

「均衡為替相場とミスアラインメント； P-T Decomposition による実質為替相場の適正水準」

川 崎 健太郎*

1. はじめに
2. 均衡為替相場
3. Permanent-Transitory (P-T) Decomposition
4. 実証分析
5. 結論

1. はじめに

1997年に発生したアジア通貨危機は、政策担当者や経済学者に為替相場制度選択と地域通貨・金融協力の重要性を再確認させた。21世紀を迎え、経済のグローバル化がますます進展するようになると、東アジア地域に限らず世界中で、貿易や金融に関する地域経済協力のフレームワーク作りが急ピッチで進められている。とりわけ地域通貨・金融協力については、地域金融市場のインフラ整備や通貨スワップ協定から、ユーロのような単一通貨の導入や通貨同盟創設に至るまで活発な議論がなされている。地域通貨・金融協力について各国為替政策単位で考えるならば、将来的な通貨同盟の創設に関しては、域内通貨の為替相場の安定性および域外通貨に対する連動性が極めて重要である。各国政府は自国為替相場の変動の性質を理解するためにはまずその適正水準を測定することから始めなければならない。

例えば、為替相場の長期均衡水準に購買力平価を用いる場合、適正な自国通貨価値を測定する際の問題とは、“適切な”基準時点の選択問題と言い換えることができる。なぜなら購買力平価が成り立っていると考えられるのは、国際収支が均衡するような場合であり、その基準時点が変わることによって、為替相場の評価も大きく変化してしまうことが知られている¹。したがって為替相場の均衡水準に関する議論は、基準時点に依存した比較ではなく、経済構造に基づいて算定されるファンダメンタルズ値を計算し、現在の為替相場の水準と比較することでなされることが望ましい。このように、現在の為替相場がファンダメンタルズからどれほど乖離しているのかを測定するのに

* 東洋大学経営学部講師。 kawasaki-k@toyonet.toyo.ac.jp

¹ 購買力平価とその適正水準に関する議論は伊藤・藪・川崎（2003）を参照。

均衡為替アプローチがある。本稿は、Clark and MacDonald (1999, 2000) で提唱された Behavioral Equilibrium Exchange Rate アプローチに基づいて、経済成長やファンダメンタルズの変化にともなう為替相場の実質変動を考慮し、為替相場の長期均衡水準からの乖離、すなわちミスマラインメントの性質をより詳細に考察する。実質為替相場の長期均衡水準からの乖離部分は Permanent-Transitory Decomposition を用いて、実質変動による恒久的乖離部分と過渡的乖離部分とに分離し、各時点で適正な為替水準について議論する。

以下、本稿は次のように構成される。第2節では均衡為替相場について論じる。第3節ではミスマラインメントを明示するため、長期均衡水準を同定する方法を説明する。第4節では前節で説明された方法論を用いてのドイツとデンマークのデータを用いて実証分析を行い、ユーロ誕生後のミスマラインメントについて考察する。第5節では本稿の結論を与える。

2. 均衡為替相場

先進国の為替相場がフロート制へと移行して以来、名目為替相場の短期的変動が経済ファンダメンタルズによるものなのか、為替市場参加者らが発生する「ノイズ」によるものなのかについて議論されてきた。この問いに対する一つのアプローチは、経済ファンダメンタルズで説明される「均衡為替相場」を算定し、そこからのミスマラインメントを考察するものである。このアプローチについては、Williamson (1994) による FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) アプローチ等が知られている。

FEER アプローチではトータルなミスマラインメントを計測するのに対して、Clark and MacDonald (1999, 2000) で提唱された Behavioral Equilibrium Exchange Rate (以下 BEER) アプローチでは各時点の変動を長期均衡水準に影響する恒久的要因とこれらに関係しない過渡期的要因とに分解することにより、時点毎のミスマラインメントの大きさを直接計測することが可能である²。BEER アプローチを用いることにより、実質為替相場の長期均衡関係ばかりでなく、経済ファンダメンタルズが引き起こすオーバーシュート等の短期的な変動要因の源泉を説明することができるのである。均衡為替アプローチの特性を生かすことによって、単に1国の為替相場の乖離メカニズムを解明するだけでなく、グローバル化を背景とした経済構造や景気循環、為替相場の連動性といったトピックにインプリケーションを与えることができる。

今、観測される実質為替相場が以下で示される要素によって説明されるとし、誘導系の方程式で示されるとする。

² Clarida and Gali (1994) では実質為替相場変動の恒久的要因と過渡期的な要因とをVARにより直接分解している。

$$q_t = \eta'X_t + \tau'T_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

ここで X は経済ファンダメンタルズのベクトルをしめす。 T はオーバーシュートで、変数の調整過程における硬直的な部分である。 ε はランダムショックである。(2.1)式で示される各時点の実質為替相場に対し、現在のファンダメンタルズによって説明される現在の均衡為替相場水準は、

$$q'_t = \eta'X_t, \quad (2.2)$$

として示される。各時点での実質為替相場のミスアラインメント (Current Misalignment) は、

$$cm \equiv q_t - q'_t = q_t - \eta'X_t = \tau'T_t + \varepsilon_t, \quad (2.3)$$

となる。一方で、経済ファンダメンタルズが長期的にサステナブルな水準 (定常状態) である場合に与えられる長期の均衡為替相場は、

$$\bar{q}_t = \eta'X_T, \quad (2.4)$$

となる。ここで添字の T 時点とは経済の定常状態を示している。

実質為替相場のミスアラインメント全体 (Total Misalignment) は、

$$\begin{aligned} tm &\equiv q_t - \bar{q}_t = q_t - \eta'X_T \\ &= (q_t - q'_t) + \eta'(X_t - X_T), \\ &= (\tau'T_t + \varepsilon_t) + \eta'(X_t - X_T) \end{aligned} \quad (2.5)$$

で示されることになる。すなわち、実質為替相場のミスアラインメントはランダムショックと調整過程に生じるオーバーシュート、さらに変数のサステナブルな水準 (長期均衡) からの乖離によって説明される。図 1 では、ミスアラインメントについて視覚的に説明している。経済の定常状態において長期均衡為替相場 \bar{q} を持つとする。図 1.1 では短期的に発生するショック ε_t の調整過程を示しており、次期 ($t+1$ 期) には調整されることが描かれている。図 1.2 では短期のショックの調整を遅らせるような変数の硬直的部分 T が存在するケースを示している。実質為替相場のミスアラインメントは短期には調整されなくとも、硬直性が無くなるような中期 ($t+2$ 期) では実質為替相場は均衡水準へと収束すると考えられる。この場合、ミスアラインメントは点 OAC で囲まれる部分に相当する。次に、図 1.3 では経済ファンダメンタルズが長期的な水準から乖離している状況が考慮されている。いま $t+2$ 期までファンダメンタルズが均衡から乖離しているとし、そのファンダメンタルズに基づいて求められる今期の実質為替相場水準を q'_t とする。 $t+2$ 期までのミスアラインメントは点 A' AC で囲まれる部分 (Current Misalignment) とファンダメンタルズの乖離部分 (点 OA' CC') で示される。次に、このファンダメンタルズの乖離は時間の経過と共に経済の定常状態へと収束すると仮定しよう。ファンダメンタルズの収束経路に沿って与えられる今期の均衡為替相場の経路 ([2.2] 式で示される) は曲線 A' C' で示される。ファンダメンタルズが各均衡値へ収束することによって、実効為替相場は長期 (T 期) に定常均衡へと

収束することが予期される。この場合、ミスアラインメント (Total Misalignment) は点 OAE で囲まれる部分に相当する。このケースでのミスアラインメントは図 1.2 の領域 OAC よりも大きく、長期均衡値への収束にはさらに時間を要するのである。政府や中央銀行が長期的視点にのみ立つのであれば、ミスアラインメントの発生に何ら政策を講じることはないだろう。しかしながら、ミスアラインメントの領域を大きくしている要因はファンダメンタルズの均衡からの乖離であるため、政府や中央銀行はその政策によってファンダメンタルズの変数を制御し、ミスアラインメントの領域を小さくすることが必要であろう。一方、企業にとって生産拠点や生産量の調整等、生産に関する意志決定が比較的短期の視点に立ってなされる場合には、長期均衡相場よりはむしろ中期的なファンダメンタルズに基づいた均衡相場に関心があるはずである。よって、図 1.3 の曲線 A' C' で示される今期の均衡為替相場の収束経路を同定し、ミスアラインメントの大きさを適切に判断することが重要であると考えられる。

図 1 : BEER, PEER およびミスアラインメント

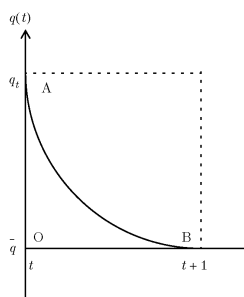


図1-1

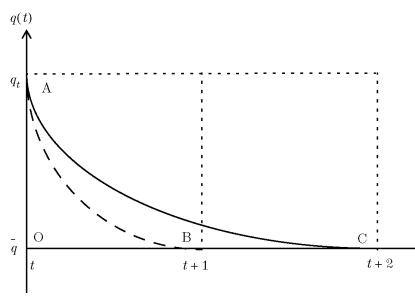


図1-2

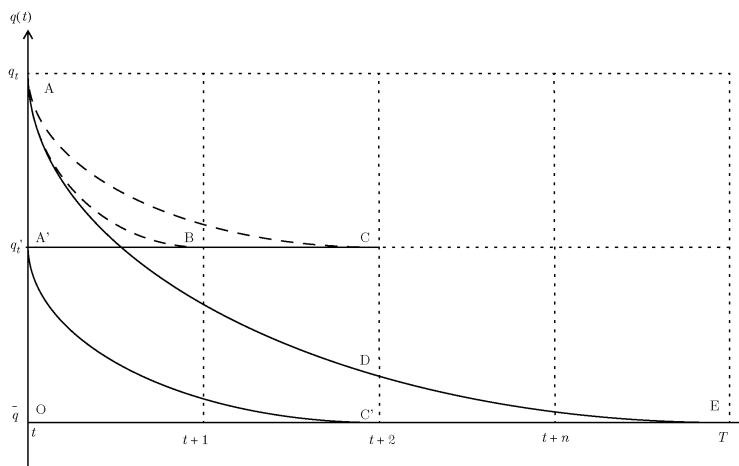


図1-3

ここで2国開放モデルを用いて実質為替相場の動学経路について考察する。³ 各国民は金融資産を保有し、その資産に関して自国金利と外国（世界）金利が存在する。自国は貿易財と非貿易財の自国財2財を生産しており、貿易財の輸出入を行う。自国の貿易財と外国の貿易財は区別される。今、自国の財市場が均衡しており、自国の貿易収支は自国財と外国財との相対価格と需要シフトを示す外生的なパラメータ u に依存するので、

$$NX = -\gamma q + u; \quad \gamma > 0, \quad (2.6)$$

と書くことができる。ここで q は自国財を価値尺度財として定義される実質為替相場の対数値である。経常収支 CA は貿易収支と対外資産残高 f からもたらされる金利収入で $CA = NX + r^* f$ と示される。ここで r は名目金利を示し、アスタリスクは外国の変数であることを示す。自国の持つ対外資産残高の今期の増加分は今期の経常収支に一致するので、

$$\frac{df}{dt} = \dot{f} = -\gamma q_t + u + r^* f, \quad (2.7)$$

と示される。収支バランスが長期的にサステナブルであるためには、経常収支が資本フロー（金融資産）によってファイナンスされる必要がある。一方で金融資産 f の保有は自国と外国の金利差によって自国内で金融資産を持つのか、対外資産として保有するのかを決定している。資本フロー（資産残高の成長率）は、自国と外国の名目金利差と所望される資産残高の関数となり、

$$\dot{f}^d = \delta(r - r^*) + \phi(f^d - f); \quad \delta, \phi > 0 \quad (2.8)$$

と書くことができる。自国の金利と外国金利との関係は、金利平価式で説明される。

$$r = r^* - \xi E_t[\dot{q}], \quad (2.9)$$

ここで ξ は自国消費にしめる自国財の割合を示し、 $E_t[\cdot]$ は t 時点における情報セットに基づく期待演算子である。長期的にサステナブルな資本フローの条件は $\dot{f} = \dot{f}^d$ であるので (2.7)、(2.8)、(2.9) 式をあわせ、

$$-\gamma q_t + u + r^* f = \xi E_t[\dot{q}] + \phi(f^d - f). \quad (2.10)$$

となる。(2.7) と (2.10) 式を解き⁴、各時点の実質為替相場の動学経路とそれぞれの長期均衡値

³ 詳細はFaruquee (1995) を参照。

⁴ モデルの解を求めるためには、

を得る。

$$q(t) = \bar{q}(t) + \sigma[f(t) - \dot{f}(t)]; \quad \sigma > 0, \quad (2.11)$$

$$\bar{q}(t) = \frac{r^*}{\gamma} \dot{f}(t) + \frac{1}{\gamma} \bar{u}(t), \quad (2.12)$$

よって現在の実質為替相場の動きは対外資産ストック、金利、そして外生要因を含む長期の実質為替相場の動きに依存することになる。これらの要素は (2.2) 式の経済ファンダメンタルズに相当する。⁵

3. Permanent-Transitory (P-T) Decomposition

各期の経済ファンダメンタルズ変数の動きから、長期的な変動要因を説明する Permanent (恒久的要素) 部分と短期的にしか変動要因を説明しない Transitory (過渡期的要素) 部分との分離は、Quah (1992) で定義された P-T Decomposition に基づき、Gonzalo and Granger (1995) で示された Long-Memory Component の同定法を用いる。

ここで $(n \times 1)$ のベクトル X_t の各要素は $I(1)$ で共和分していると仮定する。共和分のランクは r である。各要素が共和分している場合、ベクトル X_t は誤差修正モデルとして書き表すことができる。従って、

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \Gamma_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T, \quad \Pi = \alpha \beta' \quad (3.1)$$

ここで、 α は $(p \times r)$ 行列で均衡への調整スピードを示し、 β は $(p \times r)$ 行列で共和分ベクトルを示す。ベクトル X_t の各要素は非定常であるが、 $I(1)$ で共和分しているとする。(3.1) 式の誤差修正モデルは、共和分ベクトルによって各変数を含むベクトルの積が長期的に定常となることを示している。共和分ベクトルと変数ベクトルの積で示される各時点の値から、計算される為替相場の値が BEER となる。すなわち、BEER とは変数の長期均衡に至る調整過程に恒久的要素と過渡的要素の両方が含まれた値である。

$$\begin{bmatrix} \dot{f}(t) \\ E_t \dot{q}(t) \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} f(t) \\ q(t) \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} u(t) \\ f^d(t) \end{bmatrix}$$

とおき、行列 A は $A = V^{-1} \Lambda V$ 、 Λ は行列の固有値を要素に持つ対角行列であるとする。行列はフルランクのもので、上記微分方程式を解く。詳細については Faruquee (1995) の Appendix もしくは Buiter (1989) の chapter 10 (pp.228-233) で示されている。

⁵ Clark and MacDonald (1999) では BEER に内外金利差、内外価格、対外資産残高の他に貿易収支、政府財政赤字なども含まれている。Clark and MacDonald (2000) および川崎 (2001) ではファクターモデルに含めている労働コストについては、IMF の Unit labor cost に基づいた実質実効為替相場を用いることにより実際には変数のベクトルには明示的には含まない。

ここで各期の変数の値を、長期的な変動を説明する部分と一時的な変動を説明する2つに分岐可能で、それらの要素は $I(1)$ と $I(0)$ と仮定する。⁶

ここで共和分のランク r は $0 < r < p$ 、 $k = p - r$ とすれば、

$$X_t = \underset{p \times 1}{A_1} \underset{p \times k, k \times 1}{f_t} + \underset{p \times 1}{\tilde{X}_t}, \quad (3.2)$$

と示されると仮定する。共通要素 f_t はベクトル X_t の線形結合と仮定する。

$$f_t = B_1 X_t, \quad (3.3)$$

ここで B_1 は $(p \times r)$ 行列である。いま (3.3) 式を

$$X_t = P_t + T_t, \quad (3.4)$$

と書き直し、 P は恒久的要素、 T は過渡的要素を示しているとする。これらの要素は、Quah (1992) の P-T Decomposition の定義⁷に加え、Gonzalo and Granger (1995) で示される以下の条件を満たすと仮定する。すなわち、

$$H(L) \begin{bmatrix} \Delta P_t \\ T_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{P(t)} \\ u_{T(t)} \end{bmatrix}. \quad (3.5)$$

が $(\Delta P_t, T_t)$ の自己回帰過程を示し、これらの誤差項 $(u_{P(t)}, u_{T(t)})$ に相関がないとき、

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial E_t(X_{t+h})}{\partial u_{p(t)}} \neq 0, \quad \lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\partial E_t(X_{t+h})}{\partial u_{T(t)}} = 0. \quad (3.6)$$

を満たすとする。誤差修正項に含まれる $\Pi = \alpha\beta'$ について考察する。ここで α と β についてそれぞれ次のような直角行列を定義する。

$$\bar{\alpha} = [\alpha \alpha_\perp], \quad \text{tr}(\bar{\alpha}) \cdot \bar{\alpha} = I, \quad \bar{\beta}' = [\beta \beta_\perp]', \quad \text{tr}(\bar{\beta}) \cdot \bar{\beta} = I, \quad (3.7)$$

直角行列の定義より、 $\alpha'_\perp \cdot \alpha = 0$ および $\beta'_\perp \cdot \beta = 0$ である。(3.3) 式の第1項の $A_1 f_t$ と第2項の \tilde{X}_t とが (3.4) 式の P と T にそれぞれ相当し、Gonzalo and Granger (1995) で示される P-T Decomposition の定義を満たすとき、

⁶ マクロ経済変数の多くが $I(1)$ であることは周知であり、 $I(1)$ と $I(0)$ 要素の和もまたである。

⁷ (3.6) 式を P-T Decomposition とするとき、1. P は difference stationary、 T は covariance stationary、2. $\text{Var}(\Delta P) > 0$ 、 $\text{Var}(T) > 0$ を満たす。

$$X_t = A_1 \alpha'_\perp X_t + A_2 \beta' X_t, \quad (3.8)$$

が一意に決まる。ここで $A_1 = \beta(\alpha'_\perp \beta_\perp)^{-1}$ と $A_2 = \alpha(\beta' \alpha)^{-1}$ である。⁸

P-T Decomposition によって X_t の恒久的要素は (3.8) 式の第1項で説明されることになり、この部分が PEER に相当する。Johansen の共和分検定により得られた共和分ベクトル β と変動のトレンドを説明する α から PEER を計算できる。(3.1)式の誤差修正モデルは同時に移動平均表記で書き改めることができる。すなわち、

$$X_t = C \sum_{i=1}^L \varepsilon_i + C^*(L)(\varepsilon_t + \mu), \quad (3.9)$$

である。ここで行列 C は

$$C = \beta_\perp \left(\alpha'_\perp \left(I - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \right) \beta_\perp \right)^{-1} \alpha'_\perp. \quad (3.10)$$

と定義され、Impact Matrix と呼ばれる。

4. 実証分析

本節では、前節で説明した Quah (1992) の P-T Decomposition の定義に基づいた Gonzalo and Granger (1995) の同定法に従い、PEER と BEER を計算する。実証分析ではユーロ統合の中心的存在であったドイツマルクと、通貨統合のいわゆる“コア国”と目されながら、ユーロ参加を見送ったデンマークを取り上げることとした⁹。均衡為替相場の算定には Johansen and Juselius (1990) で示された、いわゆる Johansen メソッドを用いる。第2節で説明したモデルに基づき、

⁸ 実数の集合の次元のベクトル空間をとする。このベクトルの部分空間をととし、これらが直和しているとする。ベクトルは個の経済変数を要素に持つことからベクトル空間に含まれることになる。は直和分解に基づいて、ベクトルを

$$X = X_1 + X_2, \quad X_1 \in V_1, \quad X_2 \in V_2 \quad (A.1)$$

と分解表示する写像を定義する。この写像の行列表現をそれぞれととする。この行列はそれぞれ

$$X_1 = M_1 X, \quad X_2 = M_2 X, \quad (A.2)$$

と示される。(A.1)式に(A.2)式を代入すると、

$$X = M_1 X + M_2 X. \quad (A.3)$$

と書き改めることが可能となる。直和分解によるこの行列は、定理により

$$M_1 + M_2 = I, \quad M_1 M_2 = M_2 M_1 = O, \quad M_1^2 = M_1 \quad M_2^2 = M_2,$$

を満たす。

⁹ Clark and MacDonald (2000)においては、米国、カナダ、イギリスについて、川崎 (2001) では EU15 カ国のうち、データ入手が可能であった13カ国について、ユーロ導入前の期間について、実質実効為替相場を用いた多国間モデルとして分析を行っている。

長期的な BEER の均衡関係を導出するための変数のベクトルは以下のように示される。

$$X_t = [lq_t, (r_t - r_t^*), ltnt_t, nfa_t], \quad (4.1)$$

ここで lq_t は実質実効為替相場の対数値、 $(r_t - r_t^*)$ は内外金利格差、 $ltnt_t$ は生産性格差をしめす指数の対数値、 nfa_t は対外純資産残高である。

4.1 データ

実証分析では、2 国モデルに従って、ドイツとデンマークの対ドル実質為替相場を用いた¹⁰。変数の実質化には卸売物価指数（WPI）を用いている。内外金利格差について、2 国の金利は各国の 10 年物国債利回りを用い、世界金利として米国の国債利回りを用いた。生産性格差を説明する指数は、自国の貿易財と非貿易財の割合と同じく貿易相手国の貿易財と非貿易財の割合との比率である。分析では CPI を WPI で割ったものを米国のそれとの比率を対数化している。自国の対外純資産残高は対米資産残高を得られなかったため、ドイツ・デンマークそれぞれの対外資産の対 GDP 比率（四半期データを利用）を用いている。すべてのデータは IMF, *International Financial Statistics*, CD-ROM から得ている。推定期間は 1992 年 1 月から 2004 年 6 月までであり、名目為替相場は月次データの期末値を、GDP を除くその他のデータも月次データを用いた。

4.2 共和分分析

(4.1) で示される変数のベクトルの共和分関係は Johansen 検定によって導かれる¹¹。ベクトルそれぞれについての共和分分析では、各システムのラグの次数は表 1 に示している。Johansen 検定では、 λ -trace テスト及び λ -Max テストが 95% の有意水準で、ドイツ・デンマークとも共和分ベクトルが 1 つ含まれていることを示していた。尚、ラグの次数の決定は Ljung Box の統計量、LM 検定に基づいて決定している（表 2 参照）。¹²

¹⁰ イギリス、スペイン、イタリアをサンプルとして取り上げたが、長期均衡関係を示す共和分が発見されなかったため、分析対象から除外した。

¹¹ ADF 検定では非定常性を安易に棄却してしまうため、非定常性が確認できなかった変数については追加的に KPSS 検定を行っている。この 2 つの単位根検定を通じて全ての変数が $I(1)$ であることを確認している。

¹² 誤差修正モデルにおけるラグ次数の選択に関する議論については Ogawa and Kawasaki (2003) を参照。

表1：ヨハンセン検定

	k	H ₀	固有値	L-Max	L-Trace
ドイツマルク	6	0	0.271	34.080 ***	68.610 ***
		1	0.180	21.390 ***	34.540
		2	0.084	9.450	13.150
		3	0.034	3.700	3.700
デンマーククローネ	5	0	0.288	30.890 ***	53.830 *
		1	0.147	14.440	22.940
		2	0.054	5.070	8.500
		3	0.037	3.430	3.430

k：ラグ次数

*95%, **97.5%, ***99.0%

表2：残差項に関する検定

		統計量	P 値
ドイツマルク	L-B(22) CHISQ(272)	361.901	0.16
	LM(1) CHISQ(16)	13.454	0.41
	LM(4) CHISQ(16)	24.153	0.53
デンマーククローネ	L-B(22) CHISQ(272)	304.971	0.08
	LM(1) CHISQ(16)	16.582	0.41
	LM(4) CHISQ(16)	14.933	0.53

4.3 分析結果

推定結果から、ドイツマルクの米国ドルに対する BEER と PEER は以下のように計算された。

$$BEER_{DM/US} = 0.188 + 0.050 \cdot (r - r^*) - 7.248 \cdot ltnt + 0.118 \cdot nfa$$

$$PEER_{DM/US} = 0.0252 + 0.8661 \cdot lq_t + 0.006948 \cdot (r - r^*) - 0.9705 \cdot ltnt + 0.158 \cdot nfa$$

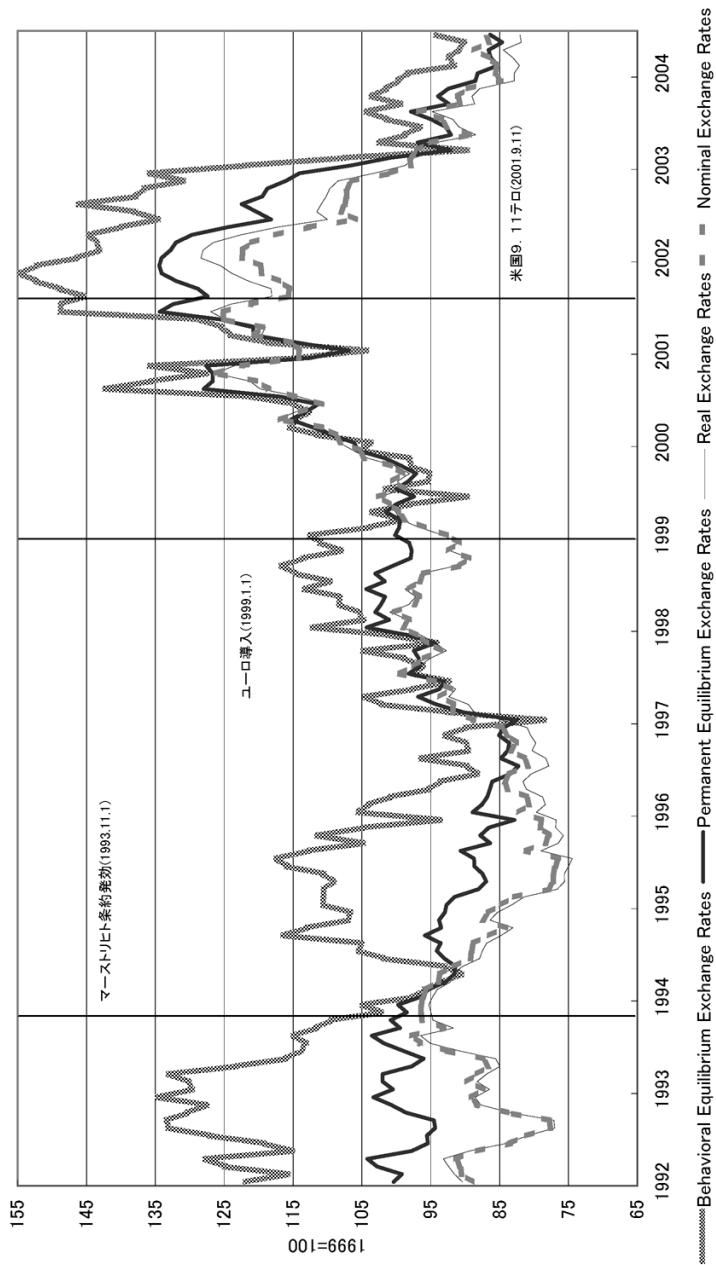
同様に、デンマーククローネの米国ドルに対する BEER と PEER は以下のように計算された

$$BEER_{DK/US} = 0.3377 + 0.087 \cdot (r - r^*) - 7.462 \cdot ltnt - 0.026 \cdot nfa$$

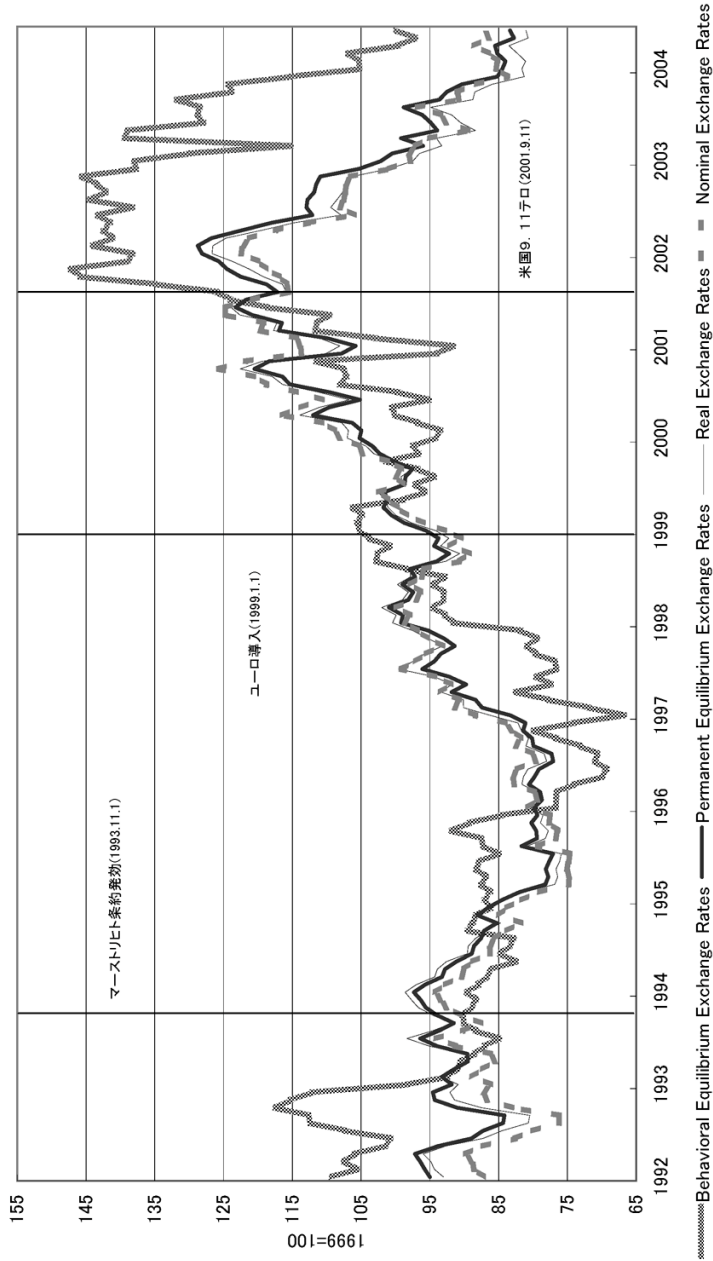
$$PEER_{DK/US} = 0.1292 + 0.6166 \cdot lq_t + 0.0334 \cdot (r - r^*) - 2.8610 \cdot ltnt + 0.0099685 \cdot nfa$$

これらの結果に基づいて、両国の均衡為替相場の動きはグラフ 1-1 およびグラフ 1-2 に示されている。

グラフ1-1：ドイツマルク・対ドル均衡為替相場



グラフ1-2：デンマーククローネ・対ドル均衡為替相場



1999年のユーロ導入期を基準として、各系列を指数化して図示している。グラフ1-1では、ドイツマルクが東西ドイツ統合直後、BEER が PEER から大きく乖離しており過渡的要素が大きいことが示されている。同じく2001年9月の米国テロ以降も同様に乖離幅が大きくなっている。ドイツマルクについての PEER は名目為替相場、実質為替相場の両方の変動をうまくトレースしている。一方、1996年から2001年まではドイツマルク対ドル相場で自国通貨安、“9. 11” 以後は自国通貨高であることを示している。

デンマークについてはマーストリヒト条約批准やユーロ導入至る時期において、BEER が PEER から大きく乖離しており過渡的要素が大きいことが示される。一方ユーロ参加を見送ってから“9. 11” までの期間、BEER と PEER が密接に動き、データをうまくトレースしていることが伺える。デンマーククローネは期間を通じ、対ドル相場は均衡値よりも自国通貨高で推移していることが示された。

グラフにおいて BEER と PEER との乖離が大きくなる時期は、むしろ均衡為替相場を決定するファンダメンタルズにおいても、ボラティリティが高まっていることも考えられる。特に名目為替相場自体は実質為替相場や PEER と近い動きをしているにもかかわらず、BEER だけが大きく乖離して変動している部分は、金利や対外資産残高、バラッサ・サミュエルソン効果などを示す変数の為替に与える影響が短期的に変化していることが考えられる。特に金利や対外資産残高の為替に与える影響は、政策変更やイベントの発生によって短期的にボラティリティが高まる。BEER だけが大きく乖離してしまうもう一つの要因は実証分析で用いているドイツ、デンマークの nfa_t である。例えば、9. 11テロ直後、米国に対する金融投資が一時的に減少し、ほかの金融市場へと大きくシフトしたと言われている。実証分析において、これら2カ国の対外資産残高は米国における資産残高だけではなく、対世界の純資産残高となっている。対外的な金融投資において、9. 11テロのような事件が起きたとき、米国に投資していた金融資産を自国へ引き上げないで、米国以外の外国金融資産に持ち替えるようなポートフォリオ内容の変更のみの場合、対ドル相場に影響を及ぼしても対世界の純資産残高に変化が生じない。したがって厳密には対米純資産残高データを用いて分析を行う必要があろう。

本稿の実証分析から得られた結果からは、様々なイベントの発生によって BEER に含まれる過渡的な変動要素が大きくなることが示された。また、BEER と PEER が名目為替相場、実質為替相場の観測値と密接に連動し、ファンダメンタルズから推計されるこれらの均衡為替相場が十分な説明力を持っていることも示された。したがって BEER アプローチは、現在の為替相場水準の評価が適切に行える指標として十分機能し、為替相場政策の意志決定、為替相場制度の選択に際してインプリケーションが与えることができることが示された。

5. 結論

本稿は Clark and MacDonald (1999, 2000) で示された BEER アプローチによる実質均衡為替相場の計算し、各時点で発生する実質為替相場のミスマラインメントの性質を観察した。経済ファンダメンタルズの長期均衡関係から BEER を推計し、長期均衡為替相場への調整過程に含まれる過渡的要素を恒久的要素から分離することで、ファンダメンタルズの動きだけで説明できる PEER を取り出し、ユーロ発足後のドイツとデンマークの実際の為替相場の動きと比較した。BEER アプローチを用いることにより、マーストリヒト条約批准や、ユーロ発足、9・11テロといったイベントの発生は、名目為替相場が PEER で示される均衡相場から自国通貨安または自国通貨高へとスイッチするきっかけとなっていることが観測された。一方、2国モデルに基づいて、対ドル均衡為替相場を算出しているが、ファンダメンタルズ変数に含まれる対外純資産データは対世界の純資産データとなっているため、BEER が実勢をうまく把握できない時期が現れた。また、ヨハンセン検定がもたらす推定結果の不安定性の問題は依然残っているため、ファンダメンタルズに含める変数の検討、推定方法の多様化などによって、推定結果の頑健性を支持できるような解決が必要である。また、本稿ではデータの制約から、ドイツ・デンマークの2カ国の分析だけにとどまっているが、拡大ユーロ圏などを含めた分析が今後の課題としてあげられる。

【参考文献】

- Buiter, H., *Macroeconomic Theory and Stabilization Policy*, Manchester University Press, 1989.
- Clarida, R and J., Gali, "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" *Charnegie-Rochester Series on Public Policy*, Vol. 41, pp.1-56, 1995.
- Clark, B., and R., MacDonald, "Exchange Rate and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERS and FEERS," Chapter10 in *Equilibrium Exchange Rate*, Ronald MacDonald and Jerome L. Stein eds, Kluwer Academic Publishers, London, 1999.
- "Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition," *IMF Working Paper*, No 144, International Monetary Fund, August, 2000.
- Faruqee, H., "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective," *IMF Staff Paper*, Vol. 42, No.1, March 1995
- Gonzalo, J., and C., Granger, "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No.1, January 1995.
- Johansen, S, and K., Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration; with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, pp.169-210, 1990.
- Ogawa, E., K., Kawasaki, "Possibility to Create a Common Currency Basket for East Asia," *JBICI Discussion Paper Series*, No.5, May 2003.
- Quah, D., "The Relative Importance of Permanent and Transitory Components : Identification and Some Theoretical

Bounds,” *Econometrica*, 60, pp.107-118, 1992.

Williamson J., *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, 1994.

伊藤隆敏、藪友良、川崎健太郎、「為替レートと日本経済」、松本和幸編『経済成長と国際収支』、第2章、PP. 37-62、日本評論社、2003年9月。

川崎健太郎、「BEER アプローチによる EU 圏ミスアラインメントの潜在性の検証」、2001年日本経済学会秋季大会報告論文、2001年9月。

(2005年1月13日受理)