

ユーロ・ドルレートの決定要因の一考察 : 拡張されたマネタリー・モデルによる実証研究

著者	高屋 定美
雑誌名	関西大学商學論集
巻	53
号	2
ページ	91-104
発行年	2008-06-25
その他のタイトル	On Determinants of Euro-Dollar Rates : An Empirical Study by DOLS
URL	http://hdl.handle.net/10112/3461

ユーロ・ドルレートの決定要因の一考察*

——拡張されたマネタリー・モデルによる実証研究——

高屋定美

1. はじめに

ユーロ発足から8年を経て、ユーロは国際通貨として認知され、対ユーロ・レートも重要な金融変数として認識されている。図1には、ユーロ・ドルレートをプロットしているが、2000年10月26日にドルに対してユーロ最安値0.8252を記録したものの、2001年に入ってからユーロはドルに対して増価し、2008年3月28日にはユーロ・ドルレートの最高値1.5796を記録するまでになった。この間、ユーロはドルに対しておよそ倍近く上昇していることになる。

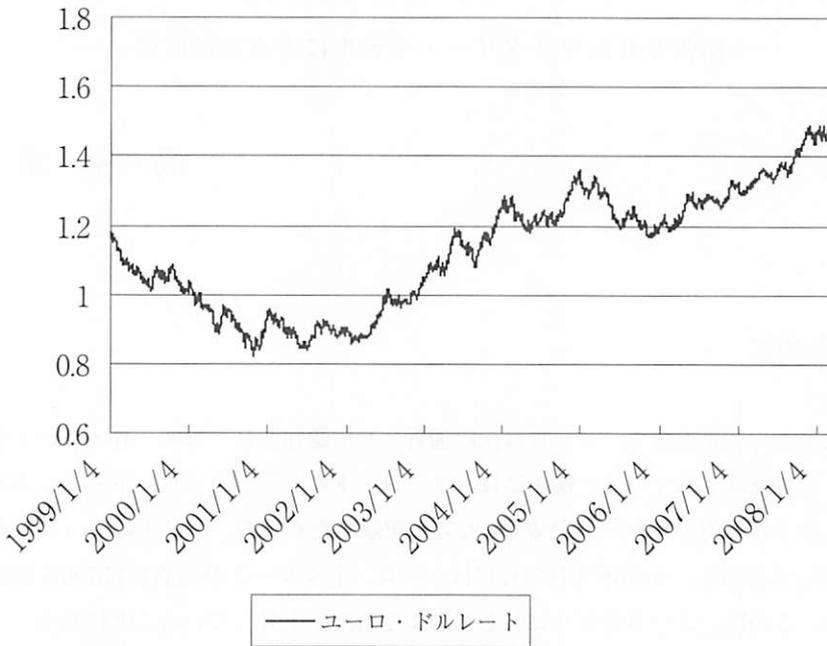
本稿では、ユーロ・ドルレートの変動要因を、従来の為替レートモデルであるマネタリー・モデルを応用して実証することにある。それにより、近年のユーロ・レートの変動を支配してきた経済変数を特定化し、今後のユーロ・レートの変動予測も行うことができる。

ただし、ユーロ圏は金融政策の一元化を果たしたものの、財政政策の足並みの乱れ、各国の経済格差は残されたままである。これらのユーロ圏内での相違が、対外的な代表指標であるユーロ・レートにどのように影響が表れるのか、あるいはないのか、を検証してみることに、本研究の目的がある。

為替レート決定モデルは、マンデル・フレミングモデルに代表されるフローアプローチと資本移動を重視するアセット・アプローチに大別される。さらにアセット・アプローチは内外資産の完全代替を想定するマネタリー・モデルと、それを想定しないポートフォリオ・バランス・アプローチに分類される。さらに、マネタリー・モデルは伸縮価格モデルと硬直的価格ないしは粘着的価格モデルに識別される。経済モデルでは一般的に見られるが、為替レートモデルもいくつかの仮定に依存しており、その仮定の違いによって構造モデルが異なることになる。このように為替レート決定モデルには種々あるものの、その中でマネタリー・モデルは、仮定の置き方による操作性が容易であることより、ベンチマーク・モデルとして利用することが容易

*本研究は、平成19年度関西大学学術研究助成基金(奨励研究)において、研究課題「東アジアにおける通貨統合の可能性と金融協力に関する理論および実証的研究」として研究費を受けたものの成果の一部として公表するものである。

図1 ユーロ・ドルレートの動向
ユーロ・ドルレート



出所) 著者作成。

データ出所) 欧州中央銀行 (www.ecb.int)。

である。そこで、本稿ではマネタリー・モデルをベンチモデルとし、その仮定を緩めることにより、ユーロ・レートの決定要因を探ることとする。

マネタリー・モデルはFrankel (1976) より発展してきた為替レート決定の主要モデルの一つであるが、それが成立する条件として、財の国際的な完全代替、価格の伸縮性、内外資産の完全代替性が仮定されている。

その後、現実の国際金融を考慮して改良が進展してきた。まず、Dornbush (1976) によって展開された粘着的価格モデルによって、為替レートのオーバーシュート現象の説明が行われた。また、内外資産の完全代替の仮定を緩め、不完全代替を仮定したポートフォリオ・バランスアプローチがBransonらによって提案された。また、それと平行してそれらの理論をもとにした実証分析も数多く発表され、いままでに為替レート研究はかなり蓄積されている。

しかし、これらの経済分析では為替レートの現実の動きを説明することが難しくなっている。その一つの理由として資本移動が自由化され、国際的に資本移動が活発になったことで為替レートのボラティリティも高まり、モデルによる予測が困難となっていることが挙げられる¹⁾。そのため、為替レート研究では、ファイナンスの実証モデルを用いた研究も盛んになっている。

1) この点についてMeese=Rogoff (1983) は理論モデルによる予測よりもランダム・ウォークモデルの方が予測力が高いことを初めて示した。

また、別の理由として、データの取り扱いの不適切さも挙げられるであろう。かつては、時系列の非定常データも為替レートの実証分析に用いられてきたが、為替レートをはじめとして時系列データの多くが、非定常であり、定常データに変換するか、非定常性を適切にコントロールして実証することが求められる。適切な実証分析を行うことにより、理論と整合的な実証結果が導出できる可能性も否定できない。

そこで、本稿では、新たに主要な為替レートとなったユーロ・ドルレートの決定要因を理論モデルに基づいて実証することを試みる。それを行うにあたって、データの定常性に注意を払い、単位根検定を行い、それにより非定常データが検出されれば共積分分析を行う。そして、共積分ベクトルの存在が確認されれば、ダイナミックOLS (DOLS) によって、為替レートの回帰分析を行うこととする。

以下、第2節ではマネタリー・モデルに基づく推定モデルを提示する。第3節では実証モデルとそれによる実証結果を示す。第4節は、まとめである。

2. 推定モデル

(1) ベンチマーク・モデル

本節ではまずユーロ・ドルレートを推定するためのベンチマーク・モデルとして、一般的な対称二国のマネタリー・モデルを用いる。マネタリー・モデルは以下のとおりである。

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (1)$$

$$m_t - p_t = \alpha y_t - \beta i_t \quad (2)$$

$$m_t^* - p_t^* = \alpha y_t^* - \beta i_t^* \quad \alpha > 0, \beta > 0 \quad (3)$$

ただし、ここで、金利をのぞく各変数は対数値である。 s は名目為替レート、 p は物価指数、 m は名目マネーサプライ、 y は実質所得、 i は名目金利をあらわす。さらに、右肩のアストリクスは、アメリカの変数をあらわし、添え字の t は時間 (t 期)をあらわす。

(1)式は、自由貿易が成立し、財市場での完全代替、すなわち購買力平価が成立していることをあらわしている。また(2)式は自国の貨幣市場での需給一致条件を、(3)式は外国の貨幣市場での需給一致条件をあらわしている。(2)ないし(3)式の左辺は実質貨幣残高を、右辺は貨幣需要をあらわす。ただし、両国を対称な経済構造をもつものと想定するために、貨幣需要関数のパラメータは、両国で等しいものとする。

$$s = (m_t - m_t^*) - \alpha (y_t - y_t^*) + \beta (i_t - i_t^*) \quad (4)$$

さらに、フィッシャー方程式

$$i_t = r_t + \pi_{t+1}^e$$

を仮定すると、(4)式は

$$s = (m_t - m_t^*) - \alpha(y_t - y_t^*) + \beta(\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) + \beta[(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] \quad (5)$$

と書き換えることができる²⁾。ただし、 r は実質金利、 π_{t+1}^e は t 期における $t+1$ 期の期待インフレをあらわす。完全資本移動が想定され、内外資産の完全代替が仮定されれば、両国の実質金利は等しくなり、(5)式は

$$s = (m_t - m_t^*) - \alpha(y_t - y_t^*) + \beta(\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) \quad (6)$$

とあらわすことができる。したがって、長期均衡では名目直物為替レートは金融政策スタンスの違い、両国の景気の違い、そして両国の公衆による期待インフレの相違によって変動することが示された。また(6)式で決定される名目レートの長期均衡値を \bar{s} とおく。

しかし、(6)式での説明は、どのような時間的視野でも価格は伸縮的であり、それにより財の完全代替が仮定されているが、これは現実的ではない。すなわち、短期的には価格は硬直的であり、時間が経つにしたがい、価格調整が行われると考えるのが現実的であろう。特に1990年代以降の先進国経済では、年間のインフレーションは低く、価格調整が瞬時に行われているとはいえない³⁾。

そこで粘着的価格モデルの初期モデルであるDornbusch (1976)モデルを取り上げよう。このモデルでは、期待為替レート変化率が、長期為替レートと現在の為替レートの差に依存するとされ、

$$\Delta s_{t+1}^e = \theta(\bar{s}_t - s_t), 0 < \theta < 1 \quad (7)$$

と仮定される。これは、為替レートの回帰的予想と呼ばれる。また物価の変動は総需要と総供給の差に依存するとしている。

$$\Delta p_t = \rho(y_t^d - y_t), \rho > 0. \quad (8)$$

ここで y_t^d は総需要をあらわす。本稿では、粘着的価格モデルと伸縮価格モデルの二つのモ

2) Groen (2000) は(4)式にカバー無しの金利平価と為替レートに合理的期待を導入し、さらに為替レートが $I(1)$ 過程に従うものと仮定した上で、為替レート変化率を誤差項として扱ったモデルを共和分検定している。Groen (2000) は対ドル、対マルクレートで共和分検定を行ったが、有意に共和分をもつ為替レートモデルは少なかったと報告している。

3) インフレ率が低い理由としては、独占的競争が先進国経済では多くみられると想定することもできる。ただし、ここではその点について焦点を当てない。

デルの特徴を合わせたハイブリッド・マネタリーモデルを用いる。ユーロ・ドルレートにおいて、ア prioriにどのモデルが適合できるのかを判断できないため、より自由度の高いモデルを利用する⁴⁾。ハイブリッド・マネタリーモデルでは、長期では伸縮価格モデルが示唆する長期均衡値に、短期では硬直価格モデルの均衡値が成立するとし、短期均衡値は時間が経つにつれ長期均衡値に移行するものと想定している。ここで長期均衡値とは(6)式で決定される為替レートである。

短期での価格の硬直性は、為替レート調整に影響を及ぼし、(1)式と(7)式より期待為替レート変化率は次のように定式化される。

$$\Delta s_{t+1}^e = \theta(\bar{s} - s_t) + (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}), 0 < \theta < 1. \quad (9)$$

期待為替レート変化率は、硬直的価格の特徴である回帰的予想と両国のインフレ率の予想に依存すると仮定されている。さらに、完全資本移動が仮定されると、カバー無しの金利平價が成立する。すなわち、

$$\Delta s_t^e = i_t - i_t^* \quad (10)$$

が成立する。また、価格の粘着性ゆえに期待為替レート変化は回帰的期待と期待インフレ格差と等しいものと仮定する。従って、短期モデルで為替レートは

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta} [(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] \quad (11)$$

となり、ここに(6)式の長期均衡値 \bar{s} を代入すると

$$s_t = (m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) - \frac{1}{\theta} [(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] \quad (12)$$

と、名目レートの短期均衡をあらわすことができる。

(2) モデルの拡張

次に(12)式での仮定を現実に則して緩めることにする。本稿での拡張は(a)短期での内外債券の不完全代替を仮定したモデルと、(b)ユーロ圏各国の国債金利ボラティリティの二つである。

(a) 短期での内外債券の不完全代替

長期では内外債券の完全代替を仮定し、実質金利の均等化を想定するものの、短期では不完全代替を仮定し、実質金利は均等化しないものとする。資本移動が世界的に自由化されているものの、投資家の為替レート・ボラティリティに対するリスクの感応度によって内外債券は不

4) ハイブリッド・マネタリーモデルはFrankel (1979, 1980) によって展開された。

完全代替となりうる⁵⁾。したがって、実質金利は長期では両国で等しくなる($r_t = r_t^*$)ものの、短期ではカバー無し金利平価は成立せず、リスクプレミアムが金利平価式に追加される。すなわち、

$$\Delta s_{t+1}^e = i_t - i_t^* + \omega \quad (13)$$

が成立する。 ω はリスクプレミアムを示す。そこで、 ω に対して、為替レートのボラティリティが影響を与えると仮定し、次式のように仮定する。

$$\omega_t = \phi \sigma_{s,t}^2, \phi > 0 \quad (14)$$

自国投資家から見ればボラティリティの上昇は自国通貨建て資産への回避となるが、外国投資家から見ると自国通貨建て資産への投資を増やすこととなる。したがって、対外資産比率の差に分散をかけたものが為替リスクとなる。ここで、 ϕ は自国と外国の対外資産比率の差をあらわし、 $\sigma_{s,t}^2$ は為替レートの分散を表す。

従って、短期モデルで為替レートは

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta} [(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] - \frac{1}{\theta} \omega_t \quad (15)$$

となり、ここに長期均衡式を代入すると

$$s_t = (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) - \frac{1}{\alpha} [(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] - \frac{1}{\alpha} \omega_t \quad (16)$$

とあらわすことができる。すなわち、ドルに対するユーロレートの分散が大きくなれば、投資家はリスク回避のために、ドル資産を売却するので、ユーロ高ドル安となる。

(b) ユーロ圏各国の国債金利のボラティリティ

世界の投資家がユーロ圏で証券投資する対象としては、各国国債が代表的である。もし、国債価格のボラティリティに違いがあっても相関が高ければ、ユーロ域全体のボラティリティが高くなる。それが内外投資家からユーロ建て国債が敬遠され、ユーロ安につながるのではないかも考えられる。そこで、ユーロ圏10カ国⁶⁾の国債金利の各時点での分散を(10)式に代入すると、次の(19)式が得られる。

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \alpha (y_t - y_t^*) + \beta (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) - \frac{1}{\theta} [(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] + \frac{1}{\theta} \sigma_{i,t} \quad (17)$$

ここで、 $\sigma_{i,t}$ は各時点での各国国債金利のクロスセクションの分散をあらわす。

したがって、本稿では以上の(12)式、(16)式、そして(17)式を推定し、どの要因がユ

5) これに関連した研究として、ホームバイアス・パズルに関する一連の研究がある。

6) 2008年1月1日現在、ユーロ圏15カ国であるが、そのうち、ルクセンブルク、ギリシャ、スロベニア、キプロス、マルタを除く10カ国である

ユーロ・レートの決定に大きく影響を与えているのかを検証する。次節では、データと推定方法、そして推定結果を説明する。

3. 実証分析

(1) 推計期間とデータ

本稿での推計期間は1999年1月～2007年5月までの101ヶ月とした。また、本稿の推計で用いたデータは、以下のとおりである。マネーサプライにはM1を用い、生産は季節調整済み鉱工業生産指数を、物価指数は消費者物価指数を、金利は10年物長期国債金利を用いた。ユーロ圏のデータはユーロ圏での平均値を用い、特に物価についてはHICPを用いている。さらに、ユーロ・ドルレートは期中平均値を用いた。またデータの出所に関して、アメリカのデータはいずれもIMFのIFS CD-ROMより、ユーロ圏のデータはECBのホームページ (www.ecb.int) より入手した。

推計にあたっては、鉱工業生産指数、為替レートは対数変換を行い、物価指数は、前年同期比に基づくインフレ率を作成した。実質金利はフィッシャー式より、名目金利から期待インフレ率を差し引いた値を用いている。

また、期待インフレ率は、AR過程を仮定し、SICにより求めた最適ラグ次数により、両地域の期待インフレ率を求めた。期待インフレの推計式は以下のとおりである。

$$\pi_{t,t+1}^e = -0.410\pi_{t-1,t}^e + 0.06\pi_{t-2,t-1}^e + 0.418\pi_{t-3,t-2}^e + 0.219\pi_{t-4,t-3}^e$$

(-4.112) (0.630) (4.121) (2.163)

$adj.R^2 = 0.193, D.W. = 1.985$, カッコ内はt値。

$$\pi_{t,t+1}^{*e} = 0.705\pi_{t-1,t}^{*e} - 0.141\pi_{t-2,t-1}^{*e} + 0.225\pi_{t-3,t-2}^{*e}$$

(12.882) (-2.102) (4.173)

$adj.R^2 = 0.143, D.W. = 2.065$, カッコ内はt値。

ただし、 $\pi_{t,t+1}^e$ はt期に予想するt+1期の期待インフレをあらわす。以下では、この式に基づいて導出された期待インフレ値を用いて実証する。

(2) 推計式

次に、推計するにあたっての推計式を示す。(12)式の推計式は

$$s_t = \gamma_0 + \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 e \text{ inf } d_t - \gamma_4 rd_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

とする。ここで $md = m - m^*$, $yd = y - y^*$, $e \text{ inf } d = \pi_{t,t+1}^e - \pi_{t,t+1}^{*e}$, $rd = (i_t - \pi_{t,t+1}^e) -$

$(i_t^* - \pi_{t,t+1}^{e*})$ を示す。(12)式では、マネーサプライ差の係数は1であるが、推計にあたっては、係数値が1であるかどうかを検証するため、あえて係数制約を加えずに推計している。以下の推計式でも同様である。また、理論的な係数の符号は、 $\gamma_1 > 0, \gamma_2 < 0, \gamma_3 > 0, \gamma_4 > 0$ である。

(16) 式の推計式は、

$$s_t = \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 e \inf d_t - \gamma_4 rd_t + \gamma_5 \sigma_{s,t}^2 + \varepsilon_t \quad (19)$$

となり、理論的な係数の符号は、 $\gamma_5 < 0$ である。(17) 式の推計式は

$$s_t = \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 e \inf d_t - \gamma_4 rd_t + \gamma_6 \sigma_{i,t}^2 + \varepsilon_t \quad (20)$$

となり、理論的な係数の符号は $\gamma_6 > 0$ である。

(3) 実証結果

(a) 単位根検定

まず、実証分析を行うにあたって、各変数の単位根検定を行う。もし、単位根をもつ変数があれば、ダイナミックOLSではその変数の階差のリード・ラグを含めて推定式を構成することになる。ここでは、Augmented Dickey-Fuller検定(ADF検定) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS検定)の二種類の検定により、単位根の存在の有無を判定する。その結果が表1に掲げられている。表1の結果より、 md, yd, rd, σ_i は単位根を持つものと判定した。

以上のように、単位根を持つ変数が存在することがわかった。そこで、次項で変数間での共積分検定を行い、共積分ベクトルが存在するかどうかを検証する。

(b) 共積分検定の結果

表2は、Johansenの方法によるトレース検定の結果を示している。ここでは、モデル1、モデル2、モデル3で用いられる被説明変数、説明変数間に共積分ベクトルが存在するのかどうかを検定している。また、元々のマネタリー・モデルに含まれる変数である md, yd, s の3変数間での共積分検定も合わせて行い、オリジナル・マネタリー・モデルとして示している。ラグ次数の選択はSIC基準(Schwarz criterion)より、ラグ次数は全て2を選択した。共積分における臨界値(critical value)は、Osterwald-Lenum(1992)の臨界値をCheung=Lai(1993)に基づいて、小標本修正を行ったものを利用した。その臨界値を用いて、有意な共積分ベクトルの数を示している。

表2より、オリジナル・マネタリー・モデルでは5%水準で共積分ベクトルが2つ存在し、長期的にはオリジナル・マネタリー・モデルが成立する可能性を示唆している。また、他の3つのモデルでも1%水準、ないしは5%水準で共積分ベクトルが存在することを示唆しており、

表1 単位根検定の結果

レベル

変数名	md		yd		einfd	
検定方法	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
検定値	0.312285	1.246656***	-0.956267	0.255587	-4.511023***	0.11707
オプション	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項あり	トレンドなし
ラグ	1		3		2	
Bandwidth		7		7		6
変数名	σ_d		σ_i		dr	
検定方法	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
検定値	-3.680748	0.095912	-1.953193**	0.246668***	-0.732042	
オプション	トレンドなし 定数項なし	トレンドあり	トレンドなし 定数項なし	トレンドあり	トレンドなし 定数項なし	トレンドあり 0.316778***
ラグ	1		10		2	
Bandwidth		7		5		7

一階の階差

変数名	md		yd		einfd	
検定方法	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
検定値	-1.167378***	0.476942	-10.97451***	0.168666	-12.09998***	0.05062
オプション	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし
ラグ	1		1			
Bandwidth		8		5		1
変数名	σ_d		σ_i		dr	
検定方法	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
検定値	-5.851641***	0.0643	-4.801686***	0.151944	-2.688302***	0.347737
オプション	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項なし	トレンドあり	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし
ラグ	1				2	
Bandwidth		3		3		6

KPSS検定における誤差項の長期分散はNewey and West推定量を用いている。

ADF検定の帰無仮説は $I(1)$ であり、対立仮説が $I(0)$ である。

KPSS検定では帰無仮説が $I(0)$ であり、対立仮説が $I(1)$ である。

1%基準で棄却した場合は***、5%基準で棄却した場合は**、10%基準で棄却した場合は*をつけて示している。

ADF検定でのラグの選択では、SICを用いた。

ADF検定とKPSS検定で、判定が異なる場合にはKPSS検定の結果を優先した。

ADF検定の臨界値

Test critical values :

	トレンドなし、定数項なし	トレンドなし、定義項あり
1%level	-2.588772	-3.498439
5%level	-1.94414	-2.891234
10%level	-1.614575	-2.582678

KPSS検定の臨界値

Asymptotic critical values*

	トレンドなし	トレンドあり
1%level	0.739	0.216
5%level	0.463	0.146
10%level	0.347	0.119

共和分関係はあるものとは考えられる。

ただし、モデル1、モデル2では全ての変数間で共和分ベクトルが存在する可能性を示しており、モデルの妥当性を示しているものの、モデル3では2つの共和分ベクトルの存在しか認められない。モデル3の場合では、どの変数間での共和分ベクトルが存在しているのかは詳細には不明であるが、モデル1に金利のボラティリティを追加したことにより、モデル1で示された共和分関係も認められないことを示唆している。このことは、共和分検定の検出力の問題から起因するのかもしれない。しかし、本稿では、モデル1、モデル2、モデル3での変数間に共和分関係があることが示唆されており、次の項で展開するようにDOLSによる各説明変数の係数の推定を行う。

表2 共和分検定の結果

オリジナル・マネタリーモデル		
共和分ベクトルの数	固有値	トレース検定値
1	0.24	42.98***
2	0.12	15.78**
3	0.03	3.33

SIC基準によりラグ次数は2とする。

モデル1		
共和分ベクトルの数	固有値	トレース検定値
1	0.25	80.68***
2	0.23	52.20***
3	0.12	26.89**
4	0.10	13.93**
5	0.03	3.19

SIC基準によりラグ次数は2とする。

モデル2		
共和分ベクトルの数	固有値	トレース検定値
1	0.35	115.91***
2	0.26	74.44***
3	0.16	45.03**
4	0.13	28.36**
5	0.10	14.52**
6	0.04	3.75

SIC基準によりラグ次数は2とする。

モデル3		
共和分ベクトルの数	固有値	トレース検定値
1	0.33	104.37***
2	0.26	66.30**
3	0.16	37.50
4	0.13	21.16
5	0.07	8.27
6	0.02	1.47

SIC基準によりラグ次数は2とする。

注) 1%基準で棄却する場合は*、5%水準で棄却する場合は**で示している。

(c) DOLSの推計結果

表3 DOLSの推計結果

	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	修正済み t 値	係数	修正済み t 値	係数	修正済み t 値
γ_0	-5.326	-5.023***	-5.652	-4.740***	-6.106	-5.401***
γ_1	0.732	5.221***	0.767	5.057***	0.828	5.639***
γ_2	-7.762	-2.779**	-7.273	-2.832**	-7.538	-3.006***
γ_3	6.815	1.742*	6.774	1.867*	5.943	1.526
γ_4	5.734	1.773*	5.039	1.505	6.604	2.101*
γ_5			1.596	0.834		
γ_6					0.827	1.534
Adjusted R-squared		0.735		0.749		0.766
S.E. of regression		0.072		0.070		0.068
Sum squared resid		0.412		0.385		0.359
rescaled factor		1.956		1.892		1.895

注1) DM: マネーサプライ格差, DY: 鉱工業生産格差, EXP_INFND_SA: 期待インフレ格差, REAL_ID: 実質金利格差をあらわす。

注2) DMが単位根を持つことが確認されたため, リード・ラグ12期を持つDOLSによって, 推定した。ただし, リード・ラグ項は報告されていない。

注3) 1%基準で有意である場合は**, 5%基準で有意である場合は*, 10%基準で有意である場合は*をつけて示している。

注4) DOLSのリード・ラグはSICによって選択した。その結果, それぞれ2を選択した。

注5) ラグ・トランケーション (lag truncation) は, Newey=West (1994) に従い, 3とした。

次に, DOLSの推計結果をしめす。DOLSは誤差項と右辺の $I(1)$ 変数の間での相関を除去するために, 右辺の $I(1)$ 変数の階差をとったリードとラグを追加する。 $I(0)$ 変数については誤差項との相関は無視できるものとし, リードとラグを追加しない。単位根検定の結果より, md, yd, rd, σ_i の4変数に関しては, リード・ラグを含めて推計する。したがって, (18) 式は,

$$s_t = \gamma_0 + \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 \text{inf } d_t - \gamma_4 rd_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{1,t} \Delta md_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{2,t} \Delta yd_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{3,t} \Delta rd_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

となり, (19) 式は

$$s_t = \gamma_0 + \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 \text{inf } d_t - \gamma_4 rd_t - \gamma_5 \sigma_{d,t} + \sum_{t=-n}^n \phi_{1,t} \Delta md_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{2,t} \Delta yd_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{3,t} \Delta rd_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{4,t} \Delta \sigma_{d,t} + \varepsilon_t \quad (22)$$

となる。また, (20) 式は

$$s_t = \gamma_0 + \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 e\text{inf} d_t - \gamma_4 rd_t + \gamma_6 \sigma_{i,t} + \sum_{t=-n}^n \phi_{1,t} \Delta md_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{2,t} \Delta yd_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{3,t} \Delta rd_t + \sum_{t=-n}^n \phi_{4,t} \Delta \sigma_{i,t} + \varepsilon_t \quad (23)$$

となる。さらに、リード・ラグの次数はSICより、最適次数は2とした。以上の推計式を用いて実証した。また、不均一分散、系列相関の影響を除去するために、各編数の係数の標準誤差については、Newey=West (1987) の方法を用いて修正している。

この推計結果は、表2に掲げられている。この結果は次のようにまとめられる。モデル1、モデル2、モデル3ともに md 、 yd 、 $e\text{inf} d$ は1%ないしは5%水準で有意である。 md の係数は厳密には1でないものの、いずれのモデルも1に近い計数値である。 yd 、 $e\text{inf} d$ も符号条件をみたし、係数の値もマネーサプライ差よりも大きな値となっている。 rd については、モデル1、モデル2では有意ではないものの、モデル3では1%水準で有意になっているものの、モデル1では10%水準で有意であり、モデル2では有意ではない。ただし、いずれも符号条件は満たし、係数も yd 、 $e\text{inf} d$ と同様の大きさである。

さらに、モデル2でのドルレートのボラティリティ σ_d は、符号条件を満たさず、有意ではない。したがって、為替レートのボラティリティについて、投資家はリスク感応的ではないといえる。またモデル3の金利のボラティリティも符号条件は満たすものの、有意ではない。ただし、推定誤差を最大限、考慮しても金利のボラティリティが高まればユーロ安になる可能性はある。したがって、ユーロ圏諸国の金利格差が広がれば、投資家はユーロ投資のリスクと考え、ユーロを売却する可能性を示唆している。ただし、統計的には二つのモデルの推定結果より、投資家は推定期間中、あまりリスクには感応せず、ユーロ圏とアメリカとの間の資本移動は完全であり、二つの地域・国の債券は完全代替に近いものと考えられる。

4. むすび

本稿では、ユーロ導入以降のユーロ・ドルレートの決定要因を、従来のマネタリー・モデルをもとに分析した。ただし、従来の実証研究では、非定常データを用いて実証が行われていたが、近年の時系列分析の研究成果である共和分検定およびダイナミックOLS (DOLS) を用いた分析が行われつつある。そこで、本稿でも新たに創出されたユーロとアメリカ・ドルとの為替レートの決定を分析した。それにより、完全代替のマネタリー・モデルがユーロ・ドルレートでは当てはまりがよく、マネーサプライ差、所得格差、期待インフレ格差、金利格差がユーロ・ドルレートに影響を与えていることが示された。

これらのことによって、ユーロ・ドルレートの動向は、概ねハイブリッド・マネタリーモデルで説明できることがわかった。金融グローバル化が進展し、世界の金融取引において主要な

通貨であるユーロとドルでは資本移動が完全であり、資産の代替性が認められ留ことも明らかとなった。

今後の課題としては、超短期の動きと短期の動きをつなぐ理論と実証分析が求められることである。日々の超短期では、ランダム・ウォークと呼ばれる変動によってファイナンス理論では説明されることが一般的となってきた。ユーロ・ドルレートも超短期では、ランダム・ウォークに従う可能性もある。そのような動きと、マネタリー・モデルで説明可能な短期的な動きとを、どのように接合し、合理的に説明するかが求められよう。それに関しては、今後の研究としたい。

参考文献

- Arestis, P., I. Mariscal B. Andrew, and S. Malcolm, (2002), "Explaining the Euro's Initial Decline", *Eastern Economic Journal*, Vol.28, 71-88.
- Branson, W. H. (1969), "The Minimum Covered Interest Differential Needed for International Arbitrage Activity", *Journal of Political Economy*, vol.77, pp.1028-35.
- Cheung, Y. W. and K. S. Lai (1993), "Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.55, pp.313-328.
- Cohen, D. and O. Loisel, (2001), "Why was the Euro Weak? Markets and Policies", *European Economic Review*, Vol.45, pp.988-994.
- Corsetti, G. and P. Pesenti, (1999), "Stability, Asymmetry and Discontinuity: The Launch of the European Monetary Union", *Brookings Papers on Economic Activity* Vol.2, pp.295-372.
- Cushman, D. O. (2000), "The Failure of the Monetary Exchange Rate Model for the Canadian-U. S. Dollar," *Canadian Journal of Economics*, Vol.33, pp.591-603.
- De Grauwe, P. (2000), "Exchange Rates in Search of Fundamentals: The Case of the Dollar-Euro rate", *International Finance*, Vol.3, pp.329-356.
- De Grauwe, P. (2002), "Challenges for Monetary Policy in Euroland", *Journal of Common Market Studies* Vol.40, pp.693-718.
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, Vol.84, pp.1161-1176.
- Eichengreen, B. (2005), "Europe, the Euro and the ECB: Monetary Success, Fiscal Failure", *Journal of Policy Modeling*, Vol.27, pp.427-439.
- Engle, R. and C. Granger, (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* Vol.55, pp.251-276.
- Engle, R. and C. Granger, (1991), *Long-run Economic Relationship*, Oxford University Press.
- Frankel, J. A. (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials," *American Economic Review*, Vol.69, pp.610-622.
- Frankel, J. A. (1980), "Tests of Rational Expectations in the Forward Exchange Market", *Southern Economic Journal*, 46: 4, 1083-1101.
- Frankel, J. and A. Rose (1995), "Empirical research on nominal exchange rates", A. Grossman and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol.3, pp.1689-1729.
- Granger, C. W. J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and their Use in Economic Model Specification", *Journal of Econometrics*, Vol.29, pp.121-130.
- Granger, C. W. J. (1987), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Bulletin of*

- Economics and Statistics* Vol.48, pp.213-228.
- Granger, C. W. J. (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, Vol.39, pp.199-211.
- Groen, J. J. (1999), "The Monetary Exchange Rate Model as a Long-Run Phenomenon," *Journal of International Economics*, Vol.52, pp.299-319.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis, 1st Edition*, Princeton University Press.
- Hayashi, F. (2000), *Econometrics*, Princeton University Press.
- Heng, C. D. Fausten, and W. K. Wong, (2006), "Evolution of Dollar/Euro Exchange Rate Before and After the Birth of Euro and Policy Implications". Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=924525>.
- Issing, O., (2005), "The ECB and the Euro-the first 6 years: A View from ECB", *Journal of Policy Modeling* Vol.27, pp.405-420.
- MacDonald, R. (1999), "Exchange Rate Behavior: Are Fundamentals Important?", *The Economic Journal* Vol.109, pp.673-691.
- Mckinnon, R. (2005), "Trapped by the International Dollar Standard", *Journal of Policy Modeling*, Vol.27, pp.477-485.
- Meese, R. A. and K. Rogoff, (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies, Do They Fit out of Sample?", *Journal of International Economics*, Vol.14, pp.3-24.
- Michael, F., M. Ronald, and M. Lukas, (2005), "Do Fundamentals Matter for the D-Mark/Euro-Dollar? A Regime Switching Approach", *Global Finance Journal*, Vol.15, pp.321-335.
- Mussa, M. (2005), "The Euro and the Dollar Six Years after Creation", *Journal of Policy Modeling* Vol.27, pp. 445-454.
- Neaime, S. and J. Paschakis, (2002), "The Future of the Dollar-Euro Exchange Rate", *North American Journal of Economics and Finance*, Vol.13, pp.56-71.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55, pp.703-708.
- Newey, W. K. and K. D. West (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *The Review of Economics Studies*, Vol.61, pp.631-653.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, pp.461-472.
- Rogoff, K. (1999), "Monetary Models of Dollar/Yen/Euro Nominal Exchange Rates: Dead or Undead?", *The Economic Journal*, Vol.109, pp.655-659.
- Rogoff, K. (2005), "The Euro at Five: Short-run Pain, Long-run Gain?", *Journal of Policy Modeling*, Vol.27, pp.441-443.
- Salvatore, D. (2005), "The Euro-Dollar Exchange Rate Defies Prediction", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 27, Vol.455-464.
- Sims, C. A., J. H. Stock, and M. W. Watson, (1990), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica* Vol.58, pp.113-144.
- Taylor, M. P. (1995), "The Economics of Exchange Rates", *Journal of Economic Literature*, Vol.33, pp.13-47.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegration Vectors of Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol.61, pp.783-820.
- Wolff, C. C. P. (1987), "Exchange Rates, Innovations and Forecasting", *Journal of International Money and Finance*, Vol.7, pp.49-61.
- Woo, W.T. (1985), "The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations", *Journal of International Economics*, Vol.18, pp.1-16.