

# 先物プレミアムパズルとリスクプレミアムの非対称性\*

佐藤綾野

## 要 旨

先物外国為替市場における効率性の仮説は、先物為替レートが将来の直物為替レートの最良予測値であるかどうかを巡って検討されてきた。しかしながら、多くの実証研究によると、先物レートは平均的には最良予測値ではないばかりでなく、先物市場でプレミアムが存在し、外国通貨の将来価値の減価を予想していると考えられるにも拘わらず、現実の為替レートの増価を導くといった、理論的には逆説的な実証結果が得られてしまうことが知られている。これは「先物プレミアムパズル」(以下 FPP) と呼ばれ、現代国際金融論の未解決問題の一つである。

本稿の目的は、FPP の原因としてしばしば指摘される、先物プレミアムの符号が負のときのみ FPP が生じるという非対称性問題を取り上げ、さらに FPP の非対称性がリスクプレミアムに起因しているかを実証分析することにある。

本稿では、まず第 1 に、1989年 1 月から 2007年 7 月(あるいは 2002年 5 月)の間、独マルク、日本円および仏フラン(いずれも 1 米ドル当たり)の FPP に、非対称性があることを確認している。第 2 に、GARCH-M モデルにより time-varying なリスクプレミアムを推計し、その結果、FPP の非対称性の原因がリスクプレミアムであることを明らかにしている。

## 目 次

- |                        |  |
|------------------------|--|
| I はじめに                 | 2. FPP の非対称性とリスクプレミアムの関係               |
| II 先物為替プレミアムパズル        | IV リスクプレミアムの推計                         |
| 1. 先物プレミアムパズルの背景       | 1. time-varying なリスクプレミアムと GARCH-M モデル |
| 2. 使用データと最小二乗法の推計結果    | 2. GARCH-M モデルの推定                      |
| III FPP の非対称性とリスクプレミアム | V 結論                                   |
| 1. FPP の非対称性           |  |

\* 本稿の作成にあたって、渡部敏明教授(一橋大学経済研究所)、近藤康之教授(早稲田大学政治経済学部)、秋葉弘哉教授(早稲田大学政治経済学部)、飯田泰之准教授(駒澤大学経済学部)から有益なコメントを頂いた。又データの収集・整理において、能瀬憲二氏(元内閣府経済社会総合研究所研究調査員)に多大な協力をいただいた。ここに深く感謝の意を表したい。なお残る全ての誤りは、筆者のものである。

## I はじめに

先物外国為替市場における効率性の仮説は、先物為替レートが将来の直物為替レートの最良予測値であるかどうかを巡って検されてきた。しかしながら、多くの実証研究によると、先物レートは平均的には最良予測値ではないばかりでなく、先物市場でプレミアムが存在し、外国通貨の将来価値の減価を予想していると考えられるにも拘わらず、現実の為替レートの増価を導くといった、理論的には逆説的な実証結果が得られてしまうことが知られている。これは「先物プレミアムパズル」(以下 FPP) と呼ばれ、現代国際金融論の未解決問題の一つである<sup>1)</sup>。

この実証分析の失敗をうけて、FPPの研究は大きく2つに分けられるであろう。1つはマクロ経済モデルのより精緻な分析を追及する方向であり、もう1つは、回帰モデルの精緻化を指向する方向性である。

後者の研究は、Hodrick [1987] のサーベイ研究以来、さまざまな試みがなされている [Engel, 1996]。近年でも、例えば EMS 各国のデータ利用 (Flood and Rose [1996]), random time effects panel data の利用 (Huisman, Koedijk, Kool and Nissen [1998]), 先物プレミアムの期間構造の考慮 (Clarida and Mark [1993]), 利子率の期間構造モデルの考慮 (Bansal [1997]), ノンパラメトリックなフィッシャーの符号テスト及びウィルコックスの符号順位テストによる考察 (Wu and Zhang [1997]), 共和分による検討 (Luintel and Paudyal [1998]), The Fully Modified OLS 推定による検討 (Goodhart and Ngama

[1997]) などにより、推定結果の多少の改善は見られるが、概して FPP の問題は解決されず、その原因も特定されてはいない。

本稿の目的は、後者の回帰モデルの精緻化の研究の中で、しばしば指摘される FPP の非対称性問題を取り上げ、さらに FPP の非対称性がリスクプレミアムに起因していることを実証分析することにある。FPP の非対称性の研究は、まだあまり多くは行われておらず、また非対称性の原因について検討している研究も Baillie and Kilic [2006] 以外存在しない。

数少ない非対称性の先行研究として、Bansal [1997] あるいは Bansal and Dahlquist [2000] は広範なサンプル国を対象とし米国利子率の方が高い国の通貨に対してのみ FPP が観察されるという意味で非対称な反応があることを見つけた。また Wu and Zhang [1996] は外生的レジームスイッチング (exogenous regime switching) モデルを用いて、先物プレミアムの符号が負のときのみ FPP が発生するという非対称性を確認している。一方、Zhou and Kutan [2005] では、FPP の原因を先物プレミアムの符号によるものでなく、ペソ問題を標本期間によるものとしている。最近では Baillie and Kilic [2006] が、9 通貨に関して LSTR (Logistic Smooth Transition Dynamic Regression) モデルを使用し FPP の非線形性と非対称性を調査している。結果は、Wu and Zhang [1996], Bansal [1997] あるいは Bansal and Dahlquist [2000] とほぼ同様であり、非対称性の原因として貨幣供給量の差、US ドル貨幣成長の変動などを挙げている。本稿の貢献は、以下の2点にまとめられる。

まず第1に、Wu and Zhang [1996] の比

較研究として、ドイツマルク、日本円およびフランスフランについてサンプル期間を1989年1月から2007年7月（あるいは2002年5月）までに変更し、FPPの非対称性の再確認している。この結果は、Zhou and Kutun [2005] の実証結果とは一致せず、彼らが指摘するベソ問題がFPPの非対称性には関連がないことを示唆している。第2に、その非対称性が生じる要因を、time-varying なリスクプレミアムに着目し、GARCH-M (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic in Mean) モデルによりリスクプレミアムを推計した。結果として、FPPの非対称性は、先物プレミアムの符号に依存してリスクプレミアムの分散の大きさが異なることを明らかにしている。これは、LSTR (Logistic Smooth Transition Dynamic Regression) モデルを使用した Baillie and Kilic [2006] が、リスクプレミアムがFPPの要因であるという実証的証拠を見出すことが出来なかったこととは対照的である。

本稿の構成は以下の通りである。第II節は、FPP問題の理論的な背景と、FPPの非対称性について実証的に支持されるかを再確認している。第III節では、リスクプレミアムの影響を考慮した場合のFPPの非対称性を理論的な説明を加えている。第IV節では、GARCH-Mモデルによりリスクプレミアムを推計し、FPPが非対称性を引き起こしている原因がリスクプレミアムであるかについて分析を行っている。第V節は小論の結論部である。

## II 先物為替プレミアムパズル

### 1. 先物プレミアムパズルの背景

本節では、先物プレミアムパズルの背景にある経済学的な枠組みを簡単に紹介する。

もし為替市場が現在利用可能な全ての情報を十分に利用しているならば、 $t$ 時点で契約される $t+1$ 時点の先物為替レート（の対数値） $F_t$  将来の期待直物為替レート（の対数値） $S_{t+1}$  と等しくなる。これらの関係を式で表すと

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

ここでは $E$ は数学的期待値オペレータ、 $I_t$ は $t$ 期に利用可能な情報集合である<sup>2)</sup>。(1)式の両辺から $t$ 時点の直物為替レート（の対数値） $S_t$ を引き、線形の回帰式とすると、

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta(F_t - S_t) + \nu_{t+1} \quad (2)$$

となる。右辺第2項目は一般に先物プレミアムと呼ばれ、また攪乱項 $\nu_{t+1}$ は、効率的市場仮説の帰結として $t$ 時点で利用可能な情報とは無相関の予測誤差（ホワイトノイズ）である。この(2)式によって、先物為替プレミアムが将来の直物為替レートの変化率に対して予測力があるか否かを示すことができる。先物為替レートの不偏性仮説に基づく帰無仮説は、合理的期待、完全資本移動、資産の完全代替（リスクプレミアムの非存在性）の結合仮説となり、(2)式において $\alpha = 0$ 、 $\beta = 1$ となる。しかしながら、これらの結合仮説がしばしば棄却されるだけでなく、 $\beta$ が負の値になることが多くの先行研究で示されている<sup>3)</sup>。そして、このような先物為替プレミアムと期待為替レート減価率との関係は、一般に先物プレミアムパズルと呼ばれている。

図表1 OLSの結果

	$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup>	D.W	S.E
円 / ドル	-0.006* (0.003)	-2.184** (1.053)	1.916	1.717	0.030
マルク / ドル	0.0007 (0.002)	0.321 (0.884)	0.08	1.745	0.03
フラン / ドル	0.0007 (0.002)	0.214 (0.843)	0.04	1.792	0.029

(注) \*\*\*; 1%有意水準, \*\*; 5%有意水準, \*; 10%有意水準, ( ) 内; 標準誤差  
R<sup>2</sup>; 決定係数×100, D.W.; ダービンワトソン比, S.E.; 回帰式の標準誤差

## 2. 使用データと最小二乗法の推計結果

本稿においても、(2)式について最小二乗法を用いて回帰分析を行った。使用したデータは、1 USドル当たりのフランスフラン、日本円およびドイツマルクについて、日次の直物為替レートおよび一ヶ月先物為替レート<sup>4)</sup>を Bloomberg から抽出した<sup>5)</sup>。また Zhou [2002] にしたがって、期間末のオーバーラッピング問題とクランピング問題を最小化するために月末2営業日前のそれぞれのレートを取り出し月次データとして使用した<sup>6)</sup>。標本期間は Wu and Zhang [1996] の研究と比較するため、日本においては1989年1月から2007年7月、フランスフランとドイツマルクについては1989年1月から2002年5月とした。結果は図表1が示すとおり、日本円について $\beta$ は負となり有意に0と異なるが、ドイツマルクとフランスフランに関しては有意な結果は得られなかったものの、 $\beta$ の推定値は小さく先物為替プレミアムが将来の直物為替レートの変化率に対してほとんど説明力を持たないことを示唆している。

## III FPPの非対称性とリスクプレミアム

### 1. FPPの非対称性

Wu and Zhang [1996] はドイツマルクと日本円について1973年3月から1993年5月までの月次データを使用して、米国ドルの増価が予想された場合にはFPPは生じないが、米国ドルの減価が予想された場合についてのみFPPが発生するという非対称性の実証的証拠を示した。同様の研究としては Bansal [1997] が、FPPが生じるか否かは利子率格差の符号に依存していることを9カ国について調査した結果、4ヶ国がその証拠を示していた。さらに Bansal and Dahlquist [2000] は、27カ国と1経済(香港)についての1976年1月から1998年5月の月次データを用いて、FPPは先進国に特有の現象であり、また米国利子率の方が高い国の通貨に対してのみ観察されるという意味で非対称の反応があることを見出した<sup>7)</sup>。

一方、Zhou and Kutun [2005] では、FPPの原因を先物プレミアムの符号によるものではなく、標本期間によるものとしている。具体的には、6カ国の月次データを使用して1977年から

1998年までの全標本期間と、いわゆるペソ問題が存在する1980年から1987年を除いた標本期間についてFPPの非対称性を調査し、その結果、全標本期間では、6カ国中5カ国の通貨に非対称性が存在することが示唆されうるが、ペソ問題を除いた期間では日本円を除く5カ国の通貨で非対称性が確認できないとしている。

そこで本稿では、II節で述べたデータ、すなわちペソ問題を除く期間を対象とし、以下の式を推定することによりFPPの非対称性を再検証する<sup>8)</sup>。

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta^+ (F_t - S_t) D_t^+ + \beta^- (F_t - S_t) D_t^- + \varepsilon_{t+1}$$

但し

$$\begin{cases} D_t^+ = 1 & \text{if } F_t - S_t \geq 0 \\ D_t^+ = 0 & \text{それ以外} \\ D_t^- = 1 & \text{if } F_t - S_t < 0 \\ D_t^- = 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

結果は図表2に示している。この結果は、先物プレミアムの符号を考慮しない推計結果と比

較すると興味深い。図表1では、日本円に関してFPPがもっとも顕著に表れているが、ドイツマルクおよびフランスフランの $\hat{\beta}$ では、パラメータの値は小さいが正となっている。しかしながら先物プレミアムの符号を考慮すると、フランスフラン、日本円およびドイツマルクのいずれに関しても、 $\hat{\beta}^+$ は正、 $\hat{\beta}^-$ は負であり、3通貨とも先物プレミアムが負の場合はFPPが確認される。またパラメータの値に注目すると、 $\hat{\beta}^+$ は3通貨とも1を超過する。これは、米国ドルの増価が予想された場合には、予想は当たっているが、予想をはるかに上回る直物が為替レートの増価であったことを意味する。同様に $\hat{\beta}^-$ が負であることの意味は、米国ドルの減価予想が優勢である場合であっても、実現された直物が為替レートは増価しており、予想がはずれていると解釈できる。すなわち、ドイツ、フランス、日本の為替市場では、予想のいかんにかかわらずサンプル期間中一貫して、米国ドル

図表2 FPPの非対称性テスト

円/ドル：1989年1月～2004年3月，マルク/ドルおよびフラン/ドル：1989年1月～2002年5月

	$\alpha$	$\beta^+$	$\beta^-$	R <sup>2</sup>	D.W	S.E	観察値数
円/ドル	-0.011** (0.004)	9.975 (6.693)	-3.749*** (1.350)	3.4	1.78	0.030	$F_t - S_t \geq 0$ 29 $F_t - S_t < 0$ 194
マルク/ドル	-0.008* (0.004)	2.877* (1.482)	-5.207* (2.731)	2.9	1.742	0.03	$F_t - S_t \geq 0$ 62 $F_t - S_t < 0$ 99
フラン/ドル	-0.004 (0.004)	1.583 (1.262)	-3.72 (2.781)	1.4	1.821	0.029	$F_t - S_t \geq 0$ 84 $F_t - S_t < 0$ 76

(注) \*\*\*；1%有意水準，\*\*；5%有意水準，\*；10%有意水準，( )内；標準誤差  
R<sup>2</sup>；決定係数×100，D.W.；ダービンワトソン統計量，S.E.；回帰式の標準誤差

	$H_0$		
	$\beta^+ = 1$	$\beta^- = 1$	$\beta^+ = \beta^-$
円/ドル	1.798	12.977***	3.383*
マルク/ドル	1.605	5.164**	4.565**
フラン/ドル	0.213	2.879*	2.179

(注) それぞれの帰無仮説に対するWald統計量

が実現値では増価していることになる<sup>9)</sup>。

図表2では、Zhou and Kutan [2005] に倣って、3種類のFPPの非対称性に関する仮説検定、すなわち帰無仮説 $\beta^+ = 1$ 、 $\beta^- = 1$ 、 $\beta^+ = \beta^-$ の下でのWald検定の結果が示されている<sup>10)</sup>。この帰無仮説は、 $\beta^+ = 1$ および $\beta^- = 1$ の場合、それぞれ先物プレミアムが正あるいは負のとき、パズルが生じていないこと、また $\beta^+ = \beta^-$ は、先物プレミアムが正のときと負のときの $\beta$ に非対称性があることを意味する。

結果は、フランスフランにおいては帰無仮説 $\beta^+ = \beta^-$ が棄却されなかったものの、ドイツマルクおよび日本円については棄却された。また3カ国の全ての通貨において、帰無仮説 $\beta^+ = 1$ が採択、帰無仮説 $\beta^- = 1$ が棄却された<sup>11)</sup>。したがって、これらの仮説検定においてもFPPの非対称性が支持され、先物プレミアムが負の場合にFPPが生じていることが確認された。

以上の結果はWu and Zhang [1996]あるいはBansal [1997]を裏付けるものであり、Zhou and Kutan [2005]の結果を否定するものである。すなわちFPPの非対称性はペソ問題を考慮すべき期間を除いた直近の標本においても存在しており、標本期間に依存する問題ではない。

以降、本稿ではFPPの非対称性の原因として、time-varyingなリスクプレミアムに絞って検証を行う。

## 2. FPPの非対称性とリスクプレミアムの関係

Fama [1984]は、(2)式の $\beta = 1$ が棄却される理由として外国為替市場のtime-varyingなリスクプレミアムの存在を提示した。Fama

[1984]は、合理的期待を仮定しつつ先物プレミアムのバイアスとして、リスクプレミアム $rp_t$ を以下のように定義した。

$$rp_t \equiv E[S_{t+1}|I_t] - F_t \quad (3)$$

上式は、 $t$ 時点で契約される先物為替レートと将来の直物為替レートの差がリスクプレミアムであることを示している。この式は、

$$E[S_{t+1}|I_t] - S_t = F_t - S_t + rp_t \quad (4)$$

のように変形される。合理的期待の下で、(2)式の $\beta$ のOLS推定量は

$$plim_{\beta_{OLS}} = \frac{Cov(F_t - S_t, E[S_{t+1}|I_t] - S_t)}{Var(F_t - S_t)} \quad (5)$$

である。但し $Cov(\bullet)$ および $Var(\bullet)$ は、それぞれ共分散、分散を示している。(4)式を考慮すれば(5)式は、

$$plim_{\beta_{OLS}} = \frac{Var(E[S_{t+1}|I_t] - S_t)}{Var(rp_t) + Var(E[S_{t+1}|I_t] - S_t) + Cov(E[S_{t+1}|I_t] - S_t, rp_t) + 2Cov(rp_t, E[S_{t+1}|I_t] - S_t)}$$

となる。分散は非負なので、 $\beta < 0$ となるのは、

$$Cov(E[S_{t+1}|I_t] - S_t, rp_t) < 0$$

かつ

$$Var(rp_t) > |Cov(E[S_{t+1}|I_t] - S_t, rp_t)| > Var(E[S_{t+1}|I_t] - S_t)$$

でなければならない。すなわち、リスクプレミアムの分散は為替レートの期待減価率のそれよりも大きくならなければならない。しかしながら、先の分析結果が示すように $\beta$ は、 $F_t - S_t > 0$ の場合、1を大きく超える。Fama [1984]に従って $\beta > 1$ となる条件は、

$$Cov(E[S_{t+1}|I_t] - S_t, rp_t) < 0$$

かつ

$$Var(E[S_{t+1}|I_t] - S_t) > |Cov(E[S_{t+1}|I_t] - S_t, rp_t)| > Var(rp_t)$$

であることがわかる。したがって、期待為替レート減価率  $Var(E[S_{t+1}|I_t] - S_t)$  が  $F_t - S_t$  の符号に依存せず一定であると仮定とし、 $F_t - S_t \geq 0$  のときのリスクプレミアムの分散を  $Var(rp_t^+)$ 、 $F_t - S_t < 0$  の場合のリスクプレミアムの分散を  $Var(rp_t^-)$  とすれば、

$$Var(rp_t^-) > Var(rp_t^+) \quad (6)$$

となる<sup>12)</sup>。

#### IV リスクプレミアムの推計

##### 1. time-varying なリスクプレミアムと GARCH-M モデル

リスクプレミアムの定義としては、さまざまなものが考えられる。例えば Bansal [1997] では、期間構造モデルを用いて利率の市場リスクを推計しカバーなし利子平価条件に関する非対称性を説明している。また Kho [1996] では、非対称性に関する考慮はないものの CAPM から推定されたリスクプレミアムによって FPP を説明している。本稿では、リスクプレミアムの定義として、Fama [1984], Luintel and Paudyal [1998], Shively [2000] など多くの研究に使用されている(3)式を採用する。

Engle, Lilien and Robins [1987] は平均分散アプローチを前提としたリスクと期待収益のトレードオフを考慮する ARCH-M を開発した。ここでは ARCH-M 型の中の GARCH-M を使用して、後節でリスクプレミアムを推計する。そのため、ここでは平均分散アプローチと整合的になるよう(3)式を再度解釈してみる。

ここで、 $t$  時点で観察される先物為替レートの水準を  $f_t$ 、直物為替レートの水準を  $s_t$  とす

ると、カバーなしの為替レートの収益率、すなわち危険資産価格の期待収益率は、 $(E[S_{t+1}|I_t] - s_t)/s_t$  と表される。一方、安全資産価格の収益率である先物為替取引を利用したカバーありの為替レートの収益率は  $(f_t - s_t)/s_t$  である。これら 2 つの資産価格収益率を線形近似すると、

$$\frac{E[S_{t+1}|I_t] - s_t}{s_t} \approx E[S_{t+1}|I_t] - S_t \quad (7)$$

$$\frac{f_t - s_t}{s_t} \approx F_t - S_t \quad (8)$$

となる。(8)式から(7)式を引くことにより、以下の 1 円 (あるいは 1 フランスフラン、1 ドイツマルク) 当たりの期待超過収益率  $E[R_{t+1}|I_t]$  を得る<sup>13)</sup>。

$$E[R_{t+1}|I_t] = F_t - E[S_{t+1}|I_t] \quad (9)$$

このような危険資産の期待収益率と安全資産の収益率の差はリスクプレミアムと呼ばれ、これは(3)式の右辺と等しいことがわかる。

(9)式の期待値を、(3)式から次のように仮定する。

$$R_{t+1} = F_t - S_{t+1} = trp_t + \varepsilon_{t+1} \quad (10)$$

$\varepsilon_{t+1}$  は、超過収益率の予期されないショックである。また  $trp_t = -rp_t$  とし、1 円 (あるいは 1 フランスフラン、1 ドイツマルク) 当たりのリスクプレミアムと定義する。ARCH-M 型モデルでは、(10)式の  $\varepsilon_{t+1}$  の条件付分散、すなわち超過収益率のボラティリティをリスクとして計測し、リスクプレミアムがこのボラティリティの増加関数であると仮定される。このことは言い換えると、危険回避的な投資家は、リスクが大きければ大きいほど、リスクを埋め合わせるために大きなリスクプレミアムを要求することを意味する。これを定式化すると、

$$trp_t = \omega + \delta h_{t+1}, \quad \delta \neq 0 \quad (11)$$

となる。上式はリスクプレミアムが、定数のリスクプレミアム  $\omega$  と、リスクを表す  $\varepsilon_{t+1}$  の条件付分散  $h_{t+1}$  の和であることを表している。ここで  $\delta \neq 0$  であるのは、危険回避的な投資家であっても、為替レートの期待収益率の場合、本国通貨建ての正の超過収益率は他国通貨建てでは負の超過収益率となり、 $\delta$  の符号と危険回避度の関係は一概には言えないからである。 $h_{t+1}$  が ARCH あるいは GARCH プロセスに従う時、 $trp_t$  は time-varying であるとされる。

ここでは超過収益率の記述統計量を図表3に示している。それによると、Jarque-Berra の正規性テストに関しては、日本円とフランスフランについては棄却され、ドイツマルクのそれについては棄却されなかったが、尖度は3通貨について3を超過していることがわかる。すなわち、このことは、リスクプレミアムが時間を通じて変動している可能性があることを示唆している<sup>14)</sup>。

## 2. GARCH-M モデルの推定

本稿で推計する超過収益式は、(10)式と(11)式より、

$$R_{t+1} = \omega + \delta h_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (12)$$

である<sup>15)</sup>。攪乱項  $\varepsilon_{t+1}$  は、常に非負である  $h_{t+1}$  と期待値 0、分散 1 の過去と独立同一な分布に従う確率変数  $z_{t+1}$  との積と仮定する。すなわち、

$$\varepsilon_{t+1} \equiv z_{t+1} h_{t+1} \quad z_{t+1} \sim i.i.d(0, 1) \quad (13)$$

である。また  $h_{t+1}$  について以下の GARCH (1, 1) を仮定する。

$$h_{t+1} = \mu + \gamma \varepsilon_t^2 + \sigma h_t, \quad \gamma > 0, \sigma > 0 \quad (14)$$

上式を、以降ボラティリティ式と呼ぶ。推計は最尤法、(12)式の攪乱項  $\varepsilon_{t+1}$  は自由度パラメータ  $\gamma$  の下で  $t$  分布に従うと仮定している。また初期値には、攪乱項  $\varepsilon_{t+1}$  の分布に正規分布を仮定し、制約のない(14)式を推計して得られたパラメータを使用している<sup>16)</sup>。超過収益式(12)とボラティリティ式(14)の推計結果は、図表4に示されている。この図表において興味深い点は、危険回避度を示す  $\delta$  が、日本円とドイツマルクのそれは正であり、フランスフランに関しては負の値となっている。このことは、危険回避的な投資家を前提とすると、日本円とドイツマルクの収益率に対するリスクが大きくなると、リスクプレミアムを増加させる傾向があるが、フランスフランに関しては、USドルの収益率に対するリスクが大きくなる場合に、リスクプレミアムを上昇させることを意味する。すなわちこの結果を解釈するならば、日本円とドイツマルクは、サンプル期間中 USドルと並んで国際通貨として使用されていたことに起因しているのかもしれない。また図表4からわかるように、全てのパラメータが有意水準1%で0と等しいことが棄却されている。

本稿では、FPP 非対称の原因が(6)式にある

図表3 超過収益率の記述統計量

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	歪度	尖度	Jarque-Bera
円/ドル	-0.002	-0.003	0.145	-0.097	0.031	0.504	4.997	46.291***
マルク/ドル	-0.0006	0.0007	0.089	-0.11	0.03	-0.116	3.599	2.757
フラン/ドル	-0.0002	0.0006	0.089	-0.111	0.029	-0.184	3.879	6.029**

(注) \*\*\*; 1%有意水準, \*\*; 5%有意水準, \*; 10%有意水準

図表4 GARCH-Mの結果

	円/ドル	マルク/ドル	フラン/ドル
超過収益率			
$\omega$	-0.042*** (0.000)	-0.251*** (0.000)	0.022*** (0.000)
$\delta$	1.299*** (0.000)	1.193*** (0.000)	-0.966*** (0.000)
ボラティリティ式			
$\mu$	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
$\gamma$	0.315*** (0.000)	0.312*** (0.000)	0.369*** (0.000)
$\sigma$	0.485*** (0.000)	0.688*** (0.000)	0.531*** (0.000)
$\tau$	3.000*** (0.000)	3.000*** (0.000)	3.000*** (0.000)
Log-likelihood	396.012	-3.116	302.408

(注) ( ) 内; 標準誤差

\*\*\*; 1%有意水準, \*\*; 5%有意水準, \*; 10%有意水準

図表5 リスクプレミアムの標準偏差

	STD ( $trp^-$ )	STD ( $trp^+$ )
円/ドル	0.013	0.005
マルク/ドル	0.047	0.043
フラン/ドル	0.001	0.001

(注) STD ( $trp^-$ ); 先物プレミアムが負のリスクプレミアムの標準偏差STD ( $trp^+$ ); 先物プレミアムが正のリスクプレミアムの標準偏差

ように、先物プレミアムの符合によってリスクプレミアムの分散の大きさが異なることによるかを実証分析することを目的としている。そのため、リスクプレミアムの分散が先物プレミアムの符合によって異なることを示す必要がある。そこで(11)式で示されているリスクプレミアムの理論値  $\hat{trp}_t$  の標準偏差を推計した。図表5によると、フランスフランの標準偏差のみ先物プレミアムの正負による相違はないが、日本円に関しては、先物プレミアムが負の場合0.013、正の場合が0.005であり、約1%超過している。またドイツマルクも、負の場合0.047、正の場合が0.043であり、やはり負の場合の標

準偏差の方が大きい<sup>17)</sup>。

以上の推計結果をまとめると、次のように考えられる。まず第1に、3通貨ともFPPに非対称性が確認され、そのうち少なくとも2通貨はリスクプレミアムが原因となっている。第2に先行研究も含め、日本円はFPPも深刻であり、さらにその非対称性も最も大きく、リスクプレミアムの先物プレミアムの正負による相違もまた一番大きい。

Baillie and Bollerslev [1990] あるいは Bekaert and Hodrick [1993] では、FPPの非対称性には注目していないものの、リスクプレミアムがFPPの主要因ではないとしている。

FPPの非対称性の原因を特定化しようとする試みに、Baillie and Kilic [2006]がある。Baillie and Kilic [2006]では、LSTRモデルを使用し、遷移変数として先物プレミアムのラグ変数、貨幣供給量格差、所得格差、リスクプレミアム、リスクの代理変数である米国の貨幣成長率の条件付分散を用い推定を行っている。その結果、先物プレミアムのラグ変数、貨幣供給量格差、リスクのみがFPPの原因である可能性を示唆しているが、リスクプレミアムからは有益な結果は得られていない。これはBaillie and Kilic [2006]が指摘するように、LSTRモデルのパラメータ推計が不確実であることがその一因である可能性がある。したがって本稿の結果が支持するように、FPPの非対称性を考慮すると、リスクプレミアムの存在はやはり無視できないと言えよう。

## V 結論

本稿では、現代国際金融論の未解決問題の一つである先物プレミアムパズルについて、先物プレミアムの符合によってパズルが発生するか否かが決定するというFPPの非対称性に着目し、その要因のひとつとして考えられる外国為替市場のリスクプレミアムについて検討を行った。そこでは、Fama [1984]によって示されたtime-varyingなリスクプレミアムについての考察を拡張し、リスクプレミアムをGARCH-Mモデルを使用して推計を行った。

本稿の貢献は、まず第1に、Wu and Zhang [1996]などによって示されたFPPの非対称性について、標本期間を延長したデータを用いて再確認したことが挙げられる。結果はフランスフラン、ドイツマルク及び日本円につ

いてFPPの非対称性が確認され、Wu and Zhang [1996]などの結果を裏付けることができた。また第2にこの3カ国通貨において、少なくとも2通貨は、リスクプレミアムの分散に関して非対称性が存在することが実証的に支持され、time-varyingなリスクプレミアムはFPPの要因の一つであることを示した。すなわち、非対称性を考慮せずに、FPPの原因をtime-varyingなリスクプレミアムに求める実証研究は、多くの場合失敗に終わっているが、本稿のように、FPPの非対称性を考慮すると、FPPの要因がリスクプレミアムである可能性は以前として捨てきれないことがわかる。

以上2点から示唆されるFPPの原因としての非対称なtime-varyingなリスクプレミアムの経済学的インプリケーションは、次の通りである。先物プレミアムパズルに非対称性が存在するということは、先物プレミアムが正の場合、すなわち米ドルの増価が予想されている場合は、増価予想は定性的に当たっておりFPPが発生しないが、先物プレミアムが負の場合、すなわち米ドルの減価が予想されている場合は、その予想が平均的にははずれ、増価していることを意味する。つまり、減価あるいは増価予想にかかわらず、実際には、米ドルはいつも結果的に増価している。合理的な投資家が、このことを知っていれば、やがては増価しか予想しなくなり、FPPは発生しなくなるはずである。しかしながら本稿で使用したサンプルのように比較的長期間をとった分析においても、FPPが確認できるということは、実際には米ドルが増加することを投資家は認識しつつも、時に減価予想を行っているという非合理性があるということになる。そして、投資家が減価予想を行う場合、この非合理性ゆえに、リスクプレミア

ムを固定できず、その時々を経済状況に応じて異なるリスクプレミアムを用いてリスクヘッジを行うため、分散が大きくなり、結果としてリスクプレミアムに非対称性が発生すると考えられる。

今後の課題として、本稿では FPP の非対称性の原因を非対称な time-varying なリスクプレミアムに注目して推計を行っている。この根拠は、第Ⅲ節で示されているように、為替レート期待減価率が先物プレミアムの符合に依存しないという仮定に基づいている。しかしながら、これは市場参加者の予測に関するサーベイデータなどを参考にし、実際に分析調査することが望ましいと思われる。また本稿では、先に述べたように、リスクプレミアムの分散の非対称性が、実際には米ドルが増価することを認識しつつも減価予想を行う投資家の行動が原因であると指摘しているが、その理由について明らかにされていない。この点について、日本円だけに関していえば、円高期待が生じた場合のみ、日本銀行による多額の為替介入が行われていた事実と関連があるのかもしれない。

本稿では、日本円とともにドイツマルクおよびフランスフランをサンプルとして使用しているが、この2通貨は2002年6月のユーロ登場により消滅した。今後は、先物為替市場が整備されている他の通貨においても、FPP 非対称性の研究が待たれるところである。

#### 注

- 1) 「先物プレミアムパズル」に関する初期のサーベイとしては、Hodrick [1987] を参照されたい。最近のサーベイとしては、Engel [1996] の包括的研究を参照されたい。
- 2) (1)式は合理的期待仮説を外国為替市場の価格形成に応用した効率的市場仮説に基づいている。
- 3) Froot and Thaler [1990] よれば、発表された75の先行研究論文における  $\beta$  の平均値は  $-0.88$  である。

- 4) 正式には先渡し為替レートであるが、本稿では、先物為替レートという名称で統一している。
- 5) 本稿では、直物為替レートおよび先物為替レートとして、Bloomberg の composite レートを使用している。composite レートとは、東京市場で観測された一日内(基準時20時)の Best bid かつ Best ask レートであり、最も高い米ドルの買値レートと売値レートである。
- 6) この2つの問題は、月末日が非営業日である場合を考慮すると、先物為替レート契約が必ずしも正確に30日あるいは1ヶ月であるとは限らないことによって生じる。詳しくは Breuer and Wohar [1996] を参照のこと。
- 7) Bansal and Dahlquist [2000] は、一人あたり GNP (購買力平価で調整)、平均インフレ率、インフレの変動率、開放度、及び ICRG (国際カントリーリスクガイド) の指標を用いて、先進国と定義している。
- 8) 但し Wu and Zhang [1996] は、 $S_{t+1}-S_t=\alpha^+D_t^++\alpha^-D_t^-+\beta^+(F_t-S_t)D_t^++\beta^-(F_t-S_t)D_t^-+\varepsilon_{t+1}$  を採用している。本稿ではこのモデルも検討したが、推定結果はほとんど変わらなかった。
- 9) ドイツマルクおよびフランスフランについて、ユーロが銀行間市場で取引開始された1999年1月の前後で分析結果が異なる可能性があるため、サンプル期間を1989年1月から1998年12月までとした分析も行った。その結果、ドイツマルクが  $\hat{\beta}^+=3.572$ ,  $\hat{\beta}^-=-5.280$ , フランスフランが  $\hat{\beta}^+=1.884$ ,  $\hat{\beta}^-=-1.986$  となり、いずれも FPP の非対称性が確認できる。
- 10) これらの帰無仮説の対応する対立仮説はそれぞれ  $\beta^+ \neq 1$ ,  $\beta^- \neq 1$ ,  $\beta^+ \neq \beta^-$  である。
- 11) 但し、帰無仮説  $\beta^+ = 1$  の第2種の過誤の確率は日本円が  $0.866$ , ドイツマルクが  $0.795$ , フランスフランが  $0.821$  である。
- 12) FPP の非対称に関するリスクプレミアムの分散と共分散については、Bansal [1997] に詳しい。
- 13) 一般に期待超過収益率は、危険資産の期待収益率から安全資産の収益率を引いたものと定義され、自国通貨建て為替レートを引いた収益率の場合は、1米ドル当たりの期待収益率となる。本稿では、安全資産の収益率から危険資産の期待収益率を引くことにより、自国通貨建ての期待超過収益率とするが、外国通貨建ての場合は1USドル当たりの負の期待超過収益率となる。
- 14) 但し、尖度が3を超過していても  $h_{t+1}$  が変動しているとは限らず、 $\varepsilon_{t+1}$  が標準正規分布より裾が広い可能性もある。詳しくは例えば渡部 [2000] を参照せよ。
- 15) 但し、実際の推計では、 $h_{t+1}$  の値が小さすぎるため  $h_{t+1}$  の正の平方根を用いている。
- 16) GARCH モデルを使用した場合、ボラティリティ・クラスタリング ( $\alpha+\gamma=1$ ) という現象が多くの資産価格の実証研究で観察される(詳しくは渡部 [2000] を参照せよ)。そこでここでは、 $\sigma$  の初期値を、 $\sigma=y-\gamma$  として、 $y=1, 0.95, 0.9, 0.85, 0.8$  の中で、対数尤度が最大となるものを選択することによって得ている。
- 17) ドイツマルクおよびフランスフランについて、サンプル期間を1989年1月から1998年12月までとした分析結果は、ドイツマルクの場合、先物プレミアムが負の場合  $0.004$ , 正の場合が  $0.002$ , フランスフランの場合、先物

プレミアムが負の場合0.001, 正の場合が0.001となる。したがって, サンプル期間を変更しても, 分析結果に定性的な相違はないことがわかる。

## 参 考 文 献

- 渡部敏明 [2000], 『シリーズ現代金融工学 4 ボラティリティ変動モデル』, 朝倉書店
- Baillie, R. and T. Bollerslev [1990], "A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modeling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Markets," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, pp. 309-324.
- Baillie, R.T. and R. Kilic [2006], "Do Asymmetric and Nonlinear Adjustments Explain the Forward Premium Anomaly?," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, pp. 22-47.
- Bansal, Ravi and Magnus Dahlquist [2000], "The Forward Premium Puzzle: Different Tales From Developed and Emerging Economies," *Journal of International Economics*, Vol. 51, No. 1, pp.115-144.
- Bansal, Ravi [1997], "An Exploration of the Forward Premium Puzzle in," *Review of Financial Studies*, Vol. 10, pp. 369-403.
- Bekaert, G. and R. Hodrick [1993], "On Biases in the Measurement of Foreign Exchange Risk Premiums," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, pp. 115-138.
- Breuer, J. B. and M. E. 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*, Vol. 106, pp. 26-38.
- Clarida, K. and P. Taylor Mark [1993], "The Term Structure of Forward Exchange Risk Premia and the Forecastability of Spot Exchange Rates: Correcting the Errors," *NBER*, No. 4442.
- Engel, Charles [1996], "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3, No. 2, pp. 123-192.
- Engle, Robert F., David M. Lilien, and Russell P. Robins [1987], "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp.391-407.
- Fama, Eugene [1984], "Forward And Spot Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, pp. 319-338.
- Flood, Robert P. and Andrew K. Rose [1996], "Fixes: Of the Forward Discount Puzzle," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 748-752.
- Froot, K. and R. Thaler [1990], "Anomalies: Foreign Exchange," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2, pp. 79-92.
- Goodhart, Patric C., Charles A.E. and McMahon and Yerima L. Ngama [1997], "Why Does the Spot-Forward Discount Fail to Predict Changes in Future Spot Rates?," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 2, pp. 121-129.
- Hodrick, Robert J. [1987], *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*: Harwood Academic Publishers.
- Huisman, Ronald, Kees Koedijk, Clements Kool, and Francois Nissen [1998], "Extreme Support for Uncovered Interest Parity," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, pp.211-228.
- Kho, Bong-Chan [1996], "Time-Varying Risk Premia, Volatility, and Technical Trading Rule Profits: Evidence From Foreign Cur-

- rency Future Markets," *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, pp. 249-290.
- Luintel, K.B. and K. Paudyal [1998], "Common Stochastic Trends Between Forward and Spot Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, pp. 279-297.
- Shively, P. A. [2000], "Stationary Time-varying Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, pp. 273-288.
- Wu, Yangru and Hua Zhang [1996], "Asymmetry in Forward Exchange Rate Bias: A Puzzling Result," *Economics Letters*, Vol. 50, pp. 407-411.
- [1997], "Forward Premiums as Unbiased Predictors of Future Currency Depreciation: A Non-Parametric Analysis," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 4, pp.607-623.
- Zhou, Su and M. Kutan, Ali [2005], "Does the Forward Premium Anomaly Depend on the Sample Period Used or on the Sign of the Premium?," *International Review of Economics and Finance*, Vol. 14, pp. 17-25.
- Zhou, Su [2002], "The Forward Premium Anomaly and the Trend Behavior of the Exchange rates," *Economics Letters*, Vol. 76, pp. 273-279.

(新潟産業大学専任講師)