仮説および誘導型としての UIUP 仮説の検定にも言及する。

また、2節で説明した方法は一切のリスクプレミアムや取引費用が存在しないという帰無仮説の検定であるが、制約条件式をやや緩めて定数項を含まないように書き直すことにより、一定(constant)のリスクプレミアムや取引費用の存在を認めた帰無仮説の検定を行うこともできる。この仮説が棄却されると時変的(time variant)なリスクプレミアムや取引費用の存在の可能性が示唆される。なおこの検定は平均値まわりの系列に対してあてはめられたモデルに基づく検定と等価であることが容易に分かる。ゆえにこれを、「 $d=0$ なるモデルによる検定」と呼ぶことにする。一方、2節で説明した定数項を含めた制約条件を検定する場合を、「 $d \neq 0$ なるモデルに対する検定」と呼ぶことにする。以下では各仮説について、この2つのモデルに基づく検定を行う。

次に検定の手順について説明することにしよう。まず2節で示したように①4変量自己回帰モデルの推定を行い、②その係数行列 B の固有根 $\{\lambda_i\}$ を求め、全ての根が定常性の条件、 $|\lambda_i| < 1$ を満たしているか否かを判断する。多変量時系列モデルにおける単位根の検定方法は開発されておらず、1変量モデルの検定方法もパワーが低いことが知られているので、本論文では恣意的に、全ての根が $|\lambda_i| < 0.95$ を満たしている時は、定常性が満たされていると判定する。そして③定常性が満たされている場合には、上で述べた2種のモデルを用いて検定を行う。なおデータの定常性についての若干の考察は4.5を参照されたい。

もし定常性が満たされない場合には階差を取るのが普通であるが、前節で示したように階差モデルを当てはめることは、レベルについての「効率性仮説」の検定としては意味を持たない。従って以下の分析では、モデルが非定常であると判断さ

表1 外国為替市場の「効率性」(日本の場合)

期 間	選択最大 次数 固有値	検定仮説	検定 A ^{a)}		検定 B ^{a)}		
			d. f.	W統計量 ^{c)}	d. f.	W統計量 ^{c)}	
'73.11~'77.3	p=1 0.873	CUIP	8	52.548***	10	55.343***	
			4	25.494***	5	27.848***	
			S ^{b)}	4	28.267***	5	30.541***
				4	26.863***	5	28.503***
'73.11~'79.12	p=4 0.933	CUIP	32	156.968***	34	157.035***	
			16	21.772	17	21.773	
			A, F	16	126.985***	17	127.051***
				16	21.104	17	21.107
	p=1 0.941	CUIP	8	71.666***	10	71.710***	
			4	15.289***	5	15.290***	
			S	4	56.092***	5	56.136***
				4	15.394***	5	15.397***
'74.5~'79.12	p=1 0.943	CUIP	8	52.174***	10	86.054***	
			4	12.246**	5	12.386**	
			A, F, S	4	38.987***	5	67.739***
				4	12.995***	5	13.018**
'77.4~'80.12	p=1 0.896	CUIP	8	122.558***	10	145.817***	
			4	11.287**	5	11.625**	
			A, F, S	4	93.393***	5	111.662***
				4	11.247**	5	11.490**
'80.1~'85.5	p=1 0.916	CUIP	8	90.191***	10	128.545***	
			4	42.404***	5	44.960***	
			A, F, S	4	45.517***	5	81.536***
				4	41.818***	5	44.703***
'81.1~'85.5	p=1 0.855	CUIP	8	36.214***	10	69.807***	
			4	17.307***	5	18.983***	
			A, F, S	4	12.086**	5	37.241***
				4	17.531***	5	19.305***

注: a) 検定 A は平均回り ($d=0$) の検定, 検定 B は原系列 ($d \neq 0$) の検定である。

b) 次数の下の英文字はその次数を選択した情報量基準を示す。

A: AIC, F: FPE, S: SBIC

c) *** H_0 を 1% の有意水準で棄却。

** H_0 を 5% の有意水準で棄却。

* H_0 を 10% の有意水準で棄却。

れた時は, 検定を行わないことにする。

なお自己回帰モデルの推定にあたっては統計数理研究所の赤池・中川(1972)によるTIMSACを用いた³⁾。またモデルのラグの次数の選択については, 以下の各式で与えられる情報量基準, すなわち AIC(Akaike Information Criterion), FPE

3) TIMSAC プログラムライブラリーのうち, MULCOR(共分散関数計算), FPEC7(多次元自己回帰モデル計算)を一部修正して用いた。なお, 本論文による計算/作図(SAS/GRAPH)は全て東京大学大型計算機センターの HITAC M-280 H を用いて行ったものである。

(Final Prediction Error), SBIC (Schwarz Bayesian Information Criterion) を利用した。

$$AIC(k) = \log|\Omega_k| + 2m^2k/T$$

$$FPE(k)$$

$$= [T + km + 1 / (T - km - 1)]^m |\Omega_k|$$

$$SBIC(k) = \log|\Omega_k| + m^2k \log T/T$$

ここで, T は標本数, m は VAR モデルの次元数, k はラグの次数, Ω_k は k 次の次数を選択した時の誤差項の分散共分散行列の推定値を示す。なお漸近的に AIC と FPE は等価な基準であることが知られている。両者は正しい次数の一致推定量ではないが, SBIC は一貫性を持っている。小標本においては, 標本数が 7 以上であれば, SBIC で選んだ次数は AIC で選んだ次数より常に小さいという性質がある。情報量基準の精度について, Lütkepohl(1985) のモンテカルロ実験によると SBIC による次数選択が最も精度が高く, AIC, FPE は過大推定の傾向があるという結果が出ている。一方, Nickelsburg(1985) のモンテカルロ実験では SBIC の過小推定の性質が指摘されており, これらの情報量基準が異なる次数を選択した場合, どちらが望ましいかははっきりしない。

直観的には「ケチの原理(principle

of parsimony)」に従えば少ない次数が, 誤差項の白色性(whiteness)の点からは高い次数が各々望まれる。従ってここでは, 異なる次数が選択された時は, 各々の結果を併記することにする。

以上の手順に基づいて, 4.2 では日本, 4.3 では先進 4 ヶ国(英・加・独・仏)についての「効率性」検定を行う。4.4 では従来の研究との比較を行う。最後に 4.5 ではデータの定常性についての若干の考察を行う。

4.2 外国為替市場の「効率性」(日本の場合)

ここでは月次データに基づく東京外国為替市場

の「効率性」を検定する。採用したデータは、直物並び先物(3ヶ月物)については東京市場月末終値。国内市場金利は公社債現先レート, 外国金利としてはユーロダラー金利のそれぞれ3ヶ月物の月末値である⁴⁾。

計測期間は変動相場制移行後の'73年11月から'85年5月までの139期間である。だが'79年から'80年にかけての為替管理規制の緩和(金融自由化)による市場構造の変化を見るために期間を2分し, 更に'73年から'74年にかけての第1次石油ショックの影響, '77年頃の円の大幅な調整局面等を考慮して次の期間について計測を行う。すなわち, ①'73年11月~'77年3月, ②'73年11月~'79年12月, ③'74年5月~'79年12月, ④'77年4月~'80年12月, ⑤'80年1月~'85年5月, ⑥'81年1月~'85年5月, の6期間である。

一般に為替管理規制の転換点を'80年12月の「新外為法」施行に求めているが, 上記の期間分割では'80年1月を転換点として選んだ期間分割も含まれている。これは「新外為法」によって外為規則が一挙に緩和されたと云うよりも, 例えば'79年5月に実施された非居住者の現先取引の解禁, インパクトローン規制の緩和・撤廃等, '79年~'80年にかけて漸次規制緩和が行われてきたことを配慮するためである。

上の①~⑥の期間について行った検定結果をまとめたのが表1である。全ての期間について定常性の条件は満たされていた。また'73/11~'79/12の期間については情報量基準によって選択したVARモデルの次数が一致しなかった⁵⁾。

(1) CUIP 仮説に対する検定結果

全期間において, RE 仮説とCIP 仮説の複合仮説であるCUIP 仮説は棄却される。表1を見ても

4) 出典は次の通り。ユーロダラー金利についてはMorgan Guaranty Trust of the World Financial Markets. 公社債現先レートについてはIto(1986b)に依っている。為替レートについては1972年~1976年は, IFS Monthly Series から, 1977年以降はDRIからそれぞれ採用している。

5) さらに'73/11~'77/3の期間についても次数はAIC, FPE($p=4$)とSBIC($p=1$)で一致しなかったが, 検定結果は全仮説棄却という点で全く変わらなかった。

分かるようにWald 検定統計量は大体3桁の値をとっており, その限界有意水準(marginal significance level)は殆ど0である。しかし, 構造変化を想定している'79年~'80年を境にして考えると, 傾向としては自由化後の方が(棄却ではあるが)帰無仮説の採択に近づいていること。また自由化前では石油ショックの影響を除いた'74/5~'79/12の方がその影響を含んだ期間よりもWald 検定統計量が小さくなっていることが挙げられる。これらの理由については仮説の構成要因である以下のRE 仮説, CIP 仮説の項で触れることにする。

(2) RE 仮説に対する検定結果

'79~'80年の外為管理緩和以降, 及び石油ショック後の'79/5~'79/12の各期間については各々棄却される。しかしながら'73/11~'79/12についてはVARモデルの次数によっては仮説を10%水準でも棄却できなかった。

この結果を先物レートの実際の予測誤差を表した図1と併せて分析することにしよう。図によると, 予測誤差は我々が想定している構造変化期よりも前の'78/10~'78/12について変化が見受けられる。これは急激な円高から'78/11のドル防衛策によってドルが全面高に反転した時期に対応している。ちょうどこの期間の前後では, 予測誤差($s_{t+3} - f_t$)がマイナス(過大予測)への偏りからプラス(過小予測)への偏りに転換している。

'79~'80年以前の期間の棄却原因を考えると, 前半の'75~'78/9にかけて見られる急激な円高に伴う長期的なマイナスの偏りがその要因と考えられる。これはこの期間の係数行列の最大固有根が単位円に近い($|λ_1|=0.94$)ことから説得的である。'81年以降の期間については予測誤差のプラスの偏りに加えて, 為替管理の緩和に伴う投機的行動が増加し, 市場参加者の危険中立性が崩れたためと考えられる。

(3) CIP 仮説に対する検定結果

CIP 仮説についても全期間において棄却されるが, その要因は外為規制緩和前後では異なる。まず, ユーロダラー金利と現先レートについて見ると, 図2を見ても明らかに'79/4頃を境に動きに違いが生じている。前半期間については, 政

図1 為替レートの子測誤差<東京市場>(実線, 左目盛)とカバーなしでの金利平価<現先・ユーロダラー>(破線, 右目盛)

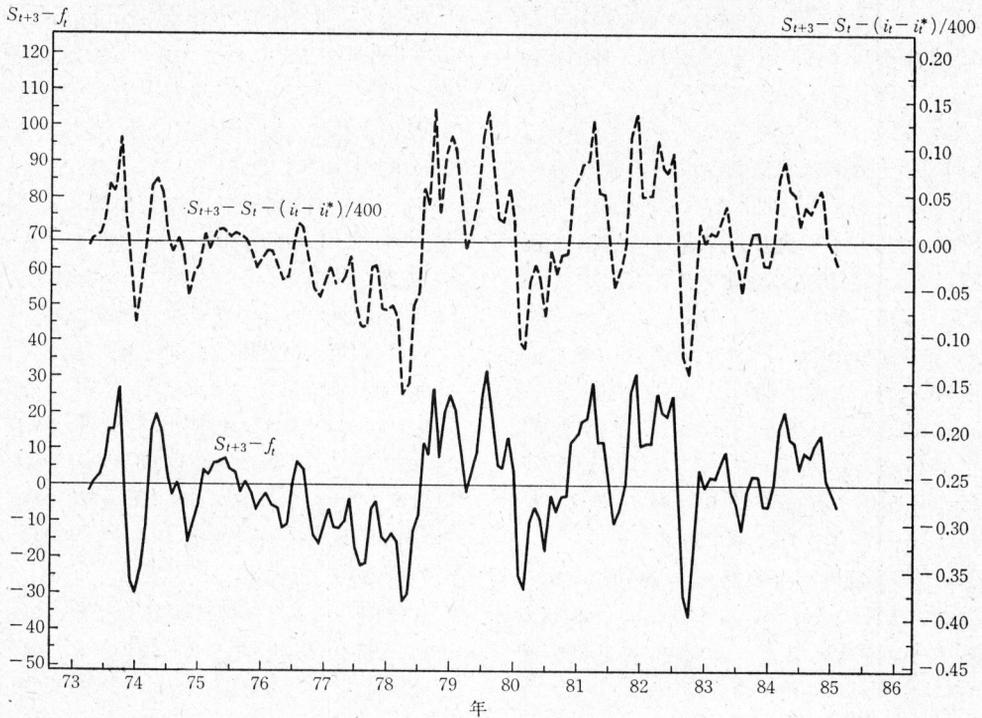


図2 カバー付きでの金利平価<現先・ユーロダラー: 東京市場>(実線, 左目盛)および'79年以降の拡大図(破線, 右目盛)

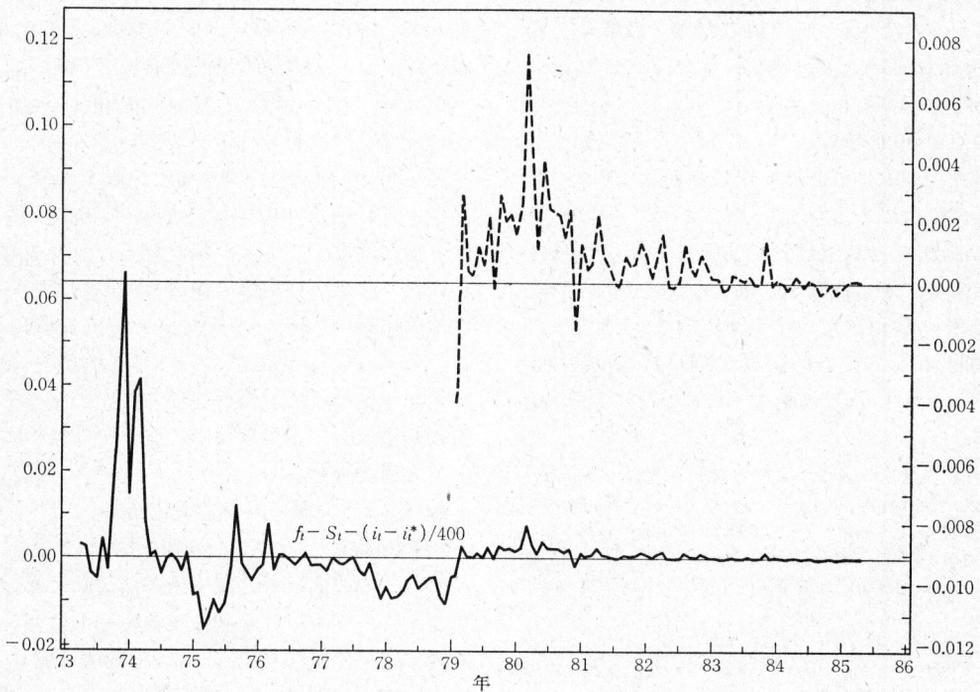


表2 外国為替市場の効率性(外国の場合)

	期 間	選択次数 ^{b)}	最大固有値	検定仮説	検定 A ^{a)}		検定 B ^{a)}	
					d. f.	W統計量 ^{c)}	d. f.	W統計量 ^{c)}
英 国	'73.11~'79.12	$p=1$ A, F, S	0.952					
	'80.1~'85.6	$p=1$ F, S	0.943	CUIP	8	48.084***	10	83.702***
				RE	4	16.726***	5	16.735***
				CIP	4	39.977***	5	74.830***
UUIP				4	19.421***	5	19.445***	
カ ナ ダ	'73.11~'79.12	$p=1$ A, F, S	0.922	CUIP	8	86.063***	10	159.298***
				RE	4	8.848*	5	8.996
				CIP	4	55.461***	5	114.181***
				UUIP	4	9.304**	5	9.826**
	'80.1~'85.6	$p=1$ A, F, S	0.945	CUIP	8	48.251***	10	264.221***
				RE	4	13.341***	5	13.383***
				CIP	4	26.066***	5	228.470***
				UUIP	4	13.151**	5	13.912**
西 独	'73.11~'79.12	$p=1$ A, F, S	0.941	RE	2	3.886	3	4.117
	'80.1~'85.6	$p=1$ A, F, S	0.936	RE	2	5.541*	3	5.892
仏	'73.11~'79.12	$p=1$ A, F, S	0.893	RE	2	14.337***	3	14.503***
	'80.1~'85.6	$p=1$ A, F, S	0.957	RE				

注: a), b), c) 表1注を参照のこと。

策・規制による不裁定(disparity)が生じている。例えば'73/11~'74/4の尖りは「外貨の支払抑制, 受け取り促進の厳しい規制措置がとられた」[小宮・須田(1983)p. 131]ことによるものである。それは石油ショックの影響を除いた'74/5以降の期間の方がWald検定統計量が小さくなっていることから窺える。(ただし, 原系列($d \neq 0$)の検定についてWald統計量が'73/11~に比べて'74/5~の期間の方がより大きいのは, 後者の期間では殆ど一貫してマイナスの偏りが見られるためと思われる。)

後半の期間については, 図から直観的にはCIP仮説は成立しているように見える。その部分を拡大した右上図においても'80/2を除いてdisparityが ± 0.005 の範囲におさまりCIP仮説が成立しているように見えるが, 統計上は棄却される。これは, 若干ではあるが, 恒常的なプラスの偏りが観測され, かつ変動量(variability)が小さいため

であると考えられる。しかし実際に, 他の期間に比べて直近の'81年からの期間のW統計量ももっとも小さくなり, 仮説の採択に近づきつつある傾向は認められる。実際に一定の取引費用などを考慮に入れた $d=0$ のモデルについては, CIP仮説は有意水準1%では採択される。

(4) UUIP 仮説に対する検定結果

CUIP 仮説についての検定同様'79年~'80年以降の期間については棄却される。CUIP 仮説と異なり棄却できない期間が存在することについて, 次の理由が考えられよう。まず, UUIP 仮説においてはCIPの成立が条件になっていないことが挙げられる。さらに図1を見ても明らかなように, UIPの変動とREの変動は殆ど一致している。従ってCIPのUUIPに対する寄与率が非常に小さく, CIP不成立による影響が極めて小さいことが分かる。

4.3 外国為替市場の「効率性」(外国の場合)

表3 外国為替市場の効率性に関する実証研究

論 文	国(通貨)	期 間 (先物期間)	デー タ タイ プ	検定仮説	統計的手法	結 果
Cornell(1977)	英・加・西独・スイス・ オランダ・仏・日本	73/4~79/1 (1ヶ月先物)	M ^{a)}	RE	予測誤差 regression	予測誤差が0でないとは云えない
白川(1979)	日 本	73/3~78/11 (1ヶ月先物)	M	RE	OLS	棄却できず
		1974.3.8	W	RE	時系列解析 (MSE)	先物レートの予測精度はARIMAモデルと同等以上
Hansen- Hodrick(1980)	加・西独・仏・英・ スイス・伊・日本	73/10~79/1 (13週先物)	W	RE	regression (HHM) ^{b)}	西独のみ棄却
Frenkel(1981)	仏・英・西独	73/6~79/7 (1ヶ月先物)	M	RE	OLS	仏を除いて棄却できず
Otani-Tiwari (1981)	日 本	78/1~81/3 (3ヶ月先物)	D	CIP	(予測)誤差	棄却(東京市場) 棄却できず(ユーロ市場)
Hakkio(1981)	西独・加・英・スイ ス・オランダ	73/4~77/5 (1ヶ月先物)	W	RE	時系列解析 (係数制約)	棄却 (階差データについての検定)
Baillie et al. (1983)	英・西独・伊・仏・ 加・スイス	73/6~80/4 (30日先物)	W	RE	時系列解析 (係数制約)	棄却 (階差データについての検定)
Mutoh-Hama- da(1984)	日 本	77/3~80/12 (3ヶ月先物)	M	CIP	OLS	誤差項に系列相関あり 最近については棄却できない
Ito(1984)	日 本	75/8~84/12 (3ヶ月先物)	M	UUIP	時系列解析 (係数制約)	棄却できない
				RE	regression	
Mutoh(1985)	日 本	77/3~82/12 (1ヶ月先物)	M	RE	OLS	棄却 しかし直近時点については棄却 できない
Ito(1986a)	日 本	①73/1-77/3 ②77/4-80/12 ③81/1-85/3 (1ヶ月先物)	M	UUIP	時系列解析 (係数制約)	①の期間を除いて棄却できない
				RE	regression (HHM)	

注: a) データタイプの英字はそれぞれ, M: 月次データ, W: 週次データ, D: 日々データを示す。

b) HHM: Hansen-Hodrick(1980)が提唱した手法を指す。

A. データ及び計測期間

本節では英・加・西独・仏の4ヶ国について外為市場の諸「効率性」を検定する。前項同様月次データについて分析を進める。結果は表2にまとめられている。

データとしては為替レート(直物, 先物(3ヶ月物))にそれぞれ各国市場での対ドルレートの月末終値, 国内金利にTBレート(3ヶ月物)を採用する⁶⁾。但し, 西独・仏の2ヶ国については適当な金利データが得られなかった為に, RE仮説のみを対数変換しない形で検定する。計測期間は1973年11月~1985年6月の140期間であるが, 各国の金融自由化の動向(例えば'79年3月のEMS発足, 同年10月の英国の為替管理規制全廃等)を考

慮して1980年1月を境に期間を分割する⁷⁾。

B. 分析結果

(1) イギリス

'80年以前についてはVARモデルの次数はいずれの情報量基準でも $p=1$ を得たが, 最大固有根が $|\lambda|=0.952>0.95$ となり, 定常性の判定基準を満たさなかった。また, Dickey-Fullerテスト並びに階差モデルの次数選択を行ったところ, 酔歩(random walk)過程であるという結果が得られた⁸⁾。

7) 全期間についてVARモデルをあてはめたところ, 全ての国について $|\lambda_i|>0.95$ (特に西独以外は $|\lambda_i|>0.97$)となって定常性が満たされなかった。また, データについても1980年を境に動きに変化が認められるので, 期間分割されたデータについてだけ考察を行う。

8) Dickey-Fullerテストについては, Fuller(1976), Dickey-Fuller(1979)等を参照されたい。

6) データ出典は全データとも, OECD, Main Economic Indicatorsである。

'80年以降については定常性の判定基準は満たしたものの、全仮説が1%水準で棄却される。

(2) カナダ

両期間とも定常性の基準は満たされた。'80年以前については全仮説、'80年以降についてはRE仮説を除いて棄却される。RE仮説は平均回り($d=0$)の検定では10%水準で棄却されるが、原系列の検定では棄却できなかった。この2つの検定の意味を考えるとこの結果は奇異である。だが、これは検定統計量の χ^2 自由度が低く、自由度が1上がることによって限界有意水準が大きく変動するために生じているものと思われる。日本の場合と同様にUIPの動きはREの動きとほぼ一致するものの、日本の場合と異なりCIP不成立の寄与度が高いため、UIP仮説が棄却されたものと考えられる。

(3) 西 独

両期間とも定常的であり、RE仮説は棄却されない。

(4) フランス

'80年以前は定常的と判断できるがRE仮説は棄却される。'80年以降については酔歩過程に従っていることが認められる。この結果は予測誤差の振幅が非常に大きくなっていること、並びに局所的トレンドの存在と整合的である。

4.4 従来の分析との比較

本稿で得た結果と従来の実証研究の結果(表3)を比較すると幾つかの興味深い事実が分かる。

まず、RE仮説について見ると、国内外を問わず'80~'81年以前の期間については、仮説が棄却できないという点でだいたい一致を見る。ただし、仏フランに関してはFrenkel(1981)の棄却という結果を支持している。またCIP仮説についてもMutoh-Hamada(1984)同様、棄却ではあるが'80年以降採択に近付いているという解釈と一致している。しかしIto(1986b)は'80年以降についてCIP仮説のより明確な成立を主張している。この違いの原因としては、分析手段の違いと共に、同論文においては取引費用などについての細かな調整が行われていることが考えられる。

一方、UIP仮説についての検定ではIto(1986a)

表4 ベクトル自己回帰(VAR)モデルにおける
次数選択とWald検定統計量との関係
(UIP仮説についての検定^{a)}(日本)'77/2~'85/1)

VAR 次数 (p)	平均回り での検定 ($d=0$)		原系列 での検定 ($d \neq 0$)	
	自由度	W	自由度	W
p=1	3	18.6315***b)	4	19.0790***
p=2	6	18.0447***	7	18.4949**
p=3	9	18.6121**	10	19.0877**
p=4	12	24.4789**	13	24.9750**
p=5	15	24.1546*	16	24.6485*
p=6	18	23.5053	19	23.9964
p=7	21	27.5047	22	28.0080
p=8	24	28.3476	25	28.8714

注: a) 直物為替レート、自国金利(公社債現先レート)、外国金利(米TBレート)の3変量VARモデルで推定。

b) *** H_0 を1%の有意水準で棄却。
** H_0 を5%の有意水準で棄却。
* H_0 を10%の有意水準で棄却。

とは正反対の結果が生じている。Itoの結果の中で、'73/1~'77/3のUIP(UIP)仮説棄却は2節で考察したように局所的な円高トレンドを検出しているためであると考えられる。しかし、直近の'81/1~'85/3については我々の結果と対立する結果(UIP仮説の採択)が報告されている。

この原因としてはVARモデルの次数を比較的高次(Ito(1986a)では $p=4$ 、Ito(1984)では $p=7$)に固定していることが挙げられよう。表4に示したように、次数が高いほど仮説が棄却されにくいという性質がある。そのため、次数を高くすることがoverfitにつながるケースは望ましくない。我々の分析結果では、当該期間の付近では全ての情報量基準で $p=1$ を選択しており、Ito(1986a)の結果はモデルのoverfitによる可能性が高いと考えられる。さらにIto(1986a)の期間分割とほぼ一致している、'73/11~'77/3、'77/4~'80/12、'81/1~'85/5の3期間について、Ito(1986a)と同じ次数($p=4$)をとり検定した結果、Itoと同様な結果を得たことからその可能性が認められる。

4.5 データの定常性について

最後に、本論文では推定されたVARモデルの最大固有値によって定常性の判定を行ってきたが、実際にはそれらは酔歩過程に近い、または単位根を含む時系列データではないか、という可能性もあり、ここで若干の考察を加える。すでに述べた

表5 AR過程の単位根(unit root)検定(Dickey-Fuller test)

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho_1 - 1)X_{t-1} + \rho_2 \Delta X_{t-1} + \dots + \rho_k \Delta X_{t-k+1} + u_t$$

期 間	変数 ¹⁾	k	α	t(α)	($\rho_1 - 1$)	$\tau(\rho_1 - 1)^{2)}$	s(u) ³⁾	r ₁
'80.1~'85.5	DS	4	0.791	1.981	-0.144	-1.980	0.033	-0.032
	DF	4	0.708	1.884	-0.129	-1.882	0.032	-0.028
	DJR	4	0.874	3.651	-0.137	-4.265**	0.387	-0.080
	DER	4	0.859	1.301	-0.074	-1.441	1.157	-0.163
'81.1~'85.5	DS	4	1.388	2.732	-0.252	-2.726*	0.031	0.019
	DF	4	1.181	2.562	-0.215	-2.554*	0.030	0.016
	DJR	4	0.798	1.460	-0.122	-1.494	0.202	0.203
	DER	4	0.710	1.179	-0.073	-1.514	0.992	-0.069
	DS	1	1.031	2.706	-0.187	-2.696*	0.030	0.071
	DF	1	0.902	2.569	-0.164	-2.558*	0.029	0.069
	DJR	1	1.648	3.489	-0.251	-3.582**	0.254	-0.117
	DER	1	0.593	1.040	-0.064	-1.416	1.025	0.098

注: 1) 変数名は次の通り。

DS: 直物レート DF: 先物(3ヶ月物)レート

DJR: 公社債現先レート DER: ユーロダラーレート

2) * 帰無仮説 H_0 を片側 10% 水準で棄却。

** # 1% 水準で棄却。

(Fuller(1976)の数表による)

但し、帰無仮説 $H_0: |\rho| = 1$, 対立仮説 $H_1: |\rho| < 1$

3) s(u)は回帰式の標準誤差, r₁は誤差項の1階の系列相関を示す。

ように現在のところ多変量モデルの定常性を全体として検定する方法は知られていない。そこで現時点において利用可能な検定方法である1変量モデルについてのDickey-Fullerテストを日本の各データについて試みた結果が表5に与えられている。'80年以前に関しては、現先レートの場合を除いて単位根が存在するという帰無仮説を棄却することは出来ない。しかしながら、Dickey-Fuller(1979)等で指摘されているように、この検定のパワーが非常に弱いことを考慮に入れば実際の処は必ずしもはっきりしない。また'80~'81年以降の期間については、①モデルの固有根が $|\lambda_i| = 0.915$ と他の期間(0.933~0.946)に比べて単位根に近くないこと。②階差データについてモデル選択を行うと、AICでは収束せず、FPEでは高次(p=10)の次数をとり、過剰階差(over-differencing)の傾向があること。さらに③パワーの弱いDickey-Fullerテストでも表5に示されているように片側10%水準で帰無仮説は棄却される、という3点で観察される。ゆえに後半期については、単位根の存在に対してより否定的な結果が得られていると言えよう。

5. 結 論

本論文ではVARモデルの係数間(非線形)制約による、効率市場仮説の検定について考察した。まず理論的には、データの定常化のためによく行われる階差操作が、原系列についての帰無仮説の検定にとって不適當であり、原系列にVARモデルを当てはめなければならないことを示した。実証研究の結果、係数行列の最大固有値を定常性の判定基準とする我々の方法では、英・仏を除いて考察した各期間においてほぼ定常性を

満たし、原系列のVARモデルによる効率性検定に殆ど支障がなかった。

効率性市場仮説の検定結果については、CUIP, RE, UUIPの各仮説について、日本(東京市場)では殆ど棄却された。また裁定条件としてのCIP仮説については直近の期間では採択に近づきつつあることが分かった。海外市場については、西独でRE仮説が棄却できない他は、全仮説とも棄却されるとの結果を得た。

平均回り(d=0)のモデルでの検定においても効率性仮説が棄却されるという結果が得られており、外為市場において時変化のリスクプレミアムまたは取引費用が存在すること、ひいては市場参加者の効用関数が(マクロの意味で)危険中立的でないことが示唆される。このような結論はIto(1986a)とは異なるが、通説を概ね追認するものである。

なお本論文では帰無仮説をt-1時点の情報集合(information set)に基づいて定義しているが、従来の研究の中にはt時点の情報集合に基づいた検定を行っているものもある。そこでt時点の情報集合の下での検定(RE仮説・UUIP仮説)を同様に行ったがt-1時点の下での検定と結果は殆

ど変わらなかった。

最後に、本論文の問題点として、(1) Wald 統計量による検定が漸近分布に基づいて行われているために、今回のような小標本の場合には一般に帰無仮説を棄却し易い可能性があること、(2) 定常性の判定基準が恣意的なことの2つが挙げられる。しかしこれらの問題についてのより進んだ解決は今後の課題としたい。

(東京大学大学院博士課程後期・横浜国立大学経済学部)

参考文献

- [1] 赤池・中川『ダイナミックシステムの統計的解析と制御』サイエンス社, 1972。
- [2] Baillie, R. T., Lippens, R. E., and McMahon, P. C., "Testing Rational Expectations and Efficiency in the Foreign Exchange Market," *Econometrica*, Vol. 51, No. 3(1983), pp. 553-63.
- [3] Chan, W. Y., and Wallis, K. F., "Multiple Time Series Modelling: Another Look at the Mink-Muskkrat Interaction," *Applied Stat.* Vol. 27, No. 2(1978), pp. 168-175.
- [4] Cornell, B., "Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency," *Journal of Financial Economics*, Vol. 5(1977), pp. 55-65.
- [5] Dickey, D. A., and Fuller W. A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74(1979), pp. 427-431.
- [6] Frenkel, J. A., "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of "News": Lessons from the 1970s," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 4(1981), pp. 665-705.
- [7] Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: Wiley, 1976.
- [8] Hakkio, C. G., "Expectations and the Forward Exchange Rate," *International Economic Review*, Vol. 22, No. 3(1981), pp. 663-78.
- [9] Hansen, L. P., and Hodrick, R. J., "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 5(1980), pp. 829-53.
- [10] Ito, T., "Use of (Time-Domain) Vector Autoregressions to Test Uncovered Interest Parity," NEBR Working paper series, No. 1493(1984).
- [11] —, "Use of (Time-Domain) Vector Autoregressions to Test Uncovered Interest Parity," 『日米金融相互依存関係に関する研究(英文版) NIRA OUTPUT(NRF-84-2)』総合研究開発機構, 1986 a.
- [12] —, "Capital Controls and Covered Interest Parity between the Yen and Dollar," *Economic Studies Quarterly* (『季刊理論経済学』), Vol. 37, No. 3(1986 b), pp. 223-241.
- [13] 小宮・須田『現代国際金融論[政策・歴史編]』日本経済新聞社, 1983.
- [14] Kunitomo, N., and Yamamoto, T., "On Incoherency of Testing Rational Expectation Hypotheses by Vector Autoregressive Models," Discussion Paper 86-F-2, Research Institute for the Japanese Economy, University of Tokyo, (1986).
- [15] Lütkepohl, H., "Differencing Multiple Time Series: Another Look at Canadian Money and Income Data," *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 3, No. 4(1982), pp. 235-43.
- [16] —, "Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process," *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 6, No. 1(1985), pp. 35-52.
- [17] Mutoh, T., "Foreign Exchange Speculation and Market Efficiency under Rational Expectations," 『経済研究』 Vol. 36, No. 1(1985), pp. 44-52.
- [18] —, and Hamada, K., "International Short Term Capital Flow and the Foreign Exchange Rate: Japan 1973-1980," *Economic Studies Quarterly* (『季刊理論経済学』), Vol. 35, No. 2(1984), pp. 97-115.
- [19] Nickelsburg, G., "Small Sample Properties of Dimensionality Statistics for Fitting VAR Models to Aggregate Economic Data," *Journal of Econometrics*, Vol. 28(1985), pp. 183-192.
- [20] Otani, I., and Tiwari, S., "Capital Control and Interest Rate Parity: The Japanese Experience 1978-81," *IMF Staff Paper*, Vol. 28(1981), pp. 793-815.
- [21] Sargent, T. J., "A Note on Maximum Likelihood Estimation of the Rational Expectations Model of the Term Structure," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 5(1979), pp. 133-143.
- [22] 白川方明「外国為替市場における期待形成について」『金融研究資料』日本銀行特別研究室, Vol. 3(1979), pp. 57-87.
- [23] 竹内・山本「外国為替市場における効率性について」mimeograph(1986)。