



ユーロ圏での経常収支調整と資本移動

著者	高屋 定美
雑誌名	関西大学商學論集
巻	53
号	3
ページ	83-97
発行年	2008-08-25
その他のタイトル	Current Account Adjustments in Euro-Area : An Application of Structural VAR
URL	http://hdl.handle.net/10112/3208

ユーロ圏での経常収支調整と資本移動

高屋定美

1. はじめに～問題の設定～

ユーロが導入され、ユーロ圏の経済統合が大きく進展してきた。貿易、投資はユーロによって取引コストが大きく低下し、域内での経済的な一体性は高まっているように思われる。そのため、ユーロ加盟国の経常収支に関しては、あまり関心が寄せられることはなかったように思われる。近年のユーロ域全体の経常収支は、図1に見られるように、時期によって不均衡の方向と幅も異なるものの、概ね均衡している。したがって、ユーロ圏全体の経常収支不均衡は、アメリカのように持続可能性が問題となるような事態ではない。しかし、ユーロ加盟国では、図2に示されるような諸国が経常収支赤字を記録しており、その幅は拡大している。

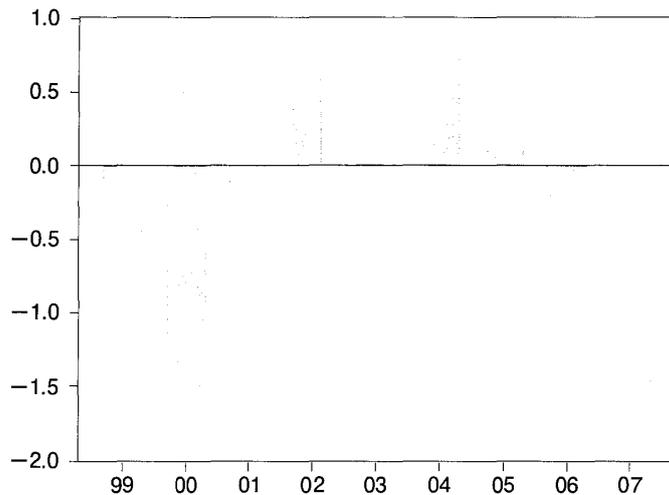
では、経常収支不均衡は経済的な問題なのだろうか。一般的に、ISバランスによる経常収支不均衡であれば、投資はやがて限界効率が低下して、投資は減退し、また所得の増加があるので、貯蓄が増加するので、経常収支不均衡は改善される。したがって、経常収支不均衡は、理論的には問題にする必要はない。また、経常収支の裏である資本収支から考察しても、資本移動が自由化されている世界では、対外借入国（経常収支赤字国）と貸出国（経常収支黒字国）が存在するのは、自然な状態であり、これも問題とされることはない。さらに、ユーロ域では財政収支による経常収支不均衡であれば、安定成長協定を維持することによって、経常収支赤字には歯止めがかかり、財政バランスの改善とともに経常収支不均衡も改善する。

しかし、生産性ショックによる経常収支不均衡の場合、即座に是正は難しい。資本移動が経常収支不均衡をファイナンスするのは、EU金融市場が統合されているので容易である。したがって、すぐに不均衡が問題となることはない。経常収支の維持可能性が即座に問題となることはないものの、経常収支赤字国は将来的には黒字を出す必要はあり、それへの懸念が高まれば、たとえユーロ加盟国であっても、カントリー・リスクが高まり、当該国向け金利の上昇は考えられる。したがって、通貨同盟国であっても、経常収支不均衡は放置できる問題ではない。

一方、需要ショック、すなわち財政赤字によるショックが発生した場合、財政赤字を将来、返済するのは将来世代であり、当該国で将来世代の返済意志が不確実である場合には、やはり現在の財政赤字への懸念とともに経常収支赤字への不安も高まる。

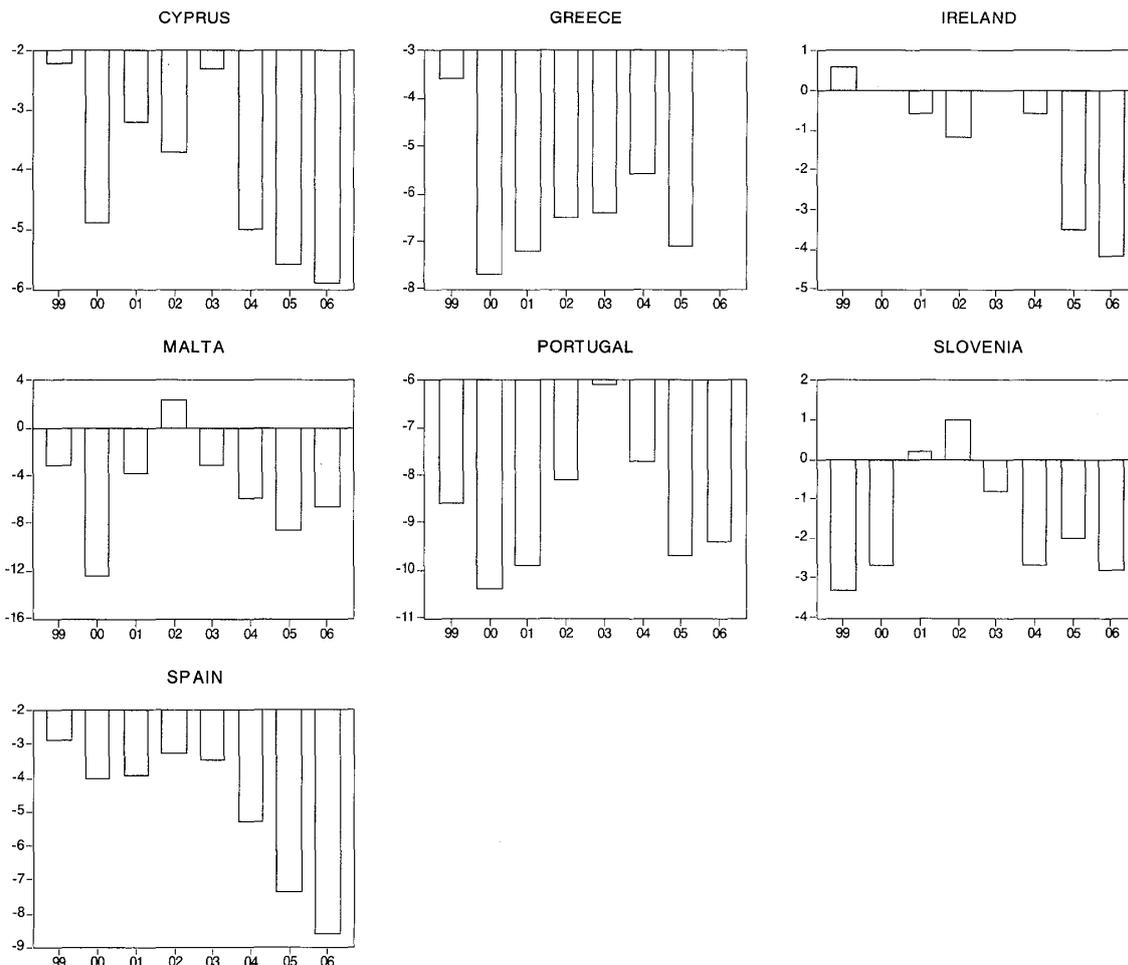
まず、ユーロ圏での経常収支動向を対GDP比で示したものが、図1である。図1から、ユ

図1 ユーロ圏の経常収支赤字 (対GDP比: 単位%)



出所) 著者作成。
データ出所) Eurostat。

図2 ユーロ圏での経常収支赤字国 (対GDP比: 単位%)



出所) 著者作成。
データ出所) Eurostat。

ユーロ圏全体では赤字と黒字を繰り返しながらも、ほぼ均衡に近い水準で変動している。またユーロ圏での経常収支赤字国では、ギリシャ、ポルトガルが赤字を持続し、スペインは赤字幅を拡大させている。ユーロ新規導入国であるキプロスは赤字を拡大させ、マルタ、スロベニアも赤字を持続している。赤字幅ではギリシャ、ポルトガル、スペインの大きさがGDP比7%を越えており、その幅は小さいものではないといえる¹⁾。

次に、ユーロ圏とユーロ圏内の経常収支赤字国の統計的特性を調べる。具体的には、経常収支が非定常であるかどうかを、単位根検定を用いて調べる。もし非定常であるならば、当該国の経常収支不均衡は、平均回帰的に動き経常収支は拡大しないものの、持続する可能性がある。定常であるならば、平均回帰的な動きを示すことなく、経常収支が拡大する可能性があることを示す。

最も一般的に単位根検定として用いられている拡張されたディッキー・フラー検定(ADF Test)をここでも用いた²⁾。推定期間は、1999年第1四半期から2007年第4四半期までとした。その結果が表1に掲げられている。それによると、単位根を持ち非定常であるのは、ギリシャ、ポルトガル、スペイン、アイルランド、キプロス、マルタ定常であるのはユーロ圏全体、スロベニアのそれぞれの経常収支である。したがって、ユーロ圏、スロベニアの経常収支は非定常であり、それは拡大することも、縮小することもあり得る。また、その他の定常である経常収支赤字国は、赤字が持続してゆくことを示唆している。

表1 経常収支の単位根検定

	ユーロ圏	アイルランド	ギリシャ	ポルトガル	スペイン	スロベニア	キプロス	マルタ
レベル	-1.994918*	-2.271354*	4.376187	-0.195366	0.9852	-2.85395**	0.4539	-1.033727
ラグ	0	0	3	0	0	0	1	4
階差	-7.081508**	-2.105794*	-6.185509**	-1.966118*	-2.105794*	-9.456047**	-14.61776**	-2.635632**
ラグ	0	2	0	7	2	0	2	3

- 1) どの推定でも、定数項、トレンドは含めていない。
- 2) レベルとは、経常収支をレベルで検定したときのt値を示し、階差とは経常収支の階差をとったものを検定したときのt値を示す。
- 3) ラグはSICに基づく。
- 4) **は1%基準で、*は5%基準で、それぞれ単位根を持つことを棄却することを示す。

出所) 著者作成。

以上の統計的特性を持つことがわかったものの、ユーロ圏とその他の国の経常収支がどのように変動するのかは、まだ不明である。そこで、以下の節では、それを実証研究する。第2節では構造VARモデルを展開する。第3節では、構造VARの結果と、経常収支とショックとの実証結果が示される。第4節では、通貨同盟内での経常収支不均衡の意味を長期金利との関係よりに論ずる。

- 1) この点については補論で確認している。
- 2) 他にKPSS検定を行ったが、同様の結果が得られた。

2. 実証モデル

ここでは、粘着的マネタリー・モデルを適用し、ショックを識別した上で、そのショックと経常収支とを回帰することで、どのショックが経常収支に与える影響が大きいのか、そして経常収支を均衡へともたらず要因はどのようなものがあるのかを実証する。

経常収支は、完全雇用を仮定すれば、二国の実質為替レートに依存し、不完全雇用を仮定するならば、二国の総需要（あるいは均衡では総供給とも等しい）にも依存することになる。そこで、次のように経常収支関数を想定する。

$$CA_t = c_0 + \alpha_1 q_t + \alpha_2 y_t^d + \varepsilon_t \quad (1)$$

と想定する。これより

$$CA_t - CA_{t-1} = \alpha_1 \Delta q_t + \alpha_2 \Delta y_t^d + \delta_t \quad (2)$$

ただし、ここで Δ は階差をあらわす。

本稿では、経常収支を変動させる実質為替レートの変動と経済成長の変動の要因を外生的ショックに求め、外生ショックと経常収支の変動を分析する。さらに、外生ショックを供給ショック、需要ショック、貨幣ショックに識別し、どのショックが経常収支に与える影響が大きいのかを検討する。ここで、ショックの識別に関しては、Blanchard=Quah (1989) による長期制約を課した構造VARモデルを用いて識別する。

もし、ユーロ加盟各国で経常収支に与えるショックの影響が異なるとすれば、経常収支の変動も各国で異なる可能性があり、域内での経常収支不均衡が常態化する可能性がある。

外生ショックと実質為替レート、総供給との関係を次のように想定する。

$$\Delta q = x_1 \varepsilon_s + x_2 \varepsilon_d \quad (3)$$

$$\Delta y = \omega_1 \varepsilon_s + \omega_2 \varepsilon_d \quad (4)$$

したがって、(3)、(4)式を(2)式に代入すると、

$$\begin{aligned} CA_t - CA_{t-1} &= \alpha_1 (x_1 \varepsilon_s + x_2 \varepsilon_d) + \alpha_2 (\omega_1 \varepsilon_s + \omega_2 \varepsilon_d) + \delta_t \\ &= (\alpha_1 x_1 + \alpha_2 \omega_1) \varepsilon_s + \alpha_1 x_2 \varepsilon_d + \delta_t \end{aligned} \quad (5)$$

(5)式をみると、実質為替レートは供給ショック、需要ショックに依存する。生産は、供給ショックにのみ依存するものと想定する。

ここで、経常収支変動に対し、相対サプライショックが影響を与えるということは、たとえば二つの国の間での技術ショックが大きいことを意味する。これは、長期的なショックであり、これが経常収支不均衡の支配的要因であるならば、その不均衡は持続することを示唆する。

経常収支変動に対し、相対需要ショックが大きな影響を与えるということは、二つの国の間

での需要シフト、財政支出などによる需要変動が経常収支に影響を与える程度が大きいことを示唆する。これは、短期的なショックであり、これが経常収支不均衡の支配的要因であるならば、その不均衡は一時的な需要変動が消失すると、経常収支不均衡も長期的には持続しないことを意味する。

本稿で分析する問題は、ユーロ圏の経常収支赤字国において、これらのショックがどの程度、影響を与えるのか、またユーロ圏の経常収支赤字各国では、どのショックが主因となって経常収支赤字となっているのかということである。

ここでショックの識別に関しては、高屋 (2004) で用いたものと同じモデルを用いる。

$$y_t^d = d_t + \eta q_t - \sigma (i - E_t(p_{t+1} - p_t)) \quad (6)$$

$$m_t - p_t = y_t - \lambda i_t - \varepsilon_t^n \quad (7)$$

$$i_t = E(s_{t+1} - s_t) \quad (8)$$

$$p_t = (1 - \theta) E_{t-1} p_t^l + \theta p_t^l \quad (9)$$

$$y_t^s = y_{t-1}^s + \varepsilon_t^s \quad (10)$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d - \varepsilon_{t-1}^d \quad (11)$$

(6) 式は総需要をあらわす。 y_t^d は当該国の総需要とユーロ圏平均の総需要との対数値の差である相対的総需要、 d_t は相対的需要ショック、 q_t は実質為替レート、 i_t は名目金利差 (実数の差)、 p_t は当該国の物価をあらわす。添え字は期間をあらわす。また $E(p_{t+1} - p_t)$ は t 期から $t+1$ にかけての相対的期待インフレ率をあらわす。さらに、 $q_t = s_t + p_t^* - p_t$ として定義され、 s_t は名目為替レート、 p_t^* はユーロ圏平均物価をあらわす。(7) 式は貨幣市場の均衡式であり、 m_t はマネーサプライの対数値の差である相対的マネーサプライをあらわす。(7) 式の左辺は相対的実質マネーサプライをあらわす。マネーサプライの管理は欧州中央銀行によって一元的に行われ、当該国に配分されたマネーサプライ残高をあらわすものとする。また、右辺は貨幣需要をあらわす。通常の貨幣需要の仮定と同様に、総需要に関して正、金利に関して負の仮定をおく。ただし、簡単化のために総需要の係数を 1 とする。さらに ε_t^n は名目ショックを示す。具体的には、金融市場での貨幣需要の低下とそれによる証券の取得を示す。言い換えるとポートフォリオ・シフト・ショックを示すものとする。(8) 式は、相対的金利平価をあらわす。すなわち、当該国金利とユーロ圏平均金利の差が相対的為替レート変化率 $E(s_{t+1} - s_t)$ に等しい。(9) 式は相対的物価の決定をあらわし、 t 期の物価は $t-1$ 期の均衡物価予想 $E_{t-1} p_t^l$ と現実の均衡物価 p_t^l のウェイト付けされて決定するものと仮定する。この特徴が物価の粘着性をあらわす。例えば、現実の均衡物価が達成される状態は $\theta = 1$ であらわされ、この時には現実の物価が均衡物価と一致する。

次に確率的ショックを次のように想定する。(10)式は相対的総供給をあらわし供給ショック ε_t^s はホワイトノイズとする。(11)式は需要ショックの変動式であるが、 $t-1$ 期の需要ショック ε_{t-1}^d の一部に影響を受けて、 t 期のホワイトノイズである需要ショック ε_t^d とともに変動するものとする。以上の構造式を短期均衡でとく。ここで短期均衡とは $0 < \theta < 1$ の状態であり、長期には $\theta = 1$ が達成される。短期均衡は次の(12)～(14)で示される。

$$y_t = y_t^l + \nu(1-\theta)(\eta + \sigma) + (\varepsilon_t^n - \varepsilon_t^s + \alpha\gamma\varepsilon_t^d) \quad (12)$$

$$q_t = q_t^l + \nu(1-\theta)(\varepsilon_t^n - \varepsilon_t^s + \alpha\gamma\varepsilon_t^d) \quad (13)$$

$$p_t = p_t^l - (1-\theta)(\varepsilon_t^n - \varepsilon_t^s + \alpha\gamma\varepsilon_t^d) \quad (14)$$

上記の式より短期均衡値と長期均衡値の乖離は θ の大きさに依存することがわかる。

本稿では、当該国とユーロ圏全体との相対生産 y_t 、実質為替レート q_t 、当該国とユーロ圏全体との相対物価 p_t の変化をとった3変数でSVARが構成される。すなわち、それらのベクトルは、

$$x_t = [y_t, q_t, p_t] \quad (15)$$

と示される。ただし、 Δ は成長率を、添え字の t は時間を示す。また、 x_t は次の構造によって与えられる。

$$x_t = C(L)\varepsilon_t \quad (16)$$

ここで L はラグ・オペレータであり、 $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d, \varepsilon_t^n]$ は構造ショックをあらわし、 ε_t^s は t 期の供給ショック、 ε_t^d は需要ショック、 ε_t^n は名目ショックである。これらのショックは系列相関がなく、それぞれの分散を1と基準化し、分散共分散行列は単位行列に基準化されるものとする。

それぞれのショックは直接観察できないので、推定されたVARよりもとの3つのショックを識別するために、VMA表現の推定から ε_t を求める。すなわち、

$$x_t = A(L)u_t \quad (17)$$

$A(L)$ は単位行列であり、攪乱ベクトル u_t をあらわし、共分散行列を推定したものである。(16)式と(17)式より、次のような線形関係が求められる。

$$u_t = C_0\varepsilon_t \quad (18)$$

推定された攪乱ベクトル u_t から構造ベクトル ε_t のベクトルを知るためには、行列 C_0 を識別する必要がある。対称行列 $\Sigma = C_0C_0'$ は9つの要素のうち6つに制約をかけることが必要となる。すなわち、

$$\begin{bmatrix} y_t \\ q_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C(1) & 0 & 0 \\ C(2) & C(4) & 0 \\ C(3) & C(5) & C(6) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^n \end{bmatrix} \quad (19)$$

と仮定する。この制約はBlanchard=Quah (1989) に基づいており、名目ショックは生産、

物価に対して影響を与えず、需要ショックは長期的に生産に影響を与えないと仮定していることになる。(19)式を推定することにより、三つのショックの識別とショックの特性、そして各変数のそれぞれのショックからの影響を識別することが可能となる。

ここで注意せねばならないのは、名目ショックは貨幣供給ショックではなくて貨幣需要ショックである。なぜなら、ユーロ圏では加盟国独自の貨幣供給ショックが起きないからである。そのため、名目ショックの差はユーロ圏と各国の貨幣需要のショックの相対的な差となる。

3. 実証結果

第2節での構造VARによって識別されたショックを説明変数にし、ユーロ加盟国の経常収支を回帰した。推定方法は最小二乗法による。推定対象は、ユーロ域と、ユーロ加盟国の経常収支赤字国であるギリシャ、スペイン、ポルトガル、アイルランド、キプロス、スロベニアとした。赤字国であるマルタに関しては、推定するだけのデータが収集できなかったために除外した。

変数は四半期データを用い、データの入手に関しては、GDPと消費者物価指数はEurostat、実質為替レートは実質実効レートを利用し、IMFのInternational Financial Statistics_CD-ROMから、経常収支はEurostatから入手し、GDPで基準化している。また、域内各国別の経常収支がえられないので、当該国とその他世界との経常収支を用いる。

推定期間は、ユーロ発足後の1999年第1四半期から2007年第4四半期までとしている。ただし、構造VARの推定では、SICよりラグを4としたため、経常収支の推定期間は、2000年第1四半期から2007年第4四半期までとなる。

また、ユーロ域全体の経常収支の推定に関しては、アメリカとユーロ域との経済の差に着目し、両地域の差の変数を用いる。また、ユーロ加盟国に関しては、ユーロ域全体とアメリカとの関連に着目し、ユーロショックと当該国のショックの差とアメリカと当該国のショックの差を用いて経常収支を推定している。

まず、3変数の構造VARモデルを用いて、ショックを識別した。それによって推定された係数行列を掲げたのが表2である。これを見ると、概ね係数行列は有意であり、ショックは識別されているものと考えられる。

次に、識別された供給ショックと需要ショックによって経常収支の変化を推定する。ユーロ域の経常収支に関しては、ユーロ域とアメリカとのそれぞれのショックの差で推定する。また、ユーロ加盟国については、当該国とユーロ全体のショックとの差、また当該国とアメリカとのショックの差によって回帰する。ただし、ユーロ域のショックとアメリカのショックとの相関がある可能性があるため、それぞれ個別に回帰式を構成した。推定方法は、OLSであるが、Neney: WestによるHAC分散共分散行列を用いて推定した。推定結果を示したのが、表3、表4である。表3はユーロ域の経常収支の推定結果であり、表4はユーロ域内の経常収支赤字国

表2 構造VARの係数行列

ユーロ圏	係数	z 値	アイルランド	係数	z 値	ギリシャ	係数	z 値
C (1)	0.002	7.483	C (1)	0.005	7.746	C (1)	0.004	6.782
C (2)	-0.008	-1.226	C (2)	-0.002	-1.993	C (2)	0.001	0.375
C (3)	-0.001	-4.197	C (3)	0.001	2.409	C (3)	0.000	-0.159
C (4)	0.034	7.483	C (4)	0.006	7.746	C (4)	0.008	6.782
C (5)	-0.001	-3.330	C (5)	0.000	0.687	C (5)	0.001	1.896
C (6)	0.001	7.483	C (6)	0.002	7.746	C (6)	0.001	6.782
Log likelihood 320.152			Log likelihood 295.965			Log likelihood 264.133		
ポルトガル	係数	z 値	スペイン	係数	z 値	キプロス	係数	z 値
C (1)	0.005	8.124	C (1)	0.003	8.246	C (1)	0.002	5.657
C (2)	0.001	0.816	C (2)	0.000	0.696	C (2)	0.005	5.013
C (3)	-0.001	-0.968	C (3)	-0.001	-6.258	C (3)	0.001	5.359
C (4)	0.010	8.124	C (4)	0.003	8.246	C (4)	0.002	5.657
C (5)	0.002	4.309	C (5)	0.000	1.912	C (5)	0.000	-2.293
C (6)	0.002	8.124	C (6)	0.001	8.246	C (6)	0.000	5.657
Log likelihood 322.304			Log likelihood 405.407			Log likelihood 222.547		
スロベニア	係数	z 値						
C (1)	0.002	7.348						
C (2)	-0.003	-0.789						
C (3)	0.000	-1.655						
C (4)	0.021	7.348						
C (5)	0.000	1.016						
C (6)	0.001	7.348						
Log likelihood 249.550								

スロベニアは実質実効レートの変わりに実質為替レートを用いている。
実質為替レートは、スロベニアとアメリカのCPIベースで作成した。

出所) 著者作成。

の推定結果である。

表3をみると、ユーロ域の経常収支は、アメリカとの相対的なショックに大きく影響を受けていることがわかる。すなわち、アメリカの供給ショックに比べてユーロ域の供給ショックが増加すると、経常収支は黒字の方向に動くことが示されている。これは、ユーロでの技術革新などの供給ショックが発生すれば、輸出の増加をもたらす、それにより経常収支黒字がもたらされることを示唆している。また、ユーロ域での需要ショックが相対的に増加すると、経常収支は赤字傾向になる。これは財政支出の拡大などにより、需要ショックが発生すると、輸入増を通じて経常収支は赤字の方向に動くことを示唆する。これらの結果は、ユーロ域の経常収支はアメリカとの間での経常取引が重要な要素となっていることも示唆している。

表3 ユーロ圏の経常収支の推定

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
DU1	4.913877	1.660334	2.959571	0.0067
DU2	-4.05612	1.421975	-2.85246	0.0086
自由度修正済み決定係数	0.324548	対数尤度	-94.32196	
回帰式の標準誤差	7.436255	ダービン・ワトソン値	1.9546	
残差二乗和	1382.447			

注) DU1は供給ショックのユーロ圏とアメリカとの差を, DU2はユーロ圏とアメリカとの需要ショックの差をあらわす。それぞれ, ユーロ圏のショックからアメリカのショックを差し引いた値である。
出所) 著者作成。

表4 ユーロ加盟国の経常収支の推定

ギリシャ
対EU

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
DU1	4.986022	1.566527	3.18285	0.0047
DU2	-2.72857	1.128211	-2.41849	0.0252
自由度修正済み決定係数	0.200823	対数尤度	-90.5878	
回帰式の標準誤差	15.58555	ダービン・ワトソン値	1.483143	
残差二乗和	4858.185			

対US

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
DU1	2.078994	1.545906	1.344838	0.1937
DU2	0.358392	1.713942	0.209104	0.8365
自由度修正済み決定係数	-0.17316	対数尤度	-94.8104	
回帰式の標準誤差	18.88333	ダービン・ワトソン値	1.873359	
残差二乗和	7131.604			

スペイン

対EU

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
DU1	0.765094	0.611224	1.251742	0.22
DU2	0.513904	0.191199	2.687795	0.0115
自由度修正済み決定係数	-0.07723	対数尤度	-105.569	
回帰式の標準誤差	6.118976	ダービン・ワトソン値	2.042235	
残差二乗和	1160.698			

対US

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
DU1	0.103862	0.298642	0.347782	0.7305
DU2	0.129231	0.379815	0.340247	0.7361
自由度修正済み決定係数	-0.15357	対数尤度	-100.472	
回帰式の標準誤差	6.394401	ダービン・ワトソン値	2.244801	
残差二乗和	1185.763			

キプロス

対EU

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
DU1	0.073579	0.043986	1.672786	0.1182
DU2	0.061097	0.027375	2.231848	0.0439
自由度修正済み決定係数	0.267847	対数尤度	0.435011	
回帰式の標準誤差	0.252489	ダービン・ワトソン値	2.197726	
残差二乗和	0.828757			

対US

変数	係数	標準偏差	t 値	P値
DU1	0.085431	0.02649	3.225053	0.0066
DU2	0.038878	0.017086	2.275417	0.0405
自由度修正済み決定係数	0.317461	対数尤度	0.961285	
回帰式の標準誤差	0.243784	ダービン・ワトソン値	2.812309	
残差二乗和	0.772597			

注) DU1は供給ショックの差を, DU2は需要ショックの差をあらわす。
出所) 著者作成。

ポルトガル

対EU

変数	係数	標準偏差	t 値	P値
DU1	-0.87	0.001087	-0.79657	0.432
DU2	-0.42	0.000545	-0.77061	0.447
自由度修正済み決定係数	0.008372	対数尤度	103.8708	
回帰式の標準誤差	0.009729	ダービン・ワトソン値	1.862976	
残差二乗和	0.00284			

対US

変数	係数	標準偏差	t 値	P値
DU1	1.93	0.000655	0.29442	0.7706
DU2	-0.129	0.00063	-2.041884	0.0507
自由度修正済み決定係数	0.100505	対数尤度	99.7236	
回帰式の標準誤差	0.009018	ダービン・ワトソン値	1.623102	
残差二乗和	0.002277			

アイルランド

対EU

変数	係数	標準偏差	t 値	P値
DU1	0.00032	0.001016	0.314681	0.7553
DU2	-7.1E-05	0.000407	-0.17363	0.8634
自由度修正済み決定係数	-0.052176	対数尤度	86.04549	
回帰式の標準誤差	0.015588	ダービン・ワトソン値	2.858607	
残差二乗和	0.007047			

対US

変数	係数	標準偏差	t 値	P値
DU1	-0.001461	0.001232	-1.18622	0.2459
DU2	0.001216	0.000542	2.244607	0.0332
自由度修正済み決定係数	0.096885	対数尤度	82.34233	
回帰式の標準誤差	0.01466	ダービン・ワトソン値	2.354564	
残差二乗和	0.005803			

スロベニア

対EU

変数	係数	標準偏差	t 値	P値
DU1	0.004379	0.001669	2.623078	0.0149
DU2	-0.00094	0.001527	-0.61753	0.5427
自由度修正済み決定係数	0.174838	対数尤度	47.35157	
回帰式の標準誤差	0.140456	ダービン・ワトソン値	2.305893	
残差二乗和	0.040757			

対US				
変数	係数	標準偏差	t 値	P値
DU1	0.003715	0.001425	2.606333	0.0066
DU2	0.001304	0.001711	0.762504	0.0405
自由度修正済み決定係数	0.112679	対数尤度	46.9381	
回帰式の標準誤差	0.04141	ダービン・ワトソン値	2.248813	
残差二乗和	0.041155			

注) DU1は供給ショックの差を, DU2は需要ショックの差をあらわす。
出所) 著者作成。

次に、ユーロ加盟国の赤字国の推定結果が表4に掲げられている。ギリシャでは、ユーロとのショックが支配的であり、対アメリカとのショックからは影響を受けない可能性があることを示している。すなわち、ギリシャはユーロとの経常取引が経常収支に影響を与える支配的要因であり、そのショックは供給、需要ともに影響を与える可能性がある。スペインは、ユーロ域との相対的な需要ショックが支配的な要因であるものの、それ以外のショックは影響を与えていない。特にユーロ域との相対的な生産ショックは影響を与えないので、スペインでの供給ショックが生じたとしても、スペインの輸出増を招く可能性が低いことを示す。

ポルトガルは、ユーロ域とのショックの差によっては影響を受けず、アメリカの需要ショックに影響を受けることを示している。ユーロとの経常取引よりもアメリカとの取引が、ポルトガルの経常収支に影響を与える。同様に、アイルランドでもアメリカとの相対的な需要ショックの差が影響を与えることになり、これらの国はユーロ加盟国であっても、域外のアメリカのショックが重要な要因となる。

ユーロの新規利用国であるスロベニアとキプロスについては、ユーロ域とアメリカとの両方の影響を受けることがわかる。ただし、スロベニアはユーロとの供給ショックの差が有意であるのに対し、キプロスでは需要ショックの差が有意である。アメリカのショックとの差に関しては、両国とも有意であり、アメリカとの間での経常取引も、これらの国の経常収支に影響を与えていることを示唆している。

4. 通貨同盟の中での経常収支不均衡の意味

以上でみてきたように、ユーロ域全体の経常収支不均衡は、供給ショックと需要ショックの双方に影響を受けることが実証された。この点については、ユーロ域がアメリカを代表とした域外との経済取引に影響を受けることは当然のことともいえる。ただし、需要ショックの影響が確認されたため、短期的なショックも経常収支の変動にとっては重要な要素となる。また、ユーロ加盟各国のうち、経常収支赤字国では、すべて同じ要因によって不均衡が発生しているとはいえないことも、同時に確認された。すなわち、対EU供給ショックが経常収支不均衡に決定的な要素となる国もあれば、対米供給・需要ショックが重要となる国もみられ、ユーロ域

内でも貿易・投資を通じた経済統合にともなう一体性は途上であることを示唆している。

そこで、加盟国の経常収支不均衡は、ユーロ域全体にどのような影響を与えるのであろうか。最後に、この点を確認しておこう。通貨同盟全体に対して、特定国の経常収支不均衡が問題となる場合は、経常収支不均衡が通貨同盟内の長期金利に影響を及ぼす場合であろう。たとえば、ある国の経常収支赤字が当該国のリスク・プレミアムを引き上げ、長期金利を上昇させ、さらにそれが通貨同盟域内の平均長期金利を上昇させるのならば、加盟国の経常収支不均衡は是正する必要がある。

それを確認するために、赤字国の経常収支と長期金利との関係を、経常収支が非定常であったギリシャ、ポルトガル、スペイン各国の長期国債金利の変化と経常収支とのヨハンセンの共和分検定を行った。また、定常であったアイルランドの経常収支に関しては、長期国債金利の変化を説明変数にして最小二乗法を用いて推定した。

その結果が表5-1と表5-2に示されている。これより、ギリシャ、ポルトガル、スペインでは一つの共和分ベクトルが存在するのが確認された。金利の変化を1と基準化したときの共和分ベクトルの係数符号は正であることが示されている。これは経常収支の動きと金利の変化が逆であることを示しており、経常収支赤字は金利の上昇を示唆する。

また、アイルランドでは、係数は有意に負であることが実証されている。すなわち、経常収支不均衡は上記4カ国の長期国債金利に影響を与えている。長期国債金利は、各国の財政状況および経済状況を反映して、それが各国国債金利のリスク・プレミアムに反映されると考えられるのならば、長期金利の格差として表れるであろう。しかし、通貨同盟を実施している場合、そのプレミアムが市場で十分に認識されたとすれば、各国長期金利の上昇は、平均的なユーロ域の長期金利を上昇させることも考えられる。そうであれば、経常収支赤字は、財政収支赤字と同様にユーロ域での金融安定および金融政策の円滑な運営に対して重大な支障を来すおそれがあることになる。一方、リスク・プレミアムに対する市場での反応がみられないとすれば、当該国の対外借入のディシプリンは働きにくい可能性もある。実際、ユーロ導入直前、導入予定国の金利は、その財政収支および経常収支とはあまり相関せず、一様に収斂していくことを経験している。いずれにせよ、経常収支不均衡が長期金利との相関には注意が要する。

ユーロ加盟国での経常収支に関しては、従来、議論されることはあまりなかった。これは、一つの経済域になると、その域内での経済取引が自由化されるため、経常収支不均衡がある程度、許容されるものと考えられてきたためであろう。しかし、経常収支不均衡が持続可能であるかどうかは、供給ショックが不均衡の主因であるかどうか重要となるが、ギリシャ、キプロス、スロベニアでは、供給ショックが主因となっている。したがって、これらの国では経常収支不均衡が長期的になることが考えられる。この事態は、ユーロ圏の金融政策の攪乱にもなりえるので、何らかの対処が必要となる。ただし、具体的な経常収支不均衡策については、間接的な勧告は行うことができるものの、欧州委員会や蔵相理事会なども持ち合わせていない。

表5-1 経常収支と長期国債金利の共和分検定

ポルトガル					
	固有値	トレース検定	P値	最大固有値検定	P値
None *	0.191	12.527	0.046	12.272	0.033
At most 1	0.004	0.255	0.673	0.250	0.673
ギリシャ					
	固有値	トレース検定	P値	最大固有値検定	P値
None *	0.421	25.769	0.000	24.026	0.000
At most 1	0.039	1.743	0.220	1.743	0.220
スペイン					
	固有値	トレース検定	P値	最大固有値検定	P値
None *	0.266	26.717	0.006	17.948	0.024
At most 1	0.140	8.769	0.059	8.769	0.059

基準化した共和分係数（カッコ内は標準誤差）

ポルトガル	
金利の変化	経常収支
1	0.0000359 (0.000044)
ギリシャ	
金利の変化	経常収支
1	0.009086 (0.00452)
スペイン	
金利の変化	経常収支
1	0.000011 (0.000013)

注) ヨハンセンの共和分検定による。

推定期間は1993年第1四半期から2007年第4四半期。

出所) 著者作成。

表5-2 経常収支と長期国債金利との回帰分析

アイルランド			
非説明変数	長期国債金利の変化		
変数	係数	t 値	p 値
定数項	-0.081	-1.337	0.187
経常収支	-0.086	-3.232	0.002
長期国債金利の変化(-1)	0.387	6.554	0.000
自由度調整済み決定係数	0.187606	対数尤度	-24.4354
回帰式の標準誤差	0.378673	ダービン・ワトソン比	1.689238
残差二乗和	7.886613		

注) Newey=WestのHAC分散共分散行列を用いて推定している。

出所) 著者作成。

今後、さらなる経常収支不均衡の事態を注視する必要がある、不均衡の程度が大きくなる懸念が高まれば、具体的な経常収支赤字のガイドラインの設定も必要となるであろう。

参考文献

- *) 本研究は、独立行政法人日本学術振興会2008年度科学研究費補助金基盤研究 (c) (研究代表者：高屋定美 課題番号20530288) の研究成果の一部である。
- Ahmed, S., B. W. Ickes, P. Wang and B. S. Yoo (1993), "International Business Cycles," *American Economic Review*, vol.83, pp.335-359.
- Bayoumi, T. and B. Eichengreen (1993), "Shocking Aspects of European Monetary Integration," in F. Torres and F. Giavazzi (eds.), *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, pp.193-229, Cambridge University Press, Cambridge.
- Blanchard, O. and F. Giavazzi (2002), "Current Account Deficits in the Euro Area. The End of the Feldstein Horioka Puzzle?," mimeo.
- Blanchard, O., and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances," *American Economic Review*, vol.79, pp.655-673.
- Blanchard, O., and M. Watson (1986), "Are Business Cycles All Alike?," in R. J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle, Continuity and Change*, pp.123-179, The University of Chicago Press, Chicago.
- Canzoneri, M. B., J. Valles and J. Vinals (1996), "Do Exchange Rates Move to Address International Macroeconomic Imbalances?" *CEPR Discussion Papers*, No.1498, London.
- Clarida, R., and J. Gali (1994), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol.41, pp.1-56.
- Chinn, M. D. and L. Lee (2005), "The Current Account Balances: A Semi-Structuralist Interpretation," mimeo.
- Galil, J. (1992), "How Well does the IS-LM Model fit Postwar U.S. Data?," *Quarterly Journal of Economics*, vol.107, pp.709-738.
- Freud, C. (2005), "Current Account Adjustment in Industrial Countries," *Journal of International Money and Finance*, 24, pp.1278-1298.
- Holmes, M. J. (2006), "How Sustainable are OECD Current Account Balances in the Long Run?" *The Manchester School*, 74, pp.626-643.
- Lee, J. and M. D. Chinn (2006), "Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries," *Journal of International Money and Finance*, 25, pp.257-274.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. Stock and M. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, vol.81, pp.819-839.
- Thomas, A. (1997), "Is the Exchange Rate a Shock Absorber? The Case of Sweden," *IMF Working Paper* no.97/176.
- Yan, Ho-don, "Does Capital Mobility Finance or Cause a Current Account Imbalance?" *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47, pp.1-25.
- 拙稿 (2004) 「EMSと為替レートの役割」 関西大学商学論集第49巻第5号, pp.83-111.

補論

ここでは単純な債務残高動学と数値例でもって、経常収支赤字の大きさの意味を確認しよう。対GDP比債務残高を d とし、GDP成長率を g 、対GDP純輸出を nex 、実質金利を r とする。ここで、成熟した社会であるユーロ域の人口成長率をゼロとしよう。そうすると、次の債務残高の動学式が成り立つ。ただし、ここでは経常収支の動きのみを考慮した部分均衡体系である。

$$\begin{aligned} \dot{d} &= nex + rd - gd \\ &= nex + (r - g)d \end{aligned} \tag{A-1}$$

経常収支動学が収束するためには、 $\dot{d} < 0$ が成立せねばならないので、

$$\frac{nex}{d} < g - r \tag{A-2}$$

が成り立たねばならない。さらに、初期の債務残高を1とすると、

$$nex < g - r \tag{A-3}$$

が成り立たねばならない。したがって、現在のユーロ域での平均的な長期国債金利を4.4%、インフレ率を3.7%とすると実質金利 r は0.7%となり、近年のユーロ圏の平均実質成長率を2%とすると、A-3式の右辺は1.3%となる。したがって、他の条件に変化がなければ、経常収支赤字は対GDP比1.3%以下でなければ、経常収支は収束しないことを意味する。