為替市場における直先スプレッドはリスク・プレミアムであるか*

釜 江 廣 志

§1 はじめに

為替の先渡しレートは将来の直物レートの不偏期待値であるとの仮説が成立せず，先渡しレートと期待直物レートの間に差があることが，これまでに示された．この差がリスク・プレミアムとして説明されるのかが，次の問題である．もし説明できないとすると，リスク以外の要因により説明可能であるかどうかを検討する必要が生じる．

本稿では，先渡しレートと期待直物レートの間の差を為替のリスク・プレミアムと考え，それを異時点間CAPM（I-CAPM）にもとづくモデルで分析する．資産のリスクをCAPMのいわゆるベータで表す．2種類の資産のβの値の比については，これがオーバー・タイムに一定である，あるいは可変的であるとする2とおりの仮定を置くことができるが，後者の場合，βの値そのものがオーバー・タイムに可変的であると仮定していることになる．多くの研究では前者の仮定が設けられているが，後者の仮定を置いている例もMark（1988）などが存在する．本稿では，これら2つの仮定をそれぞれ利用することにし，さらに後者の仮定に従う際に，これまでの分析とは異なる想定を置く．

推定と検定に使う統計的方法は一般化モーメント（GMM）法である．この方法は，誤差項に系列相関が存在するなど複雑な構造を持ったモデルを推定するときに用いられ，通常の方法のように誤差項に正規性や均一性などの仮定を置く必要がない．したがって，条件付不均一分散も扱いうる[1)]，とい

う柔軟性にとむ性質を持っている．GMMによる計測法の詳細は補論（記載省略）で説明している．

本稿では，1973年3月から最近時までの東京インターバンク市場の円・ドル直物レートと，1か月と3か月の先渡しレートを対象として，為替のリスク・プレミアムが異時点間CAPMから導かれる関係を満たすか否かを検定することにより，直先レートの差を為替のリスク・プレミアムとして説明することができるかを調べる．

これまでの諸研究を概観しておこう．消費CAPM（C-CAPM）を用いる分析には，Mark（1985), Cumby（1988）などがあるが，消費データは為替の収益の変動を説明できるほど変動的でないので，消費データを使わない方法が必要である[2)]などの理由から，異時点間CAPMに依拠し潜在変数（latent variable）を用いる分析も行われている．これには，Hansen and Hodrick（1983), Huang（1989）などがあるが，いずれもβの値の比がオーバー・タイムに一定であるとの仮定を置いている．Huang（1989）は，異時点間均衡からのオイラー方程式からリスク・プレミアムを操作変数で説明する関係式を導出し，その係数に関する制約を帰無仮説としてGMMで推定し検定してこのモデルを棄却している．

これに対し，βの値そのものがオーバー・タイムに可変的であるとの仮定を設けている例にMark（1988）などがある．Mark（1988）は，βの分母と分子それぞれを構成する誤差項にARCHなどを仮定することによってβの可変性を想定して，分析を進めている．

次節では，異時点間CAPMによる定式化を説明する．第3節で説明するデータを用いて，第4節では変数の定常性を確認した後，βの値の比についての仮定を2とおり置き，それぞれについて推定と検定を行う．第5節は結論と残された問題について述べる．

§2　異時点間CAPMによる分析

Huang（1989), Hodrick（1987), Cumby（1988）と同様に以下のような

定式化を行う．異時点の選択問題を考え，投資家はtime-separableな効用関数

（1）　$$E_t(\textstyle\sum_{j=0}^{\infty}\delta^j U(C_{t+j}))$$

を最大化しようとするとする．ここに，δは割引要素，Cは投資家の消費，$U(\cdot)$は効用関数である．均衡条件を表すEuler方程式は

（2）　$$U'(C_t) = \delta E_t(R^i_{t+1}U'(C_{t+1}))$$

として得られる．ここに，R_{t+1}は期tから$t+1$までの投資からの収益率プラス1である．両辺を$U'(C_t)$で割って

（3）　$$1 = E_t(R^i_{t+1}m_{t+1})$$

である．ここに，$m_{t+1}=\delta U'(C_{t+1})/U'(C_t)$は異時点間の限界代替率である．

次にHansen and Hodrick（1983）が示すように，収益率が

（4）　$$R^m_{t+1} = m_{t+1}/E_t(m^2_{t+1})$$

であるポートフォリオはその2次のモーメントが最小である[3]．2変数の共分散は$\mathrm{cov}(X, Y)=E(XY)-E(X)E(Y)$であるから，(3)式は

（5）　$$1 = E_t(R^i_{t+1}m_{t+1}) = E_t(R^i_{t+1})E_t(m_{t+1})+\mathrm{cov}(R^i_{t+1}, m_{t+1})$$

である．R^F_{t+1}は無危険資産の収益率である．(5)式の両辺にR^F_{t+1}を掛けると，$R^F_{t+1}E_t(m_{t+1})$は(3)から1に等しいから，

（6）　$$E_t(R^i_{t+1}) = R^F_{t+1}-\mathrm{cov}(R^i_{t+1}, R^F_{t+1}m_{t+1})$$

Hansen and Hodrick（1983, p. 129）の（17）式が示すように，効率的フロンティア上のポートフォリオ（ベンチマーク・ポートフォリオ）の収益率は

（7）　$$R^b_{t+1} = \omega_t R^m_{t+1}+(1-\omega_t)R^F_{t+1}$$

であり，(6)式は

（8）　$$E_t(R^i_{t+1}) = R^F_{t+1}+\beta_t' E_t(R^b_{t+1}-R^F_{t+1})$$

と変形できる[4]．ここに$\beta_t'=\mathrm{cov}(R^i_{t+1}, R^b_{t+1})/\mathrm{var}(R^b_{t+1})$は$R^i_{t+1}$の$R^b_{t+1}$に関するいわゆるベータ，$E_t(R^i_{t+1})-R^F_{t+1}$は超過収益率の期待値である．超過収益が存在する理由を，バブルや期待形成の非合理性などに求める考え方もあるが，本稿ではリスクによると考え，超過収益率を為替のリスク・プレミア

ムとみなして，ベータを用いて分析する．

為替の収益率を $P_{t+1}^{i}=(S_{t+1}^{i}-F_{t}^{i})/S_{t}^{i}$ と定義する．ここで，$(S_{t+1}^{i}-S_{t}^{i})/S_{t}^{i}$ はカバーなしの収益率，$(F_{t}^{i}-S_{t}^{i})/S_{t}^{i}$ はスワップ取引，つまり直物を買い，先物を売る取引をしてヘッジをかけている場合の収益率で，その差 $(S_{t+1}^{i}-F_{t}^{i})/S_{t}^{i}$ がリスキーな投資からの収益率であるからである[5]．為替の収益率のこのような定義は (8) 式の R_{t+1}^{i} に相当する．この定義に R_{t+1}^{F} に相当するものが入ってこないのは，先物投資をしてもわずかな証拠金以外には資源が不要であるからである[6]．したがって，P_{t+1}^{i} は超過収益率とは呼べないが，実質は同じものである．

ところで，Cox, Ingersoll and Ross (1981) の命題 1 から，F_{t}^{i} は $S_{t+1}^{i}R_{t+1}^{F}$ の現在価値に等しい．また，(3) 式の $E_{t}(m_{t+1})$ は現在価値を表すと解釈できること[7]から，

$$F_{t}^{i}=E_{t}(S_{t+1}^{i}R_{t+1}^{F}m_{t+1}) \tag{9}$$

である．(5) 式と同様の変形をして，

$$F_{t}^{i}=E_{t}(R_{t+1}^{F}m_{t+1})E_{t}(S_{t+1}^{i})+\mathrm{cov}(S_{t+1}^{i},R_{t+1}^{F}m_{t+1}) \tag{10}$$

であり，(3) 式の関係を使うと

$$F_{t}^{i}=E_{t}(S_{t+1}^{i})+\mathrm{cov}(S_{t+1}^{i},R_{t+1}^{F}m_{t+1}) \tag{11}$$

が得られる．(6) 式から (8) 式を導出したのと同様にして (11) 式から

$$E_{t}(P_{t+1}^{i})=\beta_{t}^{i}E_{t}(R_{t+1}^{b}-R_{t+1}^{F}) \tag{12}$$

となり，このとき $\beta_{t}^{i}=\mathrm{cov}(P_{t+1}^{i},R_{t+1}^{b})/\mathrm{var}(R_{t+1}^{b})$ である．この式は，ベンチマーク・ポートフォリオの収益率を潜在変数とし，リスク・プレミアムを潜在変数の超過収益率とベータで説明する潜在変数 1 個のモデルである．

以上のようなモデルを用いて分析を進めるが，その際，2 種類の資産の β の比の値がオーバー・タイムに一定である，または可変的である，とする 2 種類の仮定を置く．

初めに，β の比をオーバー・タイムに一定と仮定する[8]．(12) 式から

$$E_{t}(P_{t+1}^{i})=(\beta_{t}^{i}/\beta_{t}^{j})E_{t}(P_{t+1}^{j}) \qquad (i,j=1,\cdots,N) \tag{13}$$

となる．$\beta_{t}^{i}/\beta_{t}^{j}$ はオーバー・タイムに一定であり，これを β_{i}/β_{j} と書く．

合理的期待形成を仮定すると，繰り返し射影の定理[9]から，超過収益率の予測は t 期の情報集合の条件付きである．予測に用いられる操作変数を $Z_{k,t}$，それと直交する予測誤差を ε_{t+1} として，最適予測値すなわち条件付期待値は射影により求められ[10]，

$$(14) \qquad P^i_{t+1} = \textstyle\sum_k \alpha^i_k Z_{k,t} + \varepsilon^i_{t+1} \qquad (k = 1, \cdots, K)$$

である．(13)，(14) 式を組み合わせると

$$(15) \qquad P^i_{t+1} = (\beta_i/\beta_j)(\textstyle\sum_k \alpha^j_k Z_{k,t} + \varepsilon^j_{t+1}) + \delta^i_{t+1}$$

であり，(14) 式と比較し，かつ後記 (32) 式でのように $\beta_1=1$ と基準化すると $\alpha^i_k=(\beta_i/\beta_1)\alpha^1_k=\beta_1\alpha^1_k$ となる．

このようにして得られる

$$(16) \qquad P^i_{t+1} = \textstyle\sum_k \beta_i \alpha^1_k Z_{k,t} + e^i_{t+1}$$

をGMMで推定し，ワルド（カイ2乗）検定により潜在変数モデルをテストする．ここに β と α は推定するべきものである．自由度はGMMで推定する式の制約の数であり，定数項を含む操作変数の数×被説明変数の数から，推定するべき自由なパラメータの数を差し引いたものに等しい．なぜなら，ベンチマーク・ポートフォリオは観察不能であるから $\beta_1=1$ と基準化しているからである．計算されるカイ2乗値が臨界値よりも小さければ，モデルが正しく定式化されているとの帰無仮説は棄却されない．

次に，β の比が time-varying である，したがって少なくとも1つの β が time-varying であると仮定する場合を取り上げる．この場合の定式化は，以下では Mark（1988）のそれにほぼしたがうが，本稿では Mark（1988）で取り上げられていない本来の ARCH を仮定するケースも検討する．また，この β の比が time-varying であるとする場合には，前述の β の比が一定であると仮定する場合とは異なって，潜在変数は用いない．ベンチマーク・ポートフォリオを観察可能であると仮定して，これを使用する．

Mark（1988）はその（16c），（16d）式で，誤差の分散のみならず，2つの誤差項の積もともにARであると仮定している．これは本来の ARCH を拡張するものであるが，本稿では，誤差項の積についての仮定は設けず，誤

差の分散のみが過去の平方誤差に依存するとの Engle らによる本来の ARCH の特定化に沿った定式化も対象として計測を行う.

$R_t^b - R_t^F$ を R_t^e と書いて (12) 式を書き換えると

(17) $$E_{t-1}(P_t^i) = \beta_{t-1}^i E_{t-1}(R_t^b - R_t^F) = \beta_{t-1}^i E_{t-1}(R_t^e)$$

である. ここで, P_t^i と R_t^e をそれぞれ予測可能な部分と不可能な部分に分けると,

(18) $$P_t^i = E_{t-1}(P_t^i) + u_t^i$$

(19) $$R_t^e = E_{t-1}(R_t^e) + \varepsilon_t$$

となる. これらの関係と R_t^F が確率変数ではないことから,

(20) $$\mathrm{cov}_{t-1}(P_t^i, R_t^b) = \mathrm{cov}_{t-1}(P_t^i, R_t^e) \equiv E_{t-1}\{[(P_t^i - E_{t-1}(P_t^i)] \times [R_t^e - E_{t-1}(R_t^e)]\} = E_{t-1}(u_t^i \varepsilon_t)$$

(21) $$\mathrm{var}_{t-1}(R_t^b) = \mathrm{var}_{t-1}(R_t^e) \equiv E_{t-1}\{[R_t^e - E_{t-1}(R_t^e)]^2\} = E_{t-1}[(\varepsilon_t)^2]$$

である. これらから (17) 式の β_{t-1}^i を書き換えて

(22) $$P_t^i = [E_{t-1}(u_t^i \varepsilon_t)/E_{t-1}[(\varepsilon_t)^2]]E_{t-1}(R_t^e) + u_t^i.$$

ここで, 第1のケースとして, (19) (22) 式の誤差項に本来の ARCH を仮定する, つまり誤差の分散が過去の誤差平方に依存すると仮定すると,

(23) $$E_{t-1}(\varepsilon_t)^2 = \gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2$$

(24) $$E_{t-1}(u_t^i)^2 = \delta_0 + \delta_1(u_{t-1}^i)^2$$

であり, これらから

(25) $$(\varepsilon_t)^2 = \gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2 + \xi_t$$

(26) $$(u_t^i)^2 = \delta_0^i + \delta_1^i(u_{t-1}^i)^2 + \nu_t^i$$

である. ここに ξ_t, ν_t^i の平均は 0 とする. これらから (22) 式の右辺第1項の分子は

(27) $$E_{t-1}(u_t^i \varepsilon_t) = E_{t-1}\{[\delta_0^i + \delta_1^i(u_{t-1}^i)^2 + \nu_t^i][\gamma_0 + \gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2 + \xi_t]\}^{1/2}$$

となる. この式で, u_{t-1}^i と ε_{t-1} は期待形成時には実現している値で, 定数である.

続いて, テーラー展開によりこの式を近似する. まず一般的に, x, y を確

率変数，c, d を定数として，$g(x, y)=\sqrt{(x+c)(y+d)}$ の近似値を求めよう．$x=0$，$y=0$ の回りでテーラー展開して 1 次導関数の項まで考えると

$$g(x, y)=g(0,0)+g_x(0,0)x+g_y(0,0)y=\sqrt{(cd)}+[x\sqrt{(d/c)}+y\sqrt{(c/d)}]/2$$

である．この関係から，(27) 式は

$$E_{t-1}(u_t^i\varepsilon_t)=\{[\delta_0^i+\delta_1^i(u_{t-1}^i)^2][\gamma_0+\gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2]\}^{1/2}. \tag{28}$$

また，(19) 式を $AR(1)$ とすると

$$R_t^e=a_0+a_1R_{t-1}^e+\varepsilon_t \tag{29}$$

であり，これらから (22) 式の右辺の $E_{t-1}(R_t^e)$ は

$$E_{t-1}(R_t^e)=a_0+a_1R_{t-1}^e \tag{30}$$

である．結局 (22) 式は

$$P_t^i=\{[\delta_0^i+\delta_1^i(u_{t-1}^i)^2][\gamma_0+\gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2]\}^{1/2}(a_0+a_1R_{t-1}^e)/[\gamma_0+\gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2]+u_t^i \tag{31}$$

となる．以上の (25)，(26)，(29)，(31) 式から構成される体系を，GMM で計測し仮説検定する[11]．ここに仮説は，為替のリスク・プレミアムが I-CAPM でモデル化できる，誤差項が ARCH で表現できる，期待形成は合理的である，を組み合わせた結合仮説である．

他方，第 2 のケースとして Mark (1988) は，(19) 式の誤差項 ε_t には本来の ARCH が成立する，つまり誤差の分散が過去の誤差平方に依存するが，(22) 式については，その誤差項 u_t^i と ε_t の積が過去のそれらの積に依存する，と仮定する．すると (24) 式は

$$E_{t-1}(u_t^i\varepsilon_t)=\lambda_0+\lambda_1(u_{t-1}^i\varepsilon_{t-1}) \tag{24′}$$

となり，これから

$$u_t^i\varepsilon_t=\lambda_0+\lambda_1(u_{t-1}^i\varepsilon_{t-1})+\eta_t^i \tag{26′}$$

である．ここに η_t^i の平均は 0 とする．この式と (23)，(29) 式から (22) 式は

$$P_t^i=[\lambda_0+\lambda_1(u_{t-1}^i)](a_0+a_1R_{t-1}^e)/[\gamma_0+\gamma_1(\varepsilon_{t-1})^2]+u_t^i \tag{31′}$$

となる．

これら (25)，(26′)，(29)，(31′) 式から構成される体系を GMM で計測

し検定する．

§3　データ

本稿では，各月の最終営業日を先渡しの起算日，つまり直物の受渡日とするような為替の月次データを用いる．

一般に，k か月先渡しはその契約日の2営業日後が起算日であり，先渡しはその k か月後である応当日に決済する．k か月先渡しの契約日から決済日までは通常，k か月プラス2営業日である．そこで，日 t に契約される先渡しのレートと比べるべき直物のレートは，先渡しの応当日におけるそれではなく，先渡しの応当日の2営業日前，つまり t の（2営業日 $+k$ か月 -2 営業日）後のレートである．このレートで契約される直物が，先渡しの応当日に受け渡されるのである．

また応当日が休日の場合，それは後ろにずらされるが，起算日が月の最終営業日であって応当日が翌月になる場合には，これを各月の最終営業日とする慣行があり，さらに起算日が月の最終営業日なら，応当日も各月の最終営業日となる月末対応の原則がある[12)]．そこで，起算日を各月の最終営業日とするような1か月もの先渡しのデータを使えば，先渡しの契約日から直物の契約日までの期間は通常1か月になり，本稿で1期と想定する1か月間と一致し[13)]，先渡しの予想期間とデータ採集の単位期間とが一致する．本稿ではまた，3か月ものの先渡しと対応する直物のデータも使用する[14)]．

計測対象の期間は，変動為替相場制に移行した1973年3月から最近時（95年11月）までの273か月である．対象とするデータは，東京市場のインターバンクの円・ドル直物レートの終り値と，直先スプレッドから求めた先渡しレートである．

直物レートと先渡しレートの差には，ベーシス，つまり同一時点の両レートの差と，リスク・プレミアム，つまりある時点の先渡しレートとその先渡しが決済される時点での直物レートとの差がある．1国について異なる残存期間のデータを同時に用いてテストするには，データを年率に換算する必要

がある[15)]ので，リスク・プレミアム，ベーシスとも1か月先渡しに対応するものは12倍，3か月先渡しに対応するものは4倍する．なお以下では，ベーシス，リスク・プレミアムとも，為替の収益率のように，直物レートで割って用いる．

また，(14)式ではR^bを市場ポートフォリオとして計測を進めることにし，以下では，株式の収益率，具体的には時価総額を示すTOPIX（東証株価指数）の変化率を用いる．このようにするのは，為替の選択を広くポートフォリオ選択の一環として考えるためである．本稿では1か月間のTOPIXの月中平均を採用する．非加重平均である日経平均が一部の値嵩株や品薄株[16)]に影響されやすいのに対し，TOPIXは上場株式数で加重してあり，その可能性がないことを考慮すると，TOPIXの方が適切である．なお，TOPIXと日経平均（225銘柄）はともに権利落ちは修正済みであり，この点では同じ条件である．R^eはTOPIXの変化率から安全資産収益率（手形レート）を差し引いた株式の超過収益率である．各変数の要約統計量は表1（記載省略）のとおりである．

§4　計測とテスト

§4-1　定常性の検定

GMMを適用する変数は操作変数も含めて，定常でなければならないので，以下でADFテストと，Kwiatkowski他のKPSSテストを用いて定常性の検定を行う．ADF法のテストによれば，リスク・プレミアムは，1か月，3か月先渡しのいずれに対応するものとも，各変数が$I(1)$であって単位根が存在するとの帰無仮説が棄却される．これに対し，ベーシスについては，1か月先渡しと3か月先渡しのいずれに対応するものとも，ラグ数を決定する一部の基準によっては帰無仮説が棄却されない．また，KPSS法のテストの結果からは，リスク・プレミアムは両方とも帰無仮説が成立するのに対し，ベーシスは両方ともレベル回りでは帰無仮説が成立して，定常であることがいえる．

§4-2　βの比を一定と仮定する場合の計測とその結果

続いて第2節で示された仮説を検証する．初めに取り上げるのは，βの比がオーバー・タイムに一定であると仮定する場合で，リスク・プレミアムがベンチマーク・ポートフォリオの収益率を潜在変数とするモデルにより説明できる，との仮説を検定する．

分析の対象は (16) 式であり，1か月と3か月の先渡しに対応するリスク・プレミアムを被説明変数とするモデルを多変量GMMで計測する．操作変数には定数項と1か月と3か月の先渡しに対応するベーシスを用いる．以下では，1か月の先渡しに対応するリスク・プレミアムとベーシスを，それぞれ prem 1，basis 1 と書くなどする．

最初の推定では，説明変数として2種類のベーシスと定数項を用いる．推定式は (16) を書き改めた

(32)
$$\text{prem } 1_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{basis } 1_{t-1} + \alpha_3 \cdot \text{basis } 3_{t-1} + e\, 1_t,$$
$$\text{prem } 3_t = \alpha_0 \cdot \beta_3 + \alpha_1 \cdot \beta_3 \cdot \text{basis } 1_{t-1} + \alpha_3 \cdot \beta_3 \cdot \text{basis } 3_{t-1} + e\, 3_t,$$

である．ここでは基準化のため，第1式の β，つまり β_1 を1としている．

表9に記載される検定結果は，モデルがカイ2乗検定によって通常の有意水準で棄却されないことを示す．しかし推定結果は，各係数の推定値の有意度が低いことを示しており，満足できるものではない．このような結果が生じるのは，表10（記載省略）のリスク・プレミアムとベーシスのそれぞれのグループ内の相関係数のうち，ベーシスのグループ内の相関が高く，説明変数として2個のベーシスを同時に用いると，多重共線性が生じる可能性があるためかもしれない．

そこで，説明変数として，1個のベーシスと定数項だけを用いることにする．推定式は (32) を書き改めた

(33)
$$\text{prem } 1_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{basis } 1_{t-1} + e\, 1_t,$$
$$\text{prem } 3_t = \alpha_0 \cdot \beta_3 + \alpha_1 \cdot \beta_3 \cdot \text{basis } 1_{t-1} + e\, 3_t,$$

もしくは

(34)
$$\text{prem } 1_t = \alpha_0 + \alpha_3 \cdot \text{basis } 3_{t-1} + e\, 1_t,$$

表9　(32) 式の推定と検定結果

変数	係数	t 値
α_0	−0.0334	−0.11
α_1	−7.331	−0.15
α_3	5.524	0.10
β_3	0.796	5.14
chi-sq	1.39	

注：(32) 式を推定し検定した．chi-sq は (32) 式のカイ2乗検定の検定統計量である．自由度が2の臨界値は5% 有意水準で5.99で，この検定は (32) 式のモデルを棄却しない．

表11a　(33) 式の推定と検定結果

変数	係数	t 値
α_0	−0.0440	−2.18
α_1	−1.723	−3.00
β_3	0.975	3.01
chi-sq	0.06	

注：(33) 式を推定し検定した．自由度＝1のときの臨界値は5% 有意水準で3.84であるので，この検定は (33) 式のモデルを棄却しない．

$$\text{prem } 3_t = \alpha_0 \cdot \beta_3 + \alpha_3 \cdot \beta_3 \cdot \text{basis } 3_{t-1} + e\,3_t,$$

のどちらか一方である．表11aと11b（(34) 式の推定と検定結果，記載省略）から (33)，(34) 式の各係数は有意であり，検定結果からはモデルが棄却されない．これらの結果は，基準化のために値を1とするβを第1式のそれ，つまりβ_1に変えても同様である．

§4-3　β を time-varying と仮定する場合の計測とその結果

βの比が time-varying であると仮定する，したがってβの値が time-varying であると仮定する場合には，前述の Mark（1988）の特定化，または本来の ARCH にもとづく定式化を用いて，計測と検定が可能である．

初めに，Mark（1988）の方法に沿う場合を取り上げる．(28)，(26′)，(29)，(31′) 式を多変量の体系とみなして，それらの計測と検定に GMM を用いる．GMM の操作変数としては Mark（1988）と同様に，定数項，ε_{t-1}^2，$u_{t-1}^1 \varepsilon_{t-1}$ を用いる．操作変数が3個，体系を構成する式が4式，推定するべ

きパラメータが6個で，自由度は3×4－6＝6である．なお，操作変数と説明変数の定常性を確保するために，$-1<\lambda_1<1$ を統計的に有意に満たさない場合は，この条件を付けて再計測する[17]とともに，表13，14（記載省略）でも確認している．

計測の結果は表12aと12b（3か月先渡し，記載省略）のとおりであり，両ケースともモデルを棄却しない．また，両表において λ_1 の係数推定値は有意性にとぼしいが，a_1 と γ_1 の係数推定値は有意であり，β の値が時間と共に変化することを示している．

表12a　(31′) 式の計測結果（1か月先渡し）

パラメータ	推定値	t 値
λ_0	−4412.9	−2.35
λ_1	1.053	1.21
a_0	0.2740	0.10
a_1	0.3208	5.57
γ_0	1705.	6.30
γ_1	0.1916	3.20
chi-sq	1.90	

注：(28′) 式を推定し検定した．自由度＝6のときの臨界値は5% 有意水準で12.59であるので，この検定はモデルを棄却しない．なお，λ_1 の推定値は0と有意に異ならない．

次に，本来のARCHを仮定する場合を取り上げる．(25)，(26)，(29)，(31) 式から構成される体系をGMMで計測する．計測の方法は前記のMark (1988) の特定化に沿う場合とほぼ同様であり，違いは計測対象が (31′) ではなく (31) であることである．なお，操作変数と説明変数の定常性を確保するために，$-1<\delta_1<1$ を統計的に有意に満たすことを検討するとともに，表16，17（記載省略）でも確認している．

計測の結果は表15aと15b（3か月先渡し，記載省略）のとおりである．これによれば，前表と同じく，両ケースともモデルを棄却しない．また，a_1，γ_1 の係数推定値は有意であり，β の値が時間と共に変化するとの仮定が有効であることを示している．

表15a　（31）式の計測結果（1か月先渡し）

パラメータ	推定値	t 値
δ_0	29.92	0.00
δ_1	0.1987	0.07
a_0	0.2740	0.10
a_1	0.3208	5.57
γ_0	1705.	6.30
γ_1	0.1916	3.20
chi-sq	7.18	

注：（31）式を推定し検定した．自由度＝6のときの臨界値は5％有意水準で12.59であるので，この検定はモデルを棄却しない．

§5　おわりに

本稿では，1973年3月から95年11月までの東京市場の円・ドルの直物と，1か月と3か月の先渡しのレートを対象に取り上げた．為替の（超過）収益が存在するのは，バブルや期待形成の非合理性ではなくリスクのためであると考え，為替の収益率をリスク・プレミアムとみなした．期待形成は合理的であり，かつこのリスク・プレミアムが異時点間CAPMから導かれるとの仮説のもとで，得られる関係が満たされるかどうかをGMMにより計測し検定した．

得られた結果によれば，2種類の為替，つまり1か月と3か月の先渡しのレートのβの比を一定と仮定しても，あるいはオーバー・タイムに変動すると仮定しても，為替のリスク・プレミアムはこのようなモデルによって説明可能である．なお，βが一定であるとの仮説，すなわちβを構成している変数のうち，オーバー・タイムに変動する変数の係数である（24′），（24），（30），（23）式の$\lambda_1, \delta_1, a_1, \gamma_1$のそれぞれが0に等しいとの仮説の全てが同時に棄却されるわけではない．したがって，βは一定ではなく，オーバー・タイムに変動するとみなす方がよりもっともらしいと考えられる．このような結果は，先渡しと期待直物のレートの間の差をリスク・プレミアムとして説明することができることを意味している．

残された問題は次のとおりである．本稿では以上のように，先渡しと期待直物のレートの間の差をリスク・プレミアムのみで説明しているが，その際，期待形成の非合理性や投機的バブルなどの要因を無視している．しかし，これらを同時に考慮に入れると分析結果が変わるかもしれず，そのような分析を試みることも必要であろう．また，リスク・プレミアムをマクロ経済変数で説明すること，ARCH 以外の定式化や GMM 以外の計測法を用いることも試みられるべきであろう．

参考文献

足立禎（1988）『外国為替の話』東洋経済新報社.

釜江廣志（1997）「為替市場におけるリスク・プレミアムの GMM による検証」（一橋大学商学部ワーキングペーパー，No. 33）

畠中道雄（1991）『計量経済学の方法』創文社.

吉野昌甫・滝沢健三・河西宏之（1993）『外国為替入門』有斐閣.

Breuer, J. and M. Wohar (1996), "The Road Less Traveled : Institutional Aspects of Data and Their Influence on Empirical Estimates with an Application to Tests of Forward Rate Unbiasedness", *Economic Journal*, 26-38.

Cox, J., J. Ingersoll and S. Ross (1981), "The Relation between Forward Prices and Futures Prices", *Journal of Financial Economics*, 321-46

Cumby, R. (1988), "Is It Risk ? Explaining Derivations from Uncovered Interest Parity", *Journal of Monetary Economics*, 279-99.

Engel, C. (1996), "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium : A Survey of Recent Evidence", *Journal of Empirical Finance*, 123-92.

Hansen (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 1029-54.

Hansen, L. and. R. Hodrick (1983), "Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market", in Frenkel, J. (ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, 113-42, University of Chicago Press.

Hodrick, R. (1987), *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Markets*, Harwood Academic Publishers.

Huang, R. (1989), "An Analysis of Intertemporal Pricing for Forward Foreign Exchange Contracts", *Journal of Finance*, 183-94.

Mark, N. (1985), "On Time Varyinig Risk Premia in the Foreign Exchange Market", *Journal of Monetary Economics*, 3-18.

Mark, N. (1988), "Time-varying Betas and Risk Premia in the Pricing of Forward Foreign Exchange Contracts", *Journal of Financial Economics*, 335-54.

Richard, S. and M. Sundaresan (1981), "A Continuous Time Equilibrium Model of Forward Prices and Futures Prices in a Multigood Economy", *Journal of Financial Economics*, 347-72.

Roll, R. and B. Solnik (1977), "A Pure Foreign Exchange Asset Pricing Model", *Journal of International Economic*, 161-79.

* 本稿は，日本商品取引員協会・東京工業品取引所・東京穀物商品取引所による一橋大学商学部への寄付講座からの助成を受けた研究プロジェクト「先物諸市場における効率性の研究」の成果の一部である．記して感謝申し上げる．なお紙幅の制約により，表などの一部は記載していない．詳細は拙稿(1997)を参照いただきたい．

1)「最尤法を使うなら，変数の確率分布の型を指定しなければならないが，非線形モデルではその特定化を誤ると，推定値は一致性すら持たない．」畠中(1991) p. 193参照.

2) Engel (1996) p. 155参照.

3) 証明はHodrick (1987) p. 15, 注8参照.

4) 証明はHodrick (1987) p. 15, 注9参照.

5) Roll and Solnik (1977) p. 165参照.

6) Hodrick (1987) p. 14参照.

7) Richard and Sundaresan (1981) p. 360参照.

8) Cumby (1988) p. 290, Engel (1996) p. 157, Hansen and Hodrick (1983)参照. Huang (1989)はβをオーバー・タイムに一定と仮定するが，これはこの仮定に含まれる.

9) 畠中(1991) p. 361参照.

10) 畠中(1991) p. 361参照.

11) このような場合のGMMの計測法について，Mark (1988) p. 342-44参照.

12) 足立(1988) p. 70-71参照.

13) このようなデータの作成法については，Breuer and Wohar (1996) p. 32, 注9に言及があるが，彼らは実際にはこのようなデータは作成していない．なお，この方法では，月末が休日であれば，各月の最終営業日の間隔はちょうど1か月

ではない．また，先渡しの異なる契約日に対応する応当日が重なると（clumping 問題），決済額が増加して売買レート差とレートの分散とを大きくし，推定結果に影響する可能性はある．Breuer and Wohar の p. 34 に，先物の予想形成の期間の間隔に一致させてデータを採集していく方法が提唱されている．

14) なお，本稿では直接には問題にならないが，前者では，overlapping data 問題を避けることができ，後者ではこの問題は残存する．

15) Huang（1989）p. 190 参照．なぜなら，インターバンクの先渡し取引には証拠金も不要であるが，差金決済による受渡日前の決済は原則としてできないので（吉野他（1993）p. 177-9 参照），意志決定から利益の実現，つまり先渡し取引の受渡しまでには時間がかかるからである．

16) たとえば銀行株は品薄であるといわれる．

17) Mark（1988）p. 345 参照．

（一橋大学教授）