



欧州財政危機は事前予測可能であったか？

調査研究部 木下 茂

目次

1. 問題意識	205
2. 通貨危機に関する理論展開と これまでの実証分析の概観	207
3. 今回の財政危機についての分析	211
4. 総括	230

アブストラクト

2010年春に表面化した欧州財政危機は、その後ギリシャ、アイルランド、ポルトガルへの財政支援が行われたものの、依然財政再建国の資金繰り懸念が払拭されず、現在も終息していない。今回の危機は、現象面としては統一通貨内での混乱であったため表面上はいわゆる「通貨危機」にはあたらないと考えられるものの、内容としては財政不安を背景とする市場混乱であった。この点から過去の通貨危機同様、事前にそれを察知できるマクロファンダメンタルズ面での兆候はなかったののだろうか、という疑問が想起される。典型的な通貨危機の場合、これに先立って財政赤字や経常収支赤字の悪化、ファイナンスの短期資金への依存度上昇などが観測される。本稿ではこうした「警戒指標」を用いて、今回の市場混乱は起きるべくして起きたものなのか、あるいは、マクロファンダメンタルズ指標の監視では予測不可能であり、投機筋の突発的なアタックと捉えるしかないのか否か、といった点を検証した。結論を先取りすれば、各種マクロ指標を組み合わせる観察することにより今回の危機は一定程度予測可能であったこと、特に実質実効為替レートや経常収支黒字／赤字は不均衡指標として有効と思われることなどを確認した。また、政府債務が巨額なものとなっている日本へのインプリケーションとしては、①依然として経常収支黒字を

計上している日本においては当面「危機」が起きる可能性は低い、②もっとも将来的には、高齢化を背景とした国内貯蓄減少を受けて経常収支が赤字化する可能性も否定できず、その場合には財政面での脆弱性が強く意識される可能性がある、ということになる。

キーワード

欧州財政危機、ユーロ、通貨危機

1. 問題意識

(1) 2010年欧州財政危機の経緯

2009年10月にギリシャの財政赤字が公表値よりも大幅に悪化していたことが明らかになるに伴い、金融市場では南欧諸国を中心にいわゆるソブリンリスクが強く意識されるようになった。ギリシャ国債市場が機能不全に陥るとともに、ギリシャ政府の資金繰り悪化、ユーロ圏でのインターバンク市場の流動性枯渇といった事態が生じ、通貨ユーロの急落を招いた。

これに対して、当初は自国の国内世論を意識した中核国間の足並みの乱れもあり、EU当局は効果的な対策の策定に出遅れた。その後、世界的な株価急落などの市場混乱を受けて2010年5月、IMFと共同で資金繰りスキームを策定するとともに、欧州中央銀行は国債の市場買い入れなどの市場安定化措置を打ち出すことを余儀なくされた。財政規律に関する市場の信認を失ったギリシャや、財政基盤が脆弱とみられているスペイン、ポルトガルは相次いで財政再建策を公表した。

こうした対応が奏功し、夏場にかけて市場は小康状態を得たものの、9月にアイルランドの銀行国有化コストを含んだ財政赤字がGDP比で32%程度になることが公表されると、同国の財政持続可能性への懸念が高まり、市場は再び不安定化した。その後11月に同国政府からEUに対し金融支援が要請されたことを受け、EU、ユーロ参加国、IMFは欧州金融安定化メカニズムに基づく支援を決定することとなった。

さらに今年3月に入ると、ポルトガルにおいて政府が提出した追加財政

緊縮策が否決され、ソクラテス首相が辞表を提出した。これを受けて政治的不透明感が高まったとして格付け機関が相次いで格下げを行ったことなどから、同国国債の利回りは一段と上昇し、4月に入ってついにポルトガルはEUに対して金融支援を要請するに至った。その後も、ギリシャの資金繰り不安から同国国債の利回りが15%を上回るなど、欧州財政危機は本稿執筆時点（11年5月下旬）においてもなお終息していない。

表1 これまでの財政支援状況

(単位：億ユーロ)

	ギリシャ (2010/5月)	アイルランド (2010/12月)	ポルトガル (2011/5月)	資金枠
IMF	300	225	260	2,500
EU	800	450	520	
	EFSM (欧州金融安定メカニズム)	225	260	600
	EFSF (欧州金融安定ファシリティ) ユーロ未参加国	177	260	4,400
アイルランド政府		175		
総 額	1,100	850	780	7,500

(出典) 各種報道など

(2) 「通貨危機」としての今回の欧州市場混乱

さて、こうしたこれまでの一連の事態の推移を改めて振り返ってみると、今回の市場混乱は統一通貨ユーロ圏内における一種の「通貨危機」であったのではないかと考えられる。典型的な通貨危機の場合は、固定相場制あるいはペッグ制を採用している特定国の通貨に対して、ファンダメンタルズの悪化などにより実態対比割高となったタイミングを狙って市場がアタックをかけるというパターンが多い。この場合、当初は通貨当局が市場介入で防衛を試みるものの、やがて介入資金の枯渇により最終的には大幅なリアラインメントを余儀なくされるとともに、大規模な財政引き締めなどの対応策をとらざるを得なくなる。

これに対して、今回の市場混乱の場合、直接の標的となった諸国は統一通貨ユーロに参加していたため、当該通貨を売り浴びせることは不可能であり、国債の価格下落（ドイツ国債とのスプレッド急拡大）という形をと

るなど、表面的な現象は当然ながら通常の通貨危機とは異なる展開となった。もっとも、最終的には国際機関の関与した資金供与措置が策定されたこと、及びそれと引き換えに当事国は厳しい財政緊縮策を公表するに至ったことからみて、財政不安を背景とする「事実上の通貨危機」が生じたとみるのが妥当ではないかと思われる。

(3) 事前予測可能性の検証とその意義

さて、今回の混乱を「通貨危機」と捉えた場合、事前にそれを察知できる兆候はなかったのだろうか、という疑問が想起される。典型的な通貨危機の場合、これに先立って財政赤字や経常収支赤字の悪化、ファイナンスの短期資金への依存度上昇などが観測される。本稿ではこうした「警戒指標」を用いた検証を行うことにより、今回の市場混乱は起きるべくして起きたものなのか、仮にそうであったとして、何が今回の市場混乱を引き起こした主たる要因であったのか、すなわちどのようなマクロ的不均衡が蓄積されていたのか、あるいは、反対に今回の市場混乱はマクロファンダメンタルズ指標の監視では予測不可能であり、投機筋の突発的なアタックと捉えるしかないのか否か、といった点を確認することにしたい。さらに、こうした「警戒指標」が一般的に有効性を持つのであれば、現在未曾有の財政悪化が生じている日本において、将来的に「通貨危機」あるいはそれに類似した事態が起きるか否かを見通す上でも、一定のインプリケーションを得ることができるであろう。

なお、前述したように欧州財政危機は今なお進行中であり、総括的分析を行うには時期尚早と思われるが、本稿においては危機の事前予測可能性検証という点にテーマを限定し、主として危機以前のデータを用いて分析を行うこととしたい。

2. 通貨危機に関する理論展開とこれまでの実証分析の概観

本節では、まず通貨危機に関する理論の系譜を概観するとともに、危機についての実証分析の流れについても振り返ってみることにしたい。

(1) 第1世代通貨危機理論

本理論は、70～80年代に発生したラテンアメリカにおける通貨危機を説明するためKrugman(1979)を先駆けとして構築されたものである。ラ

テンアメリカ諸国の場合、通貨危機に先立って共通の現象がみられた。すなわち、大幅な財政赤字がまず存在し、これをファイナンスするため通貨膨張政策がとられているが、固定相場を維持するため外貨準備が減少していく。最終的には外貨準備は枯渇し、やがて通貨危機が生じるというものである。結局、固定相場制度維持とは非整合的な金融・財政政策がとられていることに問題がある点を明らかにした理論ということができる。

この理論の問題点としてあげられるのは、投機家は通貨危機以前における中央銀行の政策ルールを知っており、通貨危機に至るプロセスを予測できる合理的主体であるという想定であるのに対し、政府については、通貨危機発生の直前においても金利引き上げなどの政策対応をとることなく、一定の率で国内信用を増加し続けるという極めて単純な行動様式を設定している点が不自然ということであろう。

(2) 第2世代通貨危機理論

92～93年に起きた欧州通貨危機は、上述のラテンアメリカ型の危機とは異なるものと受け止められた。当時の欧州諸国においては第1世代危機理論が想定するようなマクロ経済指標の顕著な悪化、例えば財政赤字や経常収支赤字は観察されていなかったためである。これを受けて、第2世代と呼ばれる通貨危機理論が構築された。代表的理論モデルとしてはObstfeld（1994）があげられる。

欧州通貨危機の経緯を簡単に振り返ると、まずドイツにおいて、東西統一に伴いインフレ圧力が生じたことから、ドイツ連邦銀行は高金利政策を実施していた。これに対し他の欧州諸国では景気が低迷していたため、本来は金融緩和が必要な状況であったにもかかわらずERM（欧州為替相場メカニズム）維持のため、金融緩和に踏み切れずにいた。やがて市場でERMが維持不可能との観測が台頭して通貨アタックが始まり、結局ERMは変化バンドを大幅に拡大するとともに、イギリスとイタリアはERMの離脱に追い込まれたのである。

さて、こうした経験をもとに構築された第2世代理論は、まず政府の行動様式を精緻化している点が第1の特徴といえる。すなわち、政府は外貨準備の国際市場での借入、金利の引き上げ、財政赤字縮小、資本移動制限などの政策オプションを持っているとする。しかしながらこれらには短期

的な景気悪化を招くなどコストがかかる。そこで政府は、固定相場制を維持するメリットとこれらのコストを比較して判断するという行動様式をとるものとした。

第2の特徴としては、マクロ的なファンダメンタルズの悪化だけでなく、市場参加者の期待の変化が自己実現的に危機発生の確率を高める点を考慮していることである。何らかの理由により将来の為替レート下落予想が台頭すると、市場での通貨売り圧力が強まり、通貨危機が自己実現的に発生してしまう。またこの際に、危機が発生する均衡としない均衡という複数均衡の存在を許容している。

(3) 第3世代通貨危機理論

第3世代と呼ばれる理論は、97年東アジア通貨危機の経験を踏まえて構築されたものである。97年以前の東アジア経済では、高成長を実現する一方でインフレ率は比較的安く、輸出部門が国際競争力を持っていたため経常収支の大幅な赤字は見られなかった。この点で、第1世代理論が想定する、固定相場制度と非整合的な拡張的財政・金融政策は行われなかったことに加え、第2世代理論が想定するようなマクロ経済情勢の悪化も存在していたとはいえなかったことから、新しい理論的枠組みが必要とされたのである。代表的な研究としてChang and Velasco（2000）、Corsetti, Pesenti and Roubini（1999）、Krugman（1999）がある。

まず、東アジア危機においては、金融危機と通貨危機といういわゆる「双子の危機」が生じたため、第3世代理論でもこの点を考慮している。金融危機に至る過程においては、銀行部門に政府の暗黙の保証がなされると仮定し、そこからモラルハザードが生じたとする。すなわち、政府の暗黙の債務保証のもとでは銀行は海外から過大な借入を行って企業に貸し付けるため、過剰投資が生じる。そのことが一段の対外債務の増加を促し外貨準備が不足する。それをファイナンスするため国内信用が増加し、貨幣供給量が膨張するため為替レート減価予想が強まり、最終的に通貨危機が起きるというものである。

また、東アジア通貨危機において注目された、危機の「伝染（コンテージョン）」効果についても理論的分析が行われている。97年夏にタイ・インドネシアで生じた通貨の大幅下落はやがてシンガポールや台湾に波及し、

さらには香港・韓国にも伝播していった。こうしたプロセスにおいて、ある一国の通貨危機が一見ファンダメンタルズに問題がないように思われる国々にも伝播していく現象を「伝染」と呼ぶ。伝染が生じるチャンネルとしては、貿易を通じたチャンネル、金融を通じたチャンネル（国際的な投資家が複数の国々に投資している場合、一国で通貨危機が発生すると投資家は他国で資金を引き出すため危機が伝染する）、国際投資家の期待変化が群集心理的行動を呼び起こし、危機が伝播するチャンネル（純粋伝染）があげられている。

(4) 実証分析の系譜と代表的手法

上述のような理論の発展と並行して、実際の通貨危機に対する実証分析も精力的に行われた。ここでは、本稿でも用いる代表的な2つの手法について概観する。ひとつはプロビットモデルを用いてマクロ指標と通貨危機の関係をクロスカントリーまたはパネルデータで分析するものであり、いまひとつは危機に先立って異常な動きを示す指標からシグナルを抽出しようとするものである。後者は特に「シグナルアプローチ」、あるいは「早期警戒システム」とも呼ばれる。

前者のプロビットモデル分析の先駆的研究は、Eichengreen, Rose and Wyplosz (1996) である。この分析では、1953年から93年までの20カ国のパネルデータを用いるとともに、「伝染効果」に着目したほか、危機の定義についても明示している。まず、「為替市場圧力指標 (EMP)」を以下の式で定義する。

$$EMP = \alpha \times \text{名目為替レート変化率} + \beta \times \text{名目金利変化} - \gamma \times$$

外貨準備変化率

加重する際のウェイトは、それぞれの変数の標準偏差の逆数が用いられる。このEMPを以下のルールで処理し、異常値の場合は通貨危機であると認定して通貨危機ダミーを作成する。

$$EMP > 1.5\sigma_{EMP} + \mu_{EMP} \text{ のとき } Crisis = 1$$

$$EMP \leq 1.5\sigma_{EMP} + \mu_{EMP} \text{ のとき } Crisis = 0$$

ここで σ_{EMP} 、 μ_{EMP} はそれぞれEMPの標準偏差と平均値である。この危機指標を被説明変数とし、様々なマクロ指標を説明変数とするプロビットモデルを推計する。有意なモデルが推計されれば、これをもとに通貨危機

の発生確率を求めることができる。

後者の「シグナルアプローチ」は、危機発生前に何らかのマクロ指標が平常時とは異なった動きを示すはずであるという発想のもと、そうした指標を危機の先行指標としてモニターし、異常値が観察されればシグナルが発生したとみなして通貨危機の兆候と考えるものである。先駆的研究として、Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998) が著名である。ここで異常値とは当該指数が事前に設定した閾値を超えることを意味する。この場合、閾値を低く設定すればシグナル回数は多くなるが偽のシグナルも増える一方、閾値を高く設定すれば偽のシグナルは減るものの真のシグナルを見逃す可能性も高くなる。ここで、

A：シグナル発生→危機発生

B：シグナル発生→危機発生せず

C：シグナル発生せず→危機発生

D：シグナル発生せず→危機発生せず

として以下の表を考える。

	危機発生	危機発生せず
シグナル発生	A	B
シグナル発生せず	C	D

そこで、次の式により求められるノイズ／シグナル比率を最小にするように閾値を決定する方法がとられる。

$$NS \text{ ratio} = \left[\frac{B}{B + D} \right] / \left[\frac{A}{A + C} \right]$$

3. 今回の財政危機についての分析

(1) 「危機」指標の定義と使用する先行指標の選定

以下では、上述の理論展開及びこれまでの実証分析の動向を踏まえつつ、「今回の財政危機は起きるべくして起こったのかどうか、あるいは予測可能であったのかどうか」という視点から分析を行う。

まず、今回の場合、固定相場制の崩壊を見越した通貨アタックが生じたわけではないことから、何をもって「危機」の指標とするかが問題となる。

従来の通貨危機分析においては、上述のように為替レートの減価率や金利変動、外貨準備の減少率を加重平均した「為替市場圧力指標」を用いることが多かったが、本稿では各国の独自通貨が既に廃止された統一通貨圏内での混乱であったことを考慮し、圏内各国の対ドイツ長期金利差を「危機」指標として用いることにしたい。過去の分析でも、「圧力指標」算出に海外（アメリカなど）との金利差を含めた例がある。

次に、危機を予測するための先行指標として何を選ぶかが問題となる。今回の危機の性格を考えると、基本的には財政不安によるものであるため、通貨危機理論としては第1世代型のマクロファンダメンタルズ悪化に着目する枠組みが適用できるように思われる。すなわち、財政赤字、あるいは経常収支赤字が持続する中でそのファイナンスのために通貨膨張政策がとられる結果、当該通貨の価値が低下し、一定の為替レート水準を維持できなくなるというものである。本稿ではこれらを考慮して、実質為替レート、財政収支、経常収支、通貨供給量（M2）、国内向け貸出に注目する。過去の先行研究においては、有効な先行指標としてしばしば外貨準備高があげられることが多かったが、今回は上述したように統一通貨圏内における混乱であり、投機筋による通貨アタックやこれに対する当局の通貨防衛も行われなかったことから、観察対象から除くことにする。

なお、ユーロ圏は周辺国にも年々拡大をしているが、ここでは統計データの入手可能性や市場などでの影響度を勘案し、分析対象国をオーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、イタリア、アイルランド、オランダ、ポルトガル、スペインに限定する。また、実際に資金支援を受けたのは本稿執筆時点ではギリシャ、アイルランド、ポルトガルであるが、ドイツとの金利差拡大を考慮して、スペインにも同様の「危機」が起きたものとみなすことにする。

(2) 先行指標の動向

以下では、指標ごとに今回の危機に先立つ期間における時系列推移をグラフにより定性的に確認する。

1) 実質実効為替レート

今回問題国とされた国々とそれ以外の諸国に分けて、ユーロ発足以降の推移を図1、図2に示す（ユーロ発足時の99年1月を100として指数化）。

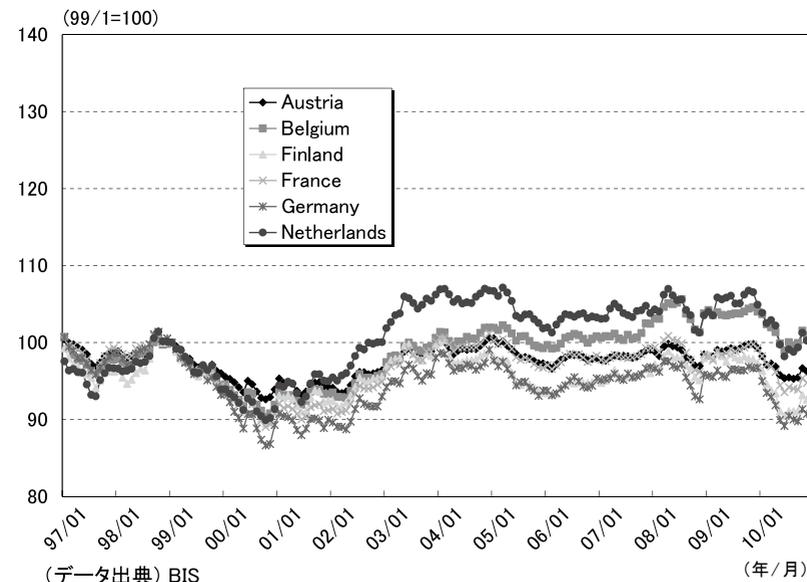


図1 各国の実質為替レートの推移①

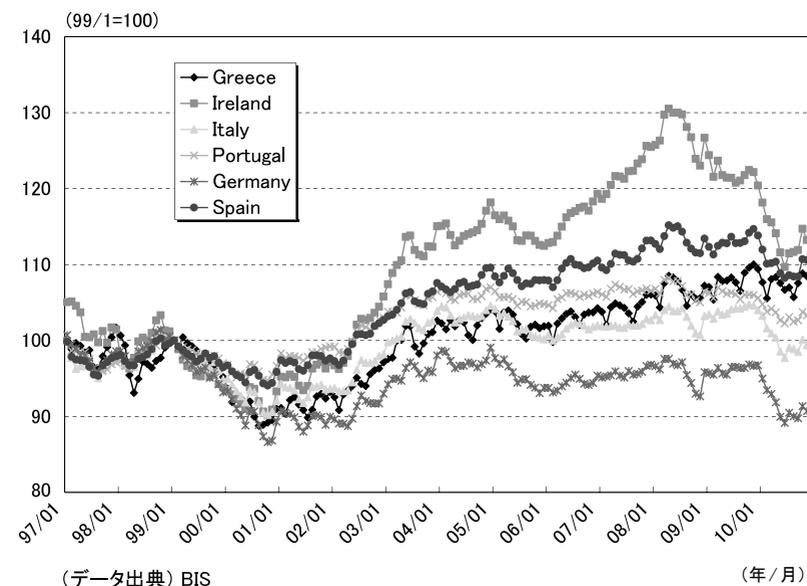


図2 各国の実質為替レートの推移②

一見して明らかであるのは、ドイツを中心としたコア諸国がユーロ発足後は比較的割安水準での推移を続けたのに対し、アイルランドや南欧諸国は概ね高めの推移となっていることである。名目為替レートはユーロ参加国間で固定されているので、こうした推移の差をもたらしているのは、内外のインフレ率格差であると思われる。リーマンショック以前の景気拡大期においてアイルランドは高い成長を実現していたこと、南欧諸国では経済の効率改善が遅れていることなどを反映したものであろう。過去の通貨危機でも、ファンダメンタルズが悪化しているにもかかわらず、実質為替レートが割高に放置されたことがその後の大幅調整につながるという事例が観察されるが、今回の欧州においても同様の考え方ができよう。

2) 財政収支（名目 GDP 比）

今回の危機の直接のきっかけとなった財政赤字であるが、問題国の間でも若干の差異がみられる（図3、図4）。アイルランドとスペインでは高い成長率を実現する中で財政健全化努力も着実に実施され、ユーロ圏内ではむしろ「優等生」としてみなされていたのに対し、ギリシャやポルトガルは政権が不安定であったことなどもあり、財政赤字の削減が進まず赤字基調が続いたのである。もっとも、リーマンショック後は、アイルランド・スペインとも景気対策や不良債権を抱えた銀行部門の処理コストにより大幅な財政赤字に転じることとなった。

3) 経常収支（名目 GDP 比）

程度の差はあるものの、アイルランドと南欧諸国の赤字持続が目立っている（図5、図6）。特に、ユーロ発足以降リーマンショック直前期まで赤字幅の拡大が進んだことがわかる。これについては、割高な実質為替レートにより対外競争力が悪化したことに加え、インフレ格差が残存する中での政策金利一本化により国内的に実質金利が低めとなり、内需が刺激されたことも対外バランスの悪化につながったと解釈できよう。

4) 通貨供給量（M2）、国内向け貸出（前年比増加率）

2005年から住宅バブル崩壊直前までの時期にかけて、いずれの国においても通貨供給、貸出の増加が加速しているが、とりわけアイルランド、スペインなどの伸びが高いことがわかる（図7～10）。

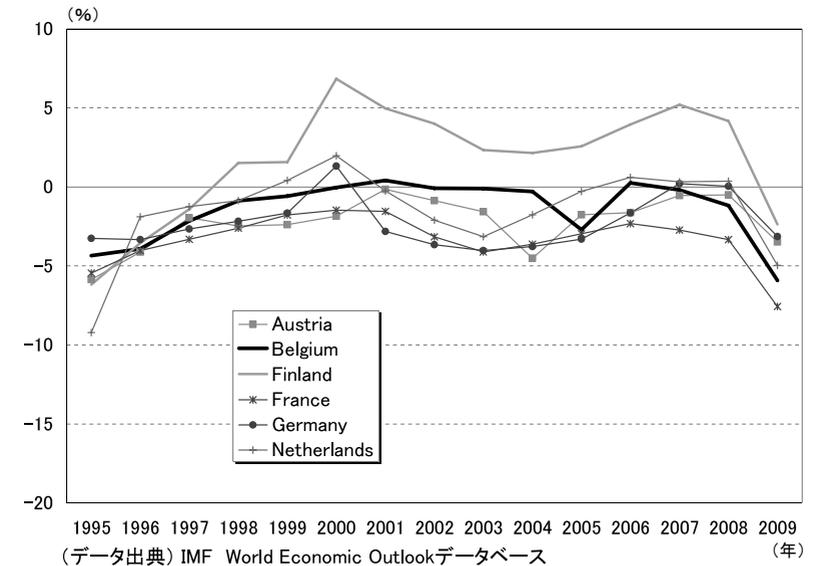


図3 各国の財政収支の推移（名目 GDP 比）①

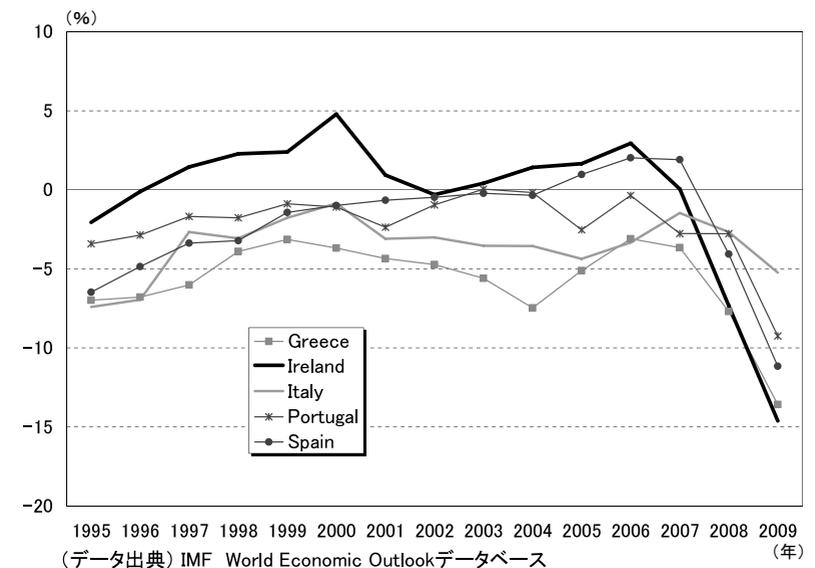


図4 各国の財政収支の推移（名目 GDP 比）②

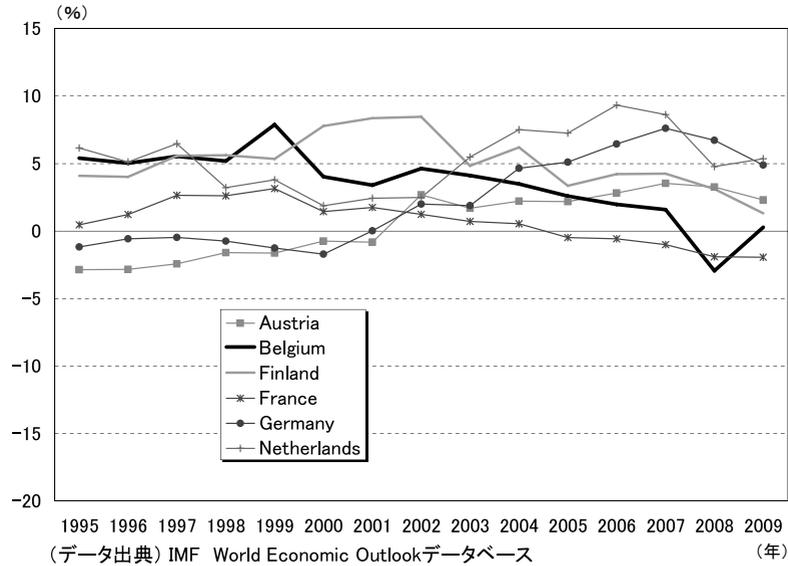


図5 各国の経常収支の推移 (名目 GDP 比) ①

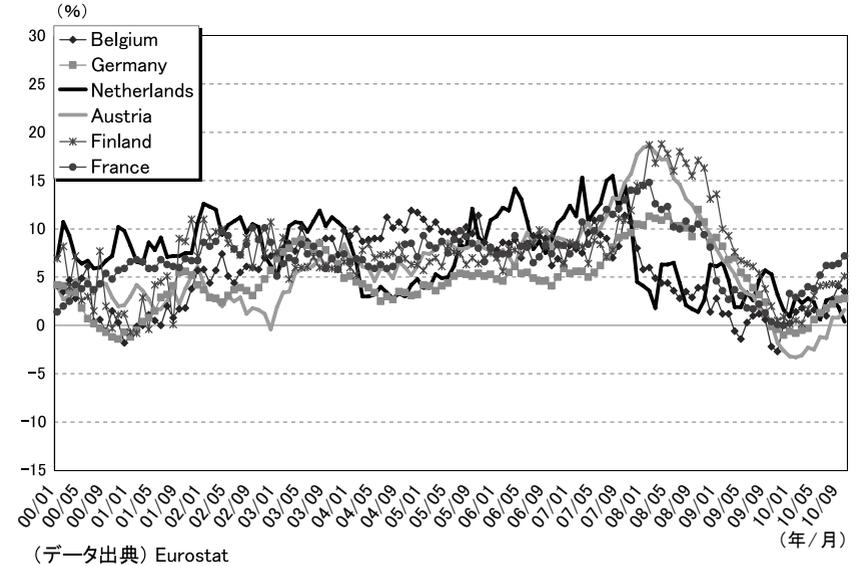


図7 各国の通貨供給量 (M2、前年比) の推移①

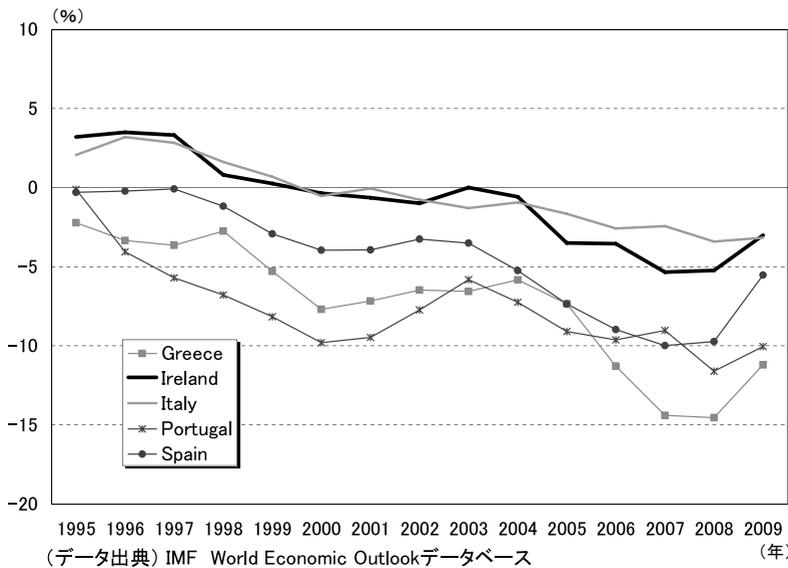


図6 各国の経常収支の推移 (名目 GDP 比) ②

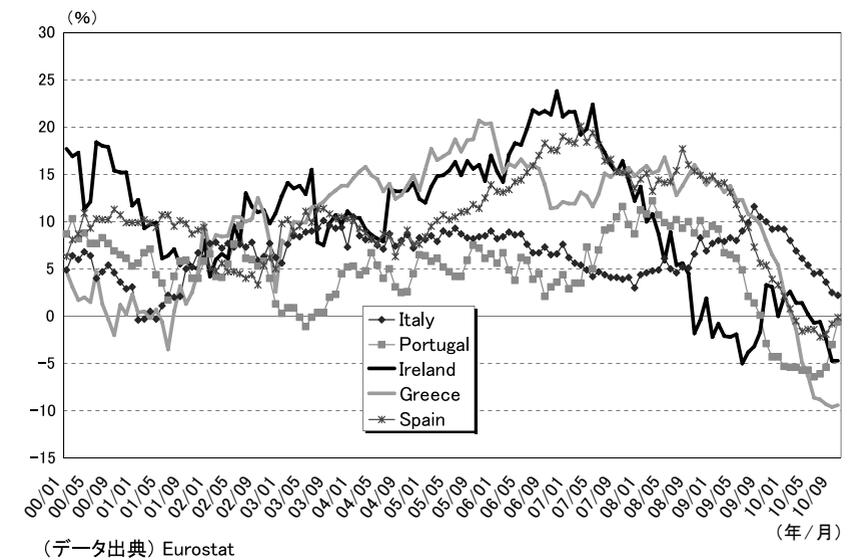


図8 各国の通貨供給量 (M2、前年比) の推移②

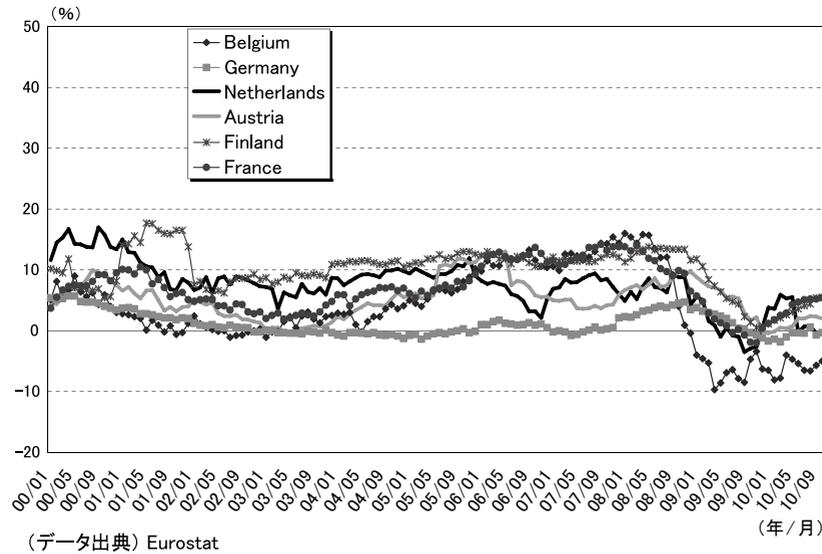


図9 各国の国内向け貸出（前年比）の推移①

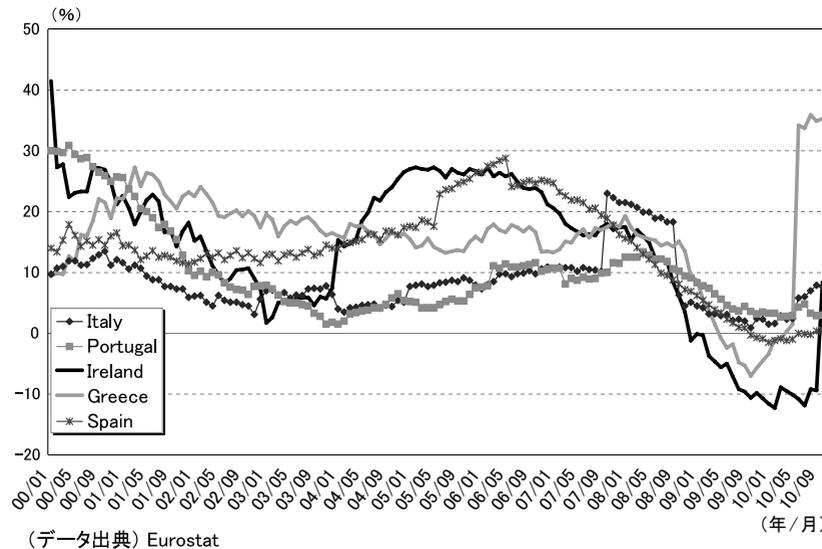


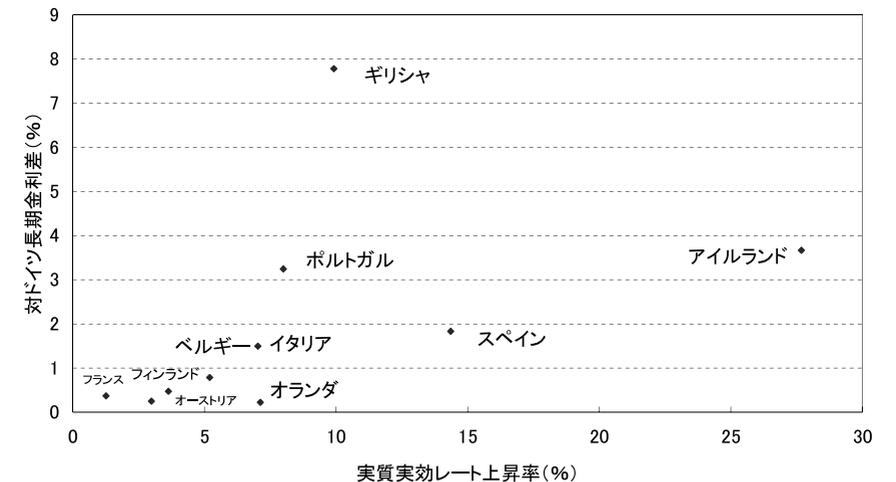
図10 各国の国内向け貸出（前年比）の推移②

5) 今回の危機における長期金利上昇と各指標との対比

さて、以上みてきた各先行指標の動きを今回の危機における問題国の金利上昇と関連づけてみよう。図11～15に、各指標を横軸、各国の対独長期金利差を縦軸にとった散布図を示している。財政収支及び経常収支と長期金利差には負の相関が、実質為替レートや金融指標との間には正の相関が観察できる。

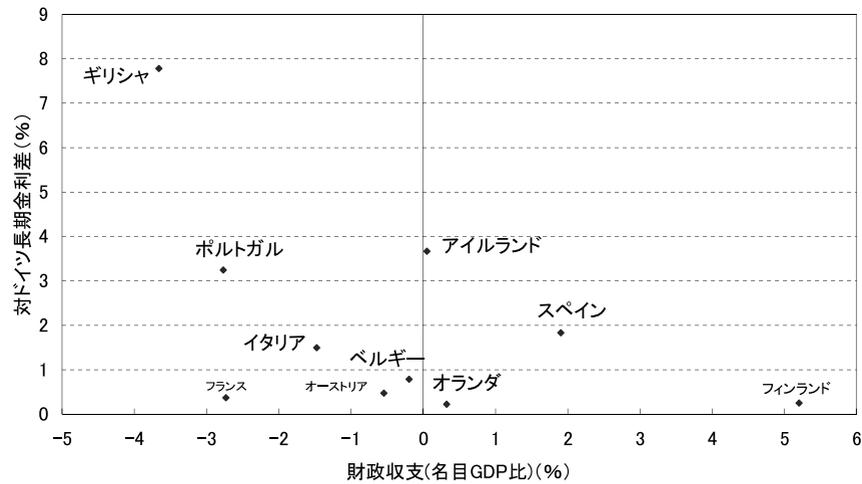
(3) シグナルアプローチによる有効性の確認

さて、これまで観察してきた各先行指標をシグナルアプローチの枠組みで処理してみよう。シグナルアプローチは、先行指標に一定の閾値を設けて、これを超える異常な動きが生じた時にシグナルが点灯したと見なし、通貨危機の早期警戒指標とするものである。そのため、この閾値の設定水準によりシグナル点灯の頻度が左右されることになる。閾値を低くとればシグナルは敏感になるもののノイズも多くなる一方、閾値を高くとれば真のシグナルを見逃す可能性も高まる。過去の研究例ではノイズとシグナルの比率を最小にするように閾値が設定されているが、本稿では簡便性を優



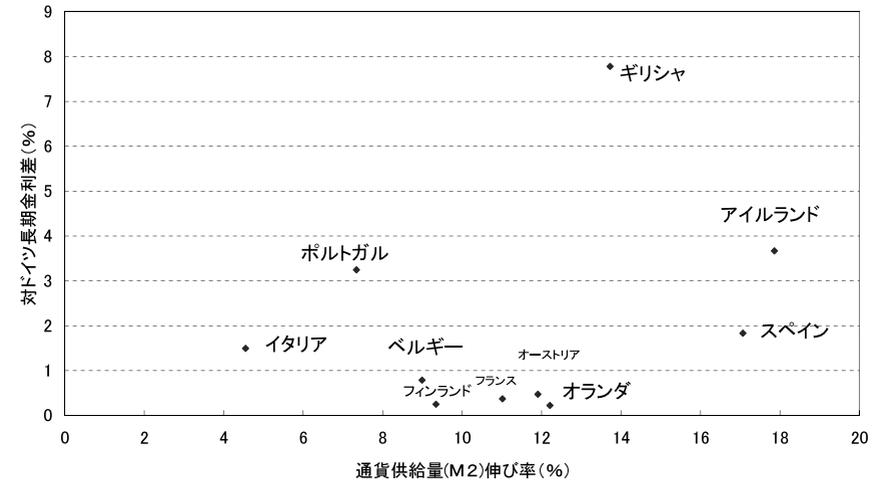
(注1) 実質実効為替レート上昇率は2008年1月/1999年1月
 (注2) 対独長期金利差は2010年4～11月の平均

図11 実質為替レートの上昇率と対独長期金利差の関係



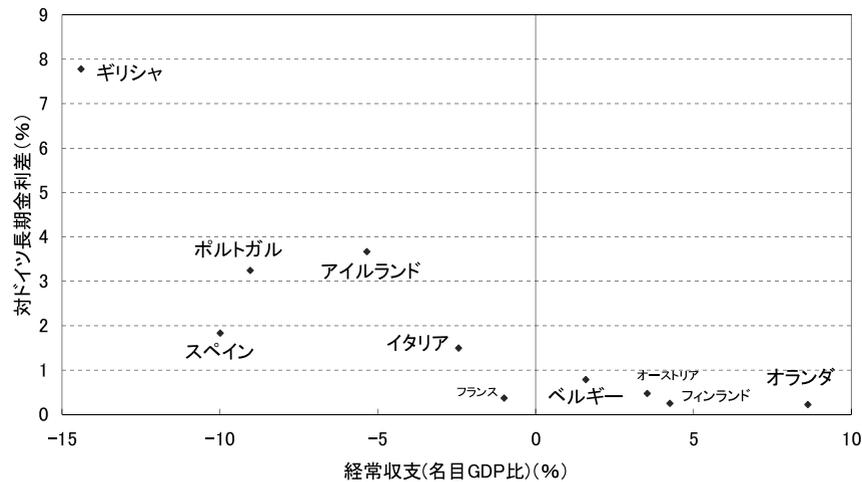
(注1) 財政収支(名目GDP比)は2007年
 (注2) 対独長期金利差は2010年4~11月の平均

図12 財政収支（名目 GDP 比）と対独長期金利差の関係



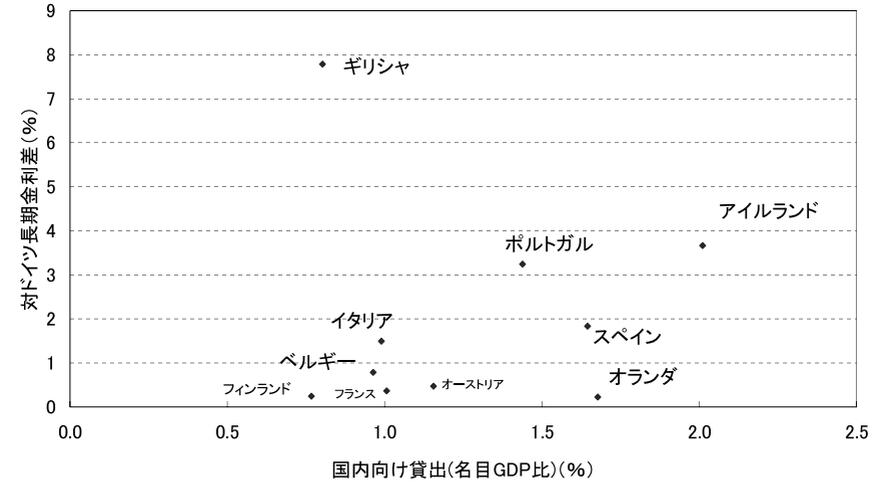
(注1) 通貨供給量(M2)伸び率は2007年平均
 (注2) 対独長期金利差は2010年4~11月の平均

図14 通貨供給量（M2）伸び率と対独長期金利差の関係



(注1) 経常収支(名目GDP比)は2007年
 (注2) 対独長期金利差は2010年4~11月の平均

図13 経常収支（名目 GDP 比）と対独長期金利差の関係



(注1) 国内向け貸出(名目GDP比)は2007年
 (注2) 対独長期金利差は2010年4~11月の平均

図15 国内向け貸出（名目 GDP 比）と対独長期金利差の関係

表2 先行指標のシグナル点灯状況

	Austria	Belgium	Finland	France	Germany	Greece	Ireland	Italy	Netherlands	Portugal	Spain
実質為替レート（前年比）											
2005						*	*				*
2006							*			*	*
2007							*				*
2008							*				*
2009		*	*						*		
財政赤字収支（対名目 GDP 比）											
2005											
2006											
2007											
2008						*	*				
2009						*	*				
経常収支赤字（対名目 GDP 比）											
2005										*	
2006						*				*	
2007						*				*	
2008						*				*	
2009						*				*	
通貨供給量（前年比）											
2005						*	*				*
2006						*	*				*
2007	*					*	*				*
2008			*			*					*
2009						*		*			*
国内向け貸出（対名目 GDP 比）											
2005							*		*		
2006							*				
2007							*				
2008							*				
2009							*		*		

(注) 判定基準：ユーロ圏平均+標準偏差×1.5を当該年中に一度でも超えればシグナル点灯とみなした

先し、かつ、ユーロ圏内での各国の相対的なファンダメンタルズ悪化を抽出するという観点から、各先行指標につき「ユーロ圏平均値+1.5×標準偏差」を超えた場合をシグナルとみなすことにする。表2には2005年以降のシグナル点灯状況を指標別・国別に示している。これによれば、単一の指標により今回の危機国を全て予測できるほどの精度があるわけではなく、また危機が生じていない国でもシグナルが出るといった難点はあるものの、各指標のいずれかが各国の危機を概ね予測できており、一応の目安になることがわかる。

(4) 時系列データを用いたプロビットモデルによる分析

以上、定性的な先行指標の観察に加え、シグナルアプローチでの定量的な処理により、今回注目した各先行指標は一定の有効性を持っていることを確認した。以下では、もう一つの代表的分析手法であるプロビットモデルによる分析を行うことにより各先行指標の有効性を別の角度から検証することにしたい。もっとも、過去の先行指標分析では、サンプル国数を多く確保した上で、クロスカントリーあるいはパネルデータを用いた分析が主流である。本稿では対象をユーロ圏内諸国に限定していることから、個別の問題国ごとに時系列データを用いた分析を行うことにする。当然サンプル依存性の問題はあるものの、個別国の特異性に注目するという視点からは一定の意義はあろう。

まず、被説明変数については、問題国の対独長期金利差が目立って拡大し始めた09年10月以降を1、それ以前を0とする2値指標を作成した。また、ユーロ導入以前に対独格差が09年10月以降並みに拡大していた期間も1と置いた。この期間においては危機が生じていたわけではないが、ドイツとの金利格差を生じさせるファンダメンタルズ要因を確認するという観点から上述のようにした。

説明変数については、先にみた実質為替レート（水準）、経常収支（季節調整済み実額）、通貨供給量（前年比）、国内向け信用（名目GDP比）を用いる。データ頻度確保のため月次ベースで推計を行うことにしたため、財政収支は除外している。また、国内向け信用には直線補間により月次化したGDPを用い、アイルランドの経常収支は四半期統計のみであるため、代理変数として貿易収支を使用した。表3～6にプロビットモデル推計の出力結果（ギリシャ、アイルランド、ポルトガル、スペイン）を示す。全体としての推計パフォーマンスは必ずしも良好とはいえないものの、本稿で注目した先行指標は概ね統計的な有意性を示しており、危機を予測する上でこうした指標に注意を払う意義は確認できたものと思われる。図16～19には、内挿予測ではあるが、推計されたモデルによる危機発生確率のグラフを示している。

表3 ギリシャについてのプロビットモデル推計結果

Dependent Variable: GR
 Method: ML-Binary Probit (Quadratic hill climbing)
 Sample (adjusted) : 1999M01 2010M09
 Included observations: 141 after adjustments
 Convergence achieved after 6 iterations
 Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
CUR_GR_SA (-24)	-0.050011	0.021463	-2.330124	0.0198
REE_GR (-24)	0.092717	0.042533	2.179873	0.0293
C	-10.40240	3.975112	-2.616882	0.0089
Mc Fadden R-squared	0.287652	Mean dependent var	0.234043	
S.D. dependent var	0.424908	S.E. of regression	0.337756	
Akaike info criterion	0.817752	Sum squared resid	15.74294	
Schwarz criterion	0.880492	Log likelihood	-54.65153	
Hannan-Quinn criter.	0.843247	Restr. log likelihood	-76.72022	
LR statistic	44.13739	Avg. log likelihood	-0.387600	
Prob (LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	108	Total obs	141	
Obs with Dep=1	33			

(注) CUR_GR_SA は季節調整済経常収支、REE_GR は実質実効為替レート、カッコ内はラグ月数

表4 アイルランドについてのプロビットモデル推計結果

Dependent Variable: IR
 Method: ML-Binary Probit (Quadratic hill climbing)
 Sample (adjusted) : 1992M09 2010M09
 Included observations: 217 after adjustments
 Convergence achieved after 13 iterations
 Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
REE_IR (-24)	0.305361	0.048502	6.295880	0.0000
TRBL_IR (-24)	-2.96E-06	4.85E-07	-6.096287	0.0000
C	-25.24525	3.989073	-6.328601	0.0000
Mc Fadden R-squared	0.638759	Mean dependent var	0.304147	
S.D. dependent var	0.461109	S.E. of regression	0.266473	
Akaike info criterion	0.471497	Sum squared resid	15.19568	
Schwarz criterion	0.518224	Log likelihood	-48.15743	
Hannan-Quinn criter.	0.490373	Restr. log likelihood	-133.3113	
LR statistic	170.3076	Avg. log likelihood	-0.221924	
Prob (LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	151	Total obs	217	
Obs with Dep=1	66			

(注) REE_IR は実質実効為替レート、TRBL_IR は季節調整済貿易収支、カッコ内はラグ月数

表5 ポルトガルについてのプロビットモデル推計結果

Dependent Variable: PT
 Method: ML-Binary Probit (Quadratic hill climbing)
 Sample (adjusted) : 2002M01 2010M09
 Included observations: 105 after adjustments
 Convergence achieved after 9 iterations
 Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
CUR_PT_SA (-12)	-1.187533	0.450402	-2.636605	0.0084
M2_PORTUGAL (-24)	0.969610	0.324467	2.988318	0.0028
REE_PT (-12)	1.050373	0.562806	1.866315	0.0620
C	-130.0901	60.50098	-2.150215	0.0315
McFadden R-squared	0.819364	Mean dependent var		0.219048
S.D. dependent var	0.415585	S.E. of regression		0.182178
Akaike info criterion	0.266111	Sum squared resid		3.352070
Schwarz criterion	0.367215	Log likelihood		-9.970847
Hannan-Quinn criter.	0.307080	Restr. log likelihood		-55.19849
LR statistic	90.45529	Avg. log likelihood		-0.094960
Prob(LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	82	Total obs		105
Obs with Dep=1	23			

(注) CUR_PT_SAは季節調整済経常収支、M2_PORTUGALは通貨供給量、REE_PTは実質実効為替レート、カッコ内はラグ月数

表6 スペインについてのプロビットモデル推計結果

Dependent Variable: SP
 Method: ML-Binary Probit (Quadratic hill climbing)
 Sample (adjusted) : 2002M01 2010M09
 Included observations: 105 after adjustments
 Convergence achieved after 7 iterations
 Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
CUR_SP_SA (-24)	-0.106621	0.033905	-3.144719	0.0017
M2_SPAIN (-24)	0.402806	0.182858	2.202837	0.0276
C	-14.68977	5.112727	-2.873176	0.0041
McFadden R-squared	0.800754	Mean dependent var		0.219048
S.D. dependent var	0.415585	S.E. of regression		0.179257
Akaike info criterion	0.266630	Sum squared resid		3.277585
Schwarz criterion	0.342457	Log likelihood		-10.99808
Hannan-Quinn criter.	0.297357	Restr. log likelihood		-55.19849
LR statistic	88.40083	Avg. log likelihood		-0.104744
Prob (LR statistic)	0.000000			
Obs with Dep=0	82	Total obs		105
Obs with Dep=1	23			

(注) CUR_SP_SAは季節調整済経常収支、M2_SPAINは通貨供給量、カッコ内はラグ月数

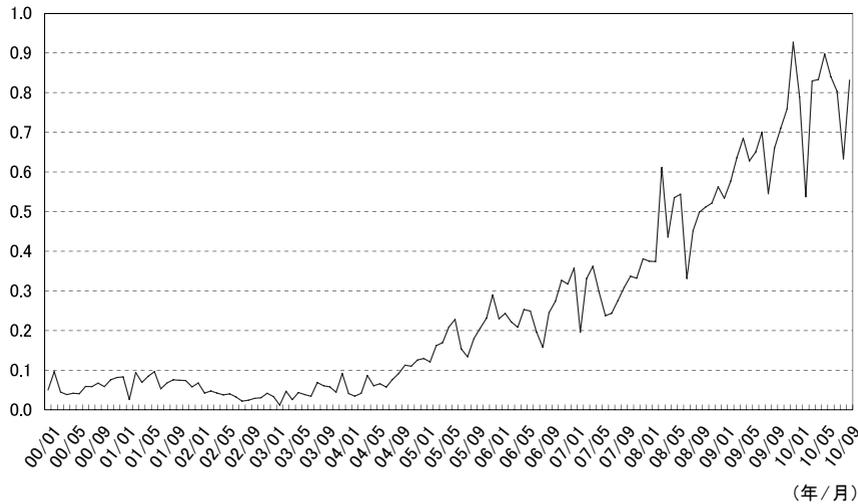
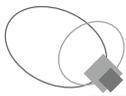


図 16 ギリシャの危機発生確率

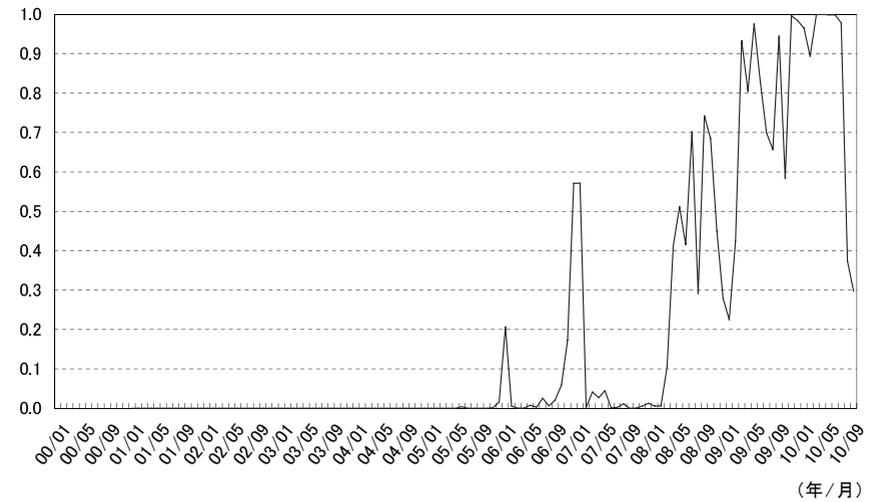


図 18 ポルトガルの危機発生確率

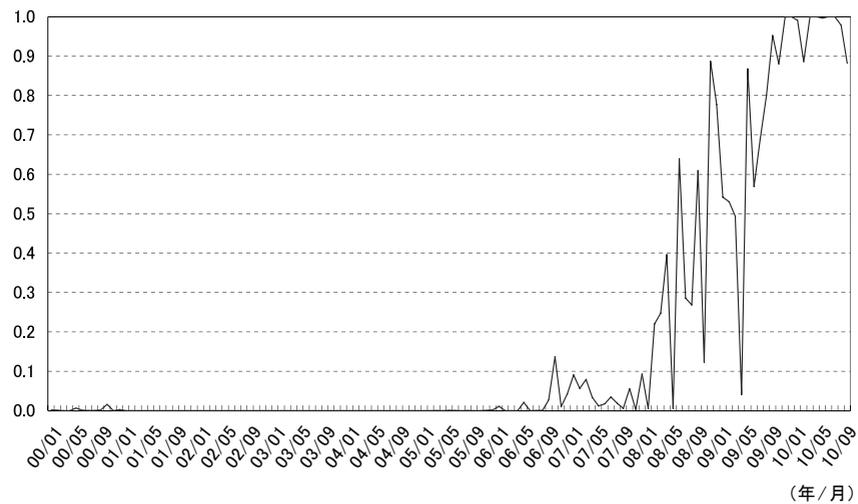


図 17 アイルランドの危機発生確率

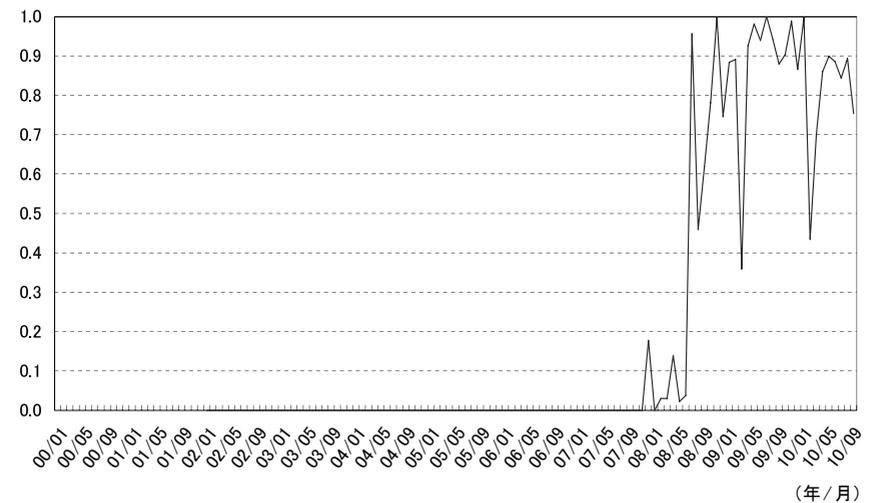


図 19 スペインの危機発生確率

4. 総括

(1) ギリシャ・ポルトガルとアイルランド・スペインで異なる構図

以上みたように、本稿で注目した先行指標は今回の財政危機予測に際して一定の有効性を示した。今回の危機に先立ち、ギリシャ・ポルトガルについては財政赤字が持続していたこと、問題国共通の状況として割高な実質為替レート推移が持続していたこと、対外バランスも赤字基調で推移していたことなどから、今回の欧州危機は第1世代の伝統的な通貨危機理論の枠組みにより解釈することができるように思われる。第2世代型は、ファンダメンタルズが良好であっても何らかの理由で市場の期待が突然シフトして通貨危機を引き起こすというものであり、第3世代型では「危機の伝染」が強調されているが、今回問題となった諸国ではファンダメンタルズの悪化が相応にみられたこと、また「伝染」が危惧されている諸国でもファンダメンタルズ面で問題を抱えていることから、あえて第2・第3世代の理論を持ち出す必要性は乏しいと思われる。

次に指摘されるべきは、今回問題国とされた諸国の危機に至る経緯は一樣ではなく、ギリシャとポルトガルは財政に問題を抱えていた一方、アイルランドとスペインは銀行部門に脆弱性が存在したという相違があったものの、結局は資金繰りをカバーするだけの国内貯蓄が欠如していたこと（＝経常収支赤字）が財政不安を生じさせたと思われることである。すなわち、ギリシャとポルトガルは、ユーロ圏への参加が認められた後、欧州委員会から一層の財政健全化努力を求められながらも、目標達成に失敗してきたという経緯がある。背景には、ギリシャでは肥大した公務員の人件費や年金給付が財政支出を膨らませたほか、ポルトガルは硬直的な労働市場などの問題から経済の効率化が遅れ、中東欧の新興諸国にキャッチアップを許したため経済成長が停滞したなどの事情があったようである。

一方アイルランドとスペインは、リーマンショック以前の段階においては財政健全化を達成していたという点で、明らかにギリシャやポルトガルとは異なるものの、両国においては住宅バブルの発生を背景に銀行貸出が急増しており、バブルの崩壊後は銀行の不良債権処理コストが財政を圧迫する要因になった。この意味では、両国に関してはいわゆる「双子の危機」

の枠組みがあてはまると思われる。最終的には、脆弱性の所在が政府部門か民間部門かという相違はあったにせよ、ひとたび経済がバブルの崩壊などで危機的状況に陥れば、結局は政府財政の大幅悪化につながってしまうため、それをカバーするに足る国内貯蓄の有無が財政危機に至るかどうかの分かれ目になった。この意味で、不均衡指標としての経常収支は特に重要であるということになろう。

経済理論的には、経常収支黒字／赤字は当該国民が異時点間の最適化を行った結果であるが、現実には、大幅な経常収支赤字を放置した場合、将来の混乱への圧力を蓄積する、というのが今回の危機からの教訓のひとつではないかと思われる。この点からすれば、いわゆる「グローバル・インバランス」の縮小を念頭に置きつつ、経済安定化の手段のひとつとして経常収支（対名目GDP比）を相互に監視し、マクロ政策運営上の参照指標としてみていくことには一定の意味があるように思われる。

(2) 経済収斂、財政状況に対する示唆

今回の欧州財政危機は、経済収斂が不十分なまま通貨統合を進めることの問題点を改めて浮き彫りにしたように思われる。先の分析でもみたように、インフレ率格差が残存する中で通貨・金融政策を一本化した場合、対外的には割高な実質為替レート、国内的には低めの実質金利をもたらす、結果的に不均衡が蓄積される。このことが今回のような大幅な調整圧力につながり、経済の不安定化要因になったということであろう。インフレ率格差の背後には、労働コスト格差があるわけであるが、こうした指標により収斂の不十分さを政策当局や市場参加者が正しく認識していれば、何らかの政策対応がなされるなり、マーケットの行き過ぎが回避されるなりしたはずであろう。その意味で、とりわけ通貨統合を今後も推進していく欧州においては、本稿で注目した諸指標を用いて経済収斂の度合いを常時監視していくことが、今回のような危機を事前に回避して経済の安定化につなげるという意味でも、通貨統合を円滑に進めるという意味でも、重要ではないかと思われる。

また、今回の危機に先立って、各国の対独長期金利差が一様にゼロ近くまで縮小するという状況もまた、その後の市場変動を増幅したのではないかと思われる。少なくともポルトガルやギリシャにおいては財政健全化が

順調に進んではいなかったことからすれば、本来なら一定のリスクプレミアムが上乘せられて然るべきであった。にもかかわらず、対独金利差が消滅したのは、投資家の過度なリスクテイク行動に加え、「仮にギリシャやポルトガルに財政問題が生じたとしても、コア国、もしくはEUによる支援が行われるのではないか」という暗黙の期待が市場において醸成されていた可能性が考えられる（この点は、ギリシャ支援策がまとまるまでの経緯において、ドイツなどが財政支援策に対して消極的なスタンスを表明した際に市場が不安定化したという事実が傍証になろう）。仮に市場で両国の財政健全化の遅れが正しく認識され、相応の債券価格形成が行われていれば、財政規律の緩みや行き過ぎた市場変動も回避できた可能性はある。その意味で、財政指標を注視していくことはやはり有用であるように思われる。

(3) 日本の財政問題との関連

今回の欧州財政危機に伴い、日本の財政状況もまた深刻であることから、「欧州の状況に対岸の火事とせず、日本もこれを教訓として財政健全化に真剣に取り組むべき」という主張が強まったように見受けられる。その一方で、国債の保有構造や経常収支の状況の相違などを強調し、「日本とギリシャを同一視すべきでない」とする見方もまた根強いようだ。

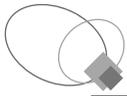
本稿での分析で有効性が確認された各種先行指標分析を日本に適用した場合、デフレが継続していることから実質為替レートは割高にはなっておらず、経常収支は黒字基調を維持、銀行貸出や通貨供給量は低い伸びにとどまっていることから、財政状況が深刻であることを除けば、欧州で生じたような危機の兆候はほとんど出ていないということになる。この点からは、日本の財政危機が将来起きるとしても、差し迫ったものではないということは言えるだろう。

もっとも、将来のいずれかの時点で経常収支が赤字基調に転化すれば、少子高齢化のもとで膨張し続ける社会保障費をまかなうため国債消化を海外資金に依存せざるを得なくなる可能性はある。その場合、財政赤字ファイナンスのための通貨供給増加→インフレ率上昇という事態に陥る可能性も排除はできず、今回の欧州危機におけるギリシャやポルトガルと同様の構図になる。経常収支黒字というバッファの存在に安住して財政健全化

努力を怠ることは将来の財政危機を引き起こす可能性を高めることにつながる点には留意が必要であろう。

【参考文献】

- ・ Edison, H. "Do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of An Warning System." International Finance Discussion Papers. Board of Governors of the Federal Reserve System, 2000, No.675.
- ・ Eichengreen, B.; A.K. Rose.; C. Wyplosz. "Contagious Currency Crises." N.B.E.R. Working Paper. 1996, #5681.
- ・ Flood, R.; P. Garber. Collapsing Exchange Rate regimes: Some Linear Examples. Journal of International Economics. 1984, 17, pp.1-13.
- ・ Frankel, J. A. Rose, "Currency Crashes in Emerging Markets : An Empirical Treatment. Journal of International Economics. 1996, 41, pp. 351-66.
- ・ International Monetary Fund. Early Warning System Models : The Next Steps Forward. Global Financial Stability Report. March 2002, Chapter IV, pp.46-64.
- ・ Kaminsky, G.; C. Reinhart. The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. International Finance Discussion Paper. 1998, No. 544.
- ・ Kaminsky, G. ; S. Lizondo. ; C. Reinhart. Leading Indicators of Currency Crises. IMF Staff Papers. 1998, 45, pp. 1-48.
- ・ Krugman, P. A Model of Payments Crises. Journal of Money, Credit, and Banking. 1979, 11, pp. 311-325.
- ・ Obstfeld, M. Rational and Self-Fulfilling Balance of Payments Crises. American Economic Review. 1986, 76, pp. 72-81.
- ・ Obstfeld, M. The Logic of Currency Crises. N.B.E.R. Working Paper. 1994, # 4640.
- ・ Obstfeld, M. Models of Currency Crises With Self-Fulfilling Features. European Economic Review. 1996, vol.40, pp.1037-47.



-
- ・ 矢野順治. “通貨危機の予測.” 開発金融研究所報. 国際協力銀行, 2002, p.64-92.
 - ・ 矢野順治. “通貨危機.” 国際金融理論. 藤田誠一, 小川英治編著. 有斐閣, 2008, p.179-215.
 - ・ 伊藤隆敏, 織井啓介. 通貨危機の予知と予防. フィナンシャル・レビュー. 2006, 第81号, p.177-200.