

先物プレミアムパズルの非対称性とリスクプレミアム*

佐藤綾野[†]

平成 19 年 5 月 17 日

JEL 分類

F31 Foreign Exchange

F41 Open Economy Macroeconomics

キーワード：先物為替プレミアム，リスクプレミアム，GARCH - M

*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）から有益なコメントを頂いた．また松田慎一氏（早稲田大学大学院経済学研究科博士課程）にはデータ処理について協力頂いた．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．

[†]新潟産業大学経済学部 ayano_sato@econ.nesu.ac.jp

先物プレミアムパズルの非対称性とリスクプレミアム

佐藤綾野 新潟産業大学 経済学部

2007年5月

概要

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 2004 年 3 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。

連絡先：佐藤 綾野

〒 945-1393 新潟県柏崎市軽井川 4730

電話番号 0257-24-8519(直通)

E-mail : ayano_sato@econ.nsu.ac.jp

1 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¹。

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迫る方向であり、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出した。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 2004 年 3 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 Kutan (2005) の実証結果とは一致せず、彼らが指摘するペソ問題が 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

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。

きさが異なることを明らかにしている。これは、リスクプレミアムが FPP の要因として実証的に支持されていないとした Baillie and Kilic (2006) とは異なっている。

小論の構成は以下の通りである。第 2 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 3 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 4 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 5 節は小論の結論部である。

2 先物為替プレミアムパズル

2.1 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²。(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 ν_{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、 β が負の値になることが多くの先行研究で示されている³。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。

2.2 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 (OLS) を用いて回帰分析を行った。使用したデータは、1US 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⁴を Bloomberg から抽出した。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⁵。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 2004 年 3 月、フランスフランとドイツマルクについ

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。

³Froot and Thaler (1990) よれば、発表された 75 の先行研究論文における β 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。

			R2	D.W	S.E
円/ドル	-0.006*	-2.286 **	2.1	1.713	0.031
	(0.003)	(1.154)			
ドイツマルク/ドル	0.0007	0.321	0.08	1.745	0.03
	(0.002)	(0.884)			
フランスフラン/ドル	0.0007	0.214	0.04	1.792	0.029
	(0.002)	(0.843)			

*** ; 1 %有意水準, ** ; 5 %有意水準, * ; 10 %有意水準, () 内 ; 標準誤差
R2 ; 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

表 1: OLS の結果

ては 1989 年 1 月から 2002 年 5 月とした。結果は表 1 が示すとおり、日本円について β 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、 β 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。

3 FPP の非対称性とリスクプレミアム

3.1 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⁶。

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、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、2.2 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⁷。

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

⁶Bansal 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。

⁷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。

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

表2によると、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、 $\hat{\beta}^-$ は負である。すなわち FPP の非対称性の存在が確認できる。さらにパラメータの値に注目すると、日本円においてその非対称性がもっとも大きく、日本円に関して FPP がもっとも顕著に表れていることとも整合的であるといえる(表1 参照)。また表2では、3種類の帰無仮説 $\beta^+ = 1$ 、 $\beta^- = 1$ 、 $\beta^+ = \beta^-$ の下での Wald 検定の結果も示されている。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、仮説検定においても FPP の非対称性が支持された。

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 Kutun (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、リスクプレミアムに絞って検証を行う。

3.2 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。

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

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 β 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、

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

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

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

	α	β^+	β^-	H_0			R2	D.W	S.E	観察値数	
				$\beta^+ = 1$	$\beta^- = 1$	$\beta^+ = \beta^-$					
円/ドル	-0.013 (0.006)	** 12.192 (7.937)	-4.314 (1.714)	** 1.988	9.607	** 3.330	*	3.88	1.72	0.032	$f - s \geq 0$ 29
ドイツマルク/ドル	-0.008 (0.004)	* 2.877 (1.482)	-5.207 (2.731)	* 1.605	5.164	** 4.565	**	2.9	1.742	0.03	$f - s < 0$ 154
フランスフラン/ドル	-0.004 (0.004)	1.583 (1.262)	-3.72 (2.781)	0.213	2.879	*	*	1.4	1.821	0.029	$f - s \geq 0$ 99
											$f - s < 0$ 84
											$f - s < 0$ 76

***; 1%有意水準, **; 5%有意水準, *; 10%有意水準, ()内; 標準誤差

R2; 決定係数 $\times 100$, D.W.; ダービンワトソン比, S.E.; 回帰式の標準誤差

H_0 の下欄 $\beta^+ = 1, \beta^- = 1, \beta^+ = \beta^-$ は Wald 統計量

表 2: FPP の非対称性テスト

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 β は、 $F_t - S_t \geq 0$ 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⁸。

4 リスクプレミアムの推計

4.1 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子率の市場リスクを推計しカバーなし利子平價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。

本稿では Engle, Lilien and Robins (1987) による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 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、

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

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

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⁹。

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

⁸FPP 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。

⁹一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用いた収益率の場合は、1US 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いているため、1US ドル当たりの負の期待超過収益率となる。

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) 式の期待値をはずし、(3) 式を考慮すると、

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

となる。 ε_{t+1} は、超過収益率の予期されないショックである。ARCH-M 型モデルでは、(10) 式の ε_{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、

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

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 ω と、リスクを表す ε_{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、自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、 δ 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、 rp_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¹⁰。

4.2 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、

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

である。攪乱項 ε_{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。

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

上式を、以降ボラティリティ式と呼ぶ。推計は最尤法、誤差項は自由度パラメータ τ の下での t 分布に従うと仮定している。また初期値には、誤差項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¹¹。超過収益式 (12) とボラティリティ式 (14) の推計結果は、表 4 に示されている。この表において興味深い点は、危険回避度を示す δ が、日本円

¹⁰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ない。詳しくは例えば渡部 (2000)

¹¹GARCH モデルを使用した場合、ボラティリティ・クラスタリング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) 参照)。そこでここでは、 σ の初期値として、 $t-\gamma$ として、 $t=1, 0.95, 0.9, 0.85, 0.8$ の中で、対数尤度が最大となるものを選択した。

	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	歪度	尖度	Jarque-Bera
日本円/ドル	-0.001	-0.001	0.144	-0.096	0.032	0.455	4.84	31.958***
ドイツマルク/ドル	-0.0006	0.0007	0.089	-0.11	0.03	-0.116	3.599	2.757
フランスフラン/ドル	-0.0002	0.0006	0.089	-0.111	0.029	-0.184	3.879	6.029**

表 3: 超過収益率の記述統計量

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増加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)式にあるように、先物プレミアムの符号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号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 $\hat{r}p_t$ の標準偏差を推計した。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0.014、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。

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), Bekaert and Hodrick (1993) あるいは Baillie and Kilic (2006) では、リスクプレミアムはFPPの主要因ではないとしている。しかしながら、本稿の結果からは、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ことが明らかとなった。

5 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号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。ここでは、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、ドイツマルクおよび日本円について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、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。

今後の課題として、本稿ではリスクプレミアムを推計するに当たって、合理的期待を下に予測誤差はホワイトノイズに従うと仮定したが、実際には、超過収益に関する予測誤差とリスクプレミアムを分割して検討することが望ましいのかもしれない。またリスクプレミアムの分散の非対称性がなぜ、先物プレミアムの符号に依存するのかについては本稿では明らかにされていない。この点に関して、カバーされた利子平価条件を考慮すると、米国利子率が自国利子率よりも高い場合に、リスクプレミアムの分散が増大すると解釈される。すなわち、米国利子率と自国利子率の格差に関

	円/ドル		ドイツマルク/ドル		フランスフラン/ドル	
超過収益式						
ω	-0.045	***	-0.251	***	0.022	***
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
δ	1.319	***	1.193	***	-0.966	***
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
ボラティリティ式						
μ	0.001	***	0.000	***	0.000	***
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
γ	0.310	***	0.312	***	0.369	***
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
σ	0.480	***	0.688	***	0.531	***
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
τ	3.000	***	3.000	***	3.000	***
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Log-likelihood	310.816		-3.116		302.408	

() 内: 標準誤差

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

表 4: GARCH-M の結果

	STD(rp^-)	STD(rp^+)
円/ドル	0.014	0.005
ドイツマルク/ドル	0.047	0.043
フランスフラン/ドル	0.001	0.001

STD(rp^-) , STD(rp^+) ; それぞれ先物プレミアムが負と正の場合のリスクプレミアムの標準偏差

表 5: リスクプレミアムの標準偏差

して、外国為替市場の参加者が、非対称な投資行動を行うことが示唆される。日本円に関していえば、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、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。

参考文献

- Baillie, R. and T. Bollerslev (1990) “A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modelling 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 Currency 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.
- 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 .