

### 付注3-1 金利体系を調整した国債利回り

国債利回りの構成要素は、①短期金利の将来予測値部分と、②財政リスク（信用リスク）プレミアムや流動性リスクプレミアム等のリスクプレミアム部分から構成されるため、各国国債でその水準は異なっている。高格付国の場合、財政リスクプレミアムが低いことから、前者の短期金利の将来予測値部分による影響がほとんどであり、景気動向や物価等を映じた政策金利の水準とその先行き見通しの違いが、各国利回りの基本的な違いとなっている。例えば、我が国とアメリカでは、最近の政策金利は0%近傍で同程度であるが、潜在成長率やインフレ率の違いにより、政策金利の引上げ時期はアメリカの方が早いと多くの金融市場参加者が見ていることから、10年国債利回りは、我が国が概ね1.0%である一方、アメリカは概ね2.0%となっている。

各国比較をする場合には、通貨毎にインフレ率、経済成長率等の実体経済の違いから政策金利の見通しが異なり、イールドカーブの水準、形状が異なるため、「同一通貨建て」のソブリンCDSスプレッドや、「同一通貨建て」の金利体系に変換した国債利回りを見る必要がある。

ここでは、金融市場が評価するリスクプレミアムとして、各国国債利回りをドルの金利体系に変換したレートから、リスクフリーレートとみなすアメリカ国債利回りを差し引いた「対米債スプレッド」を用いる。ただし、この金利体系を調整した国債利回りの比較は、金融市場が評価するアメリカ国債対比のリスクプレミアム（対米債スプレッド）と言えるものの、財政リスク、流動性リスク、銀行の信用リスク、通貨への信認、投資家のホームバイアス等の多様な要因から成り立っているものであることに留意する必要がある。

我が国国債利回りの円金利体系からドル金利体系への変換は、①スワップ取引により、邦銀の円資金調達レート（円金利スワップ）と邦銀のドル資金調達レートを交換した後、②邦銀によるドル資金調達レートから、国債の邦銀対比での信用力の高さ（対円金利スワップスプレッド）を差し引いて計算される（図表1（1））。実際の金融実務では、①クロスカレンシーアセットスワップ（ベーススワップ<sup>1</sup>と円金利スワップ<sup>2</sup>）により、ドル建ての変動金利にした後、②ドル金利スワップにより固定金利化する<sup>3</sup>（図表1（2））。

これにより、アメリカ国債利回りとの比較が可能になる（アメリカ国債利回りとの差が対米債スプレッド）。我が国国債の円金利体系における利回りは短期金利の将来予測

注 (1) ベーススワップは、スタート時とエンド時に異なる通貨を交換し、期中とエンド時に変動金利（3カ月物LIBORが一般的）を交換する取引。取引事例（クロスカレンシーアセットスワップ等）や為替スワップとの裁定関係などの詳細は、天達・馬場（2007）を参照。  
 (2) 金利スワップは、期中とエンド時に変動金利（3カ月物LIBORが一般的）と固定金利を交換する取引。  
 (3) 為替スワップを使って直接米ドル金利化することも考えられるが、為替スワップはベーススワップ対比でレート変動が激しいことから、ここではベーススワップを使って算出した。

値部分が低水準にあることから低く、リスクプレミアムは小さい。しかし、ドル金利体系に変換した我が国債利回りはアメリカの短期金利の将来予測値部分の水準が高いことから高くなり、リスクプレミアムも大きくなる。

米ドル建ての国債利回りに変換する際に、邦銀によるドル資金調達レートから、円金利体系における邦銀対比での信用力の高さ（対円金利スワップスプレッド）を差し引くため、ドル金利体系における我が国銀行の平均的なリスクプレミアムを全て除去できない可能性がある。なお、この銀行の平均的なリスクプレミアムは、その国の金融システムのリスクプレミアムを示すと考えられる。仮に金融システムが問題を抱えても公的資金注入等により金融システム不安を抑えることが可能であり、この点で財政出動の余力が大きければ、その国の金融システムのリスクプレミアムは小さくなると考えられる。

こうして計算された対米債スプレッドは、ソブリンCDSスプレッドとある程度似た動きをしている（図表1（3））。また、リスクプレミアムを表す対米債スプレッドの推移を見ると、第3章1節で述べたソブリンCDSスプレッドの特徴と同様のことが言える。すなわち、平穏な時期と急激に変化する時期があること、我が国の対米債スプレッドは、リーマンショック以降、拡大していることなどである（図表2）。

対米債スプレッドは財政リスクプレミアム以外の要因を含むものであるが、参考として、財政のファンダメンタルズとどのような関係にあるかを見る。財政のファンダメンタルズを市場が認識して、それが対米債スプレッドにも織り込まれると考えられる。

まず、財政リスクプレミアムは何によって決まるのかを考える。財政リスクとは、ある国の国債がデフォルトするリスクであるから、国債がデフォルトする確率に影響を与えるものが基本的な決定要因と言える。

国債のデフォルトリスクに最も直接的に影響するものは、政府債務残高である。政府債務残高が大きければ、それだけデフォルトが生じやすいと考えられる。また、財政収支が赤字化すれば政府債務残高も増加するので、財政赤字も重要な決定要因である。政府債務残高と財政収支は、政府の予算制約式を通じて表裏の関係にある。政府の予算制約式とは、政府が何かに支出するためには何らかの収入がなければならず、一時的に財政赤字が発生し、債務を負うことがあっても、中長期的には、収支相償う必要があるということである。仮に、現在、債務を負っていれば、将来的にはそれを返済するために財政収支を黒字化する必要がある。したがって、政府債務残高は、将来の財政収支の合計に等しい。理論的にはこの予算制約式が満たされないと、デフォルトの危険が高まる。将来の財政収支の見通しに変化しない時に、政府債務残高が膨張したり財政収支が赤字となったりすると、この予算制約式が満たされないことになる。

一方、政府債務残高や財政赤字が増加しても、国内民間貯蓄が潤沢にあれば、新たに発行される国債を国内で円滑に消化することができる。これは、潤沢な国内民間貯蓄は国債利回りの低下として現れるため、利回りが低下すれば、利払費の抑制を通じてデ

フォルトの可能性は低くなる（ややテクニカルに言えば、政府の予算制約式において、将来の財政収支を割り引く金利が低下するため、政府債務残高や財政赤字が増加しても予算制約式は満たされやすくなる）ことによる。以上のことから、国内民間貯蓄も財政リスクプレミアムの基本的な決定要因と言えよう。

さらに、現在の政府債務残高に対して、「政府がどれだけ歳入を増やすことが可能か（財政限界<Fiscal limit>）」ということも、政府が予算制約式を満たすことができるかどうかに影響する。このような財政限界（Fiscal limit）を規定する要因として、ここでは経済成長率と国民負担率を見る。経済成長率が高ければ租税等の歳入が増加するので、国債がデフォルトする確率も低くなると一般的に考えられている。国民負担率については、見方によって2つの相反する影響が考えられる。現在の国民負担率が低ければ、それだけ将来増税する余地が大きいと考えられるので、デフォルトしにくいと期待することもあり得る。しかし、どこまで増税するかは国民の選好（国民の増税に対する許容度や理解）や政治的意思にも依存するので、現在の国民負担率が低いことが増税しないという国民の選好や政治的意思を表すものと解釈されれば、低い国民負担率はむしろデフォルトリスクが高いと認識されるかもしれない。いずれにしろ、経済成長率と国民負担率は、財政収支の改善の見通しを通じて市場で認識されるデフォルトの確率に影響を与える。なお、これと同様に将来の政府支出の見通しもデフォルトの認識に影響を与える。特に、先進国で高齢化が進む中、社会保障給付費の動向は重要であろう。

以上のような要因が、財政リスクプレミアムの基本的な決定要因であるファンダメンタルズであると考えられるが、対米債スプレッドに含まれる金融市場が評価する財政リスクプレミアムは、こうしたファンダメンタルズに金融市場がどのように反応するかによって決定される。金融市場が評価する財政リスクプレミアムは、平均的にはファンダメンタルズの動きに沿って形成されると考えられるが、ある時にはファンダメンタルズの変化にほとんど反応しないこともあるだろうし、逆に、過剰に反応することもあるだろう。また、時と場合によって、ファンダメンタルズの中でもある要因は重視されるが、別の要因は重視されないということもあるだろう。そもそも、先に挙げた国民負担率の場合のように、ポジティブに反応するかネガティブに反応するかは市場の認識次第というものもある。

そこで、対米債スプレッドと、政府債務残高、国内民間貯蓄、実質GDP成長率、国民負担率、社会保障給付費との関係を利用して対米債スプレッドのうち財政ファンダメンタルズによって決定される部分を推計<sup>4</sup>し、それと実際の対米債スプレッドとの差分を計算した（図表3）。

注 (4) パネル分析の対象国は、オーストラリア、カナダ、ギリシャ、ドイツ、アイルランド、イタリア、ギリシャ、日本、ニュージーランド、ポルトガル、スペイン、スイス、スウェーデン、英国。  
推計式は以下の通り。ここで、SP：対米債スプレッド、G：実質GDP成長率、D：政府債務残高、S：国内民間貯蓄、H：国民負担率、SO：社会保障給付費とする。  

$$SP = C - 5.80G + 0.86D - 3.60S - 3.90H + 5.54SO$$

(-1.9)	(4.6)	(-3.1)	(-2.0)	(1.9)
--------	-------	--------	--------	-------

顕著な特徴を挙げると以下のとおりである。まず、2000年代前半にはすべての国の国債について、実際の対米債スプレッドは財政からの推計値よりも低い。これは金融市場の予想を含めたリスク認識が甘かった可能性を示唆している。

次に、リーマンショック後、対米債スプレッドが財政ファンダメンタルズから急激に乖離している。ギリシャやスペインではファンダメンタルズの悪化以上に対米債スプレッドが極端に拡大した。これは、金融市場が不安定化した時期に、金融市場がファンダメンタルズの悪化に対して従来以上に敏感になったことを反映している可能性がある。逆に、ドイツやオーストラリアについては、ファンダメンタルズはむしろ悪化した。実際の対米債スプレッドは急激に低下してマイナスとなった。これは、リーマンショックにより信用リスクが強く意識され「安全資産」需要が高まる中、これらの国のファンダメンタルズが相対的には良いという認識から質への逃避が生じたと考えられる。

最後に、我が国は、全期間を通じて、実際の対米債スプレッドが財政ファンダメンタルズからの推計値よりも低くなっている。すなわち、先にみたように日本国債の対米債スプレッドは現在でも必ずしも低くはないが、政府債務残高等のファンダメンタルズに基づけば、民間貯蓄過剰を考慮しても対米債スプレッドは潜在的には現在の水準にとどまらない可能性がある。

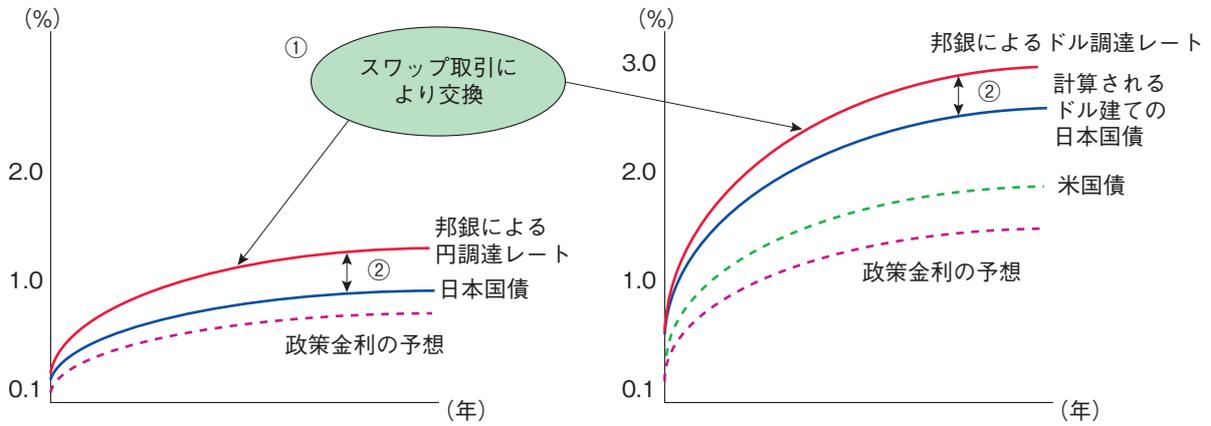
また、第3章1節でみたように、①緩和的な金融政策が継続されるとの見方が強いことや、②金融規制等により金融機関を中心に国債保有のインセンティブが高まっていることなどを受けて、良好な需給環境にあり、国債利回りが抑制されている面があるが、我が国の国債利回りの低位安定が必ずしも盤石なものでないことに十分留意するべきであろう。

このように、金融市場の評価は財政ファンダメンタルズと一対一に対応しているわけではない。逆に、我が国の財政運営にあたっては、こうした金融市場の変動のきっかけを理解して、金融市場の信認をうまくコントロールすることも考えられよう。例えば、中期的な財政再建に向けて歳出抑制や歳入増へコミットすることなどが市場へのシグナルとしてうまく機能すれば、利回りの変動を抑制することにつながる可能性がある。

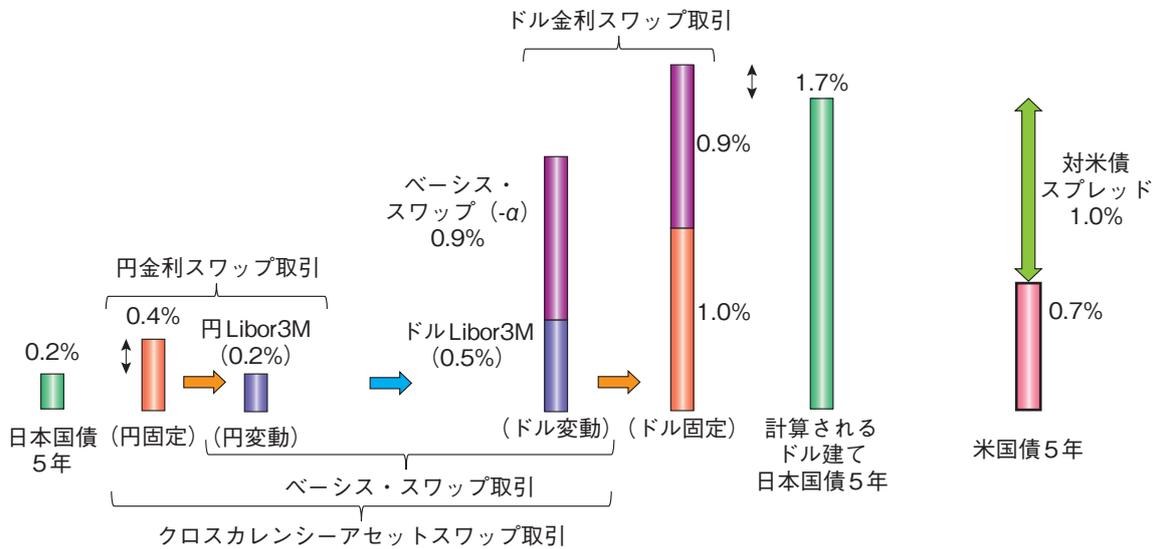
ただし、対米債スプレッドは財政リスク、流動性リスク、銀行の信用リスク、通貨への信認、投資家のホームバイアス等の多様な要因から成り立っているものであり、以上の分析は対米債スプレッドと財政のファンダメンタルズを単純に対比させたものであることに留意する必要がある。

図表1 対米債スプレッドの算出方法

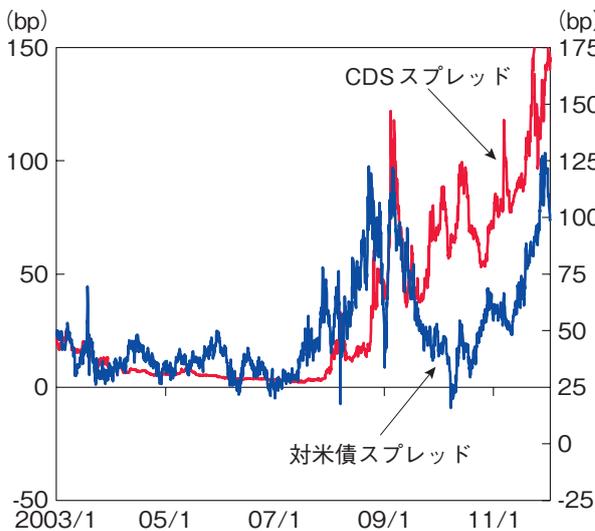
(1) スワップ取引による通貨間での金利交換のイメージ



(2) 実際の金融実務取引（2012年6月6日の場合）



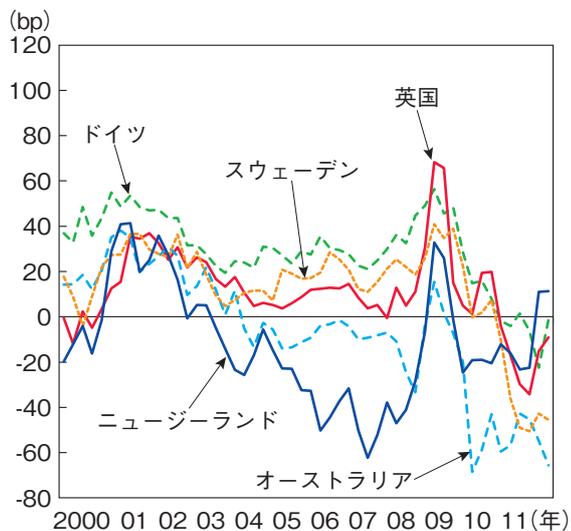
(3) ソブリンCDSスプレッドとの比較（日本国債）



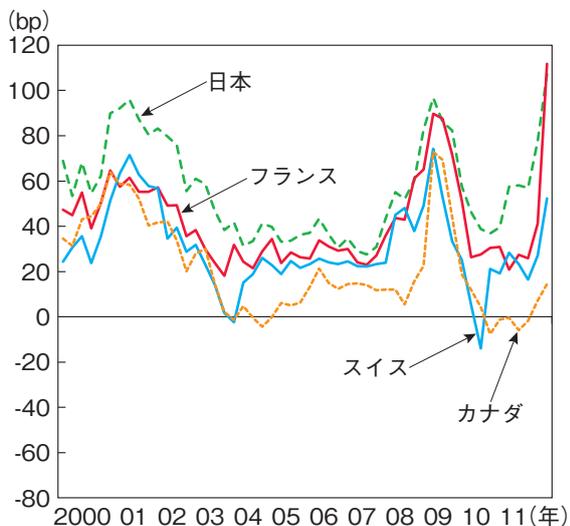
(備考) Bloombergにより作成。

図表2 対米債スプレッドの推移

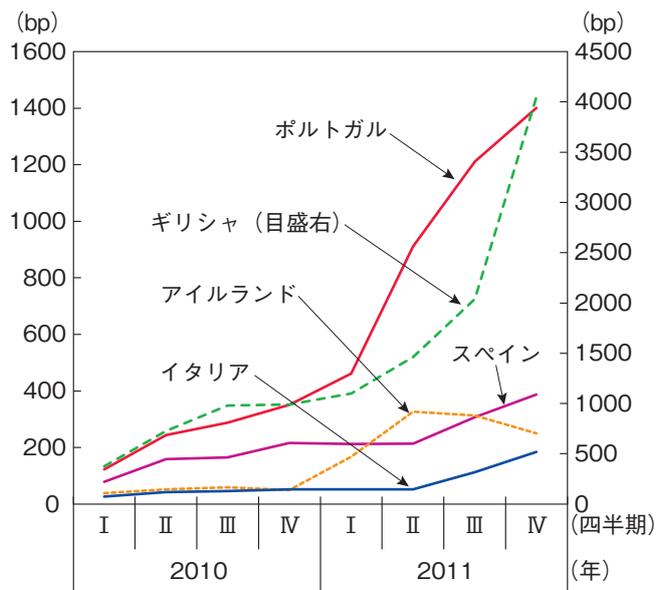
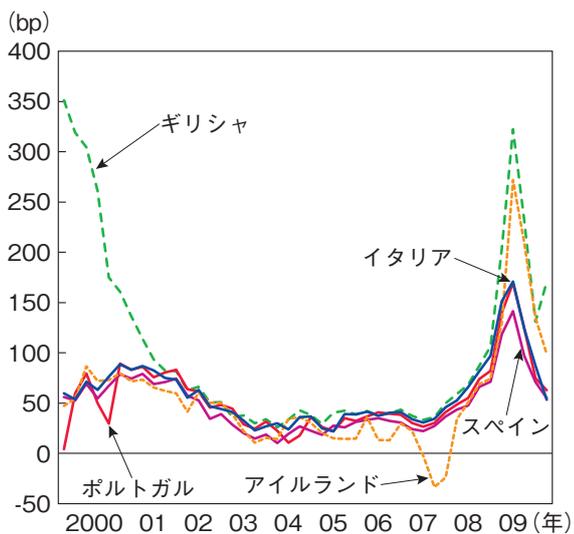
(1) 対米債スプレッド低水準国



(2) 対米債スプレッド中水準国



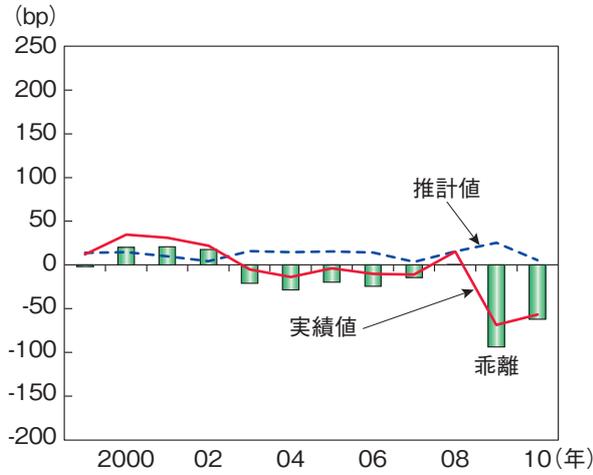
(3) GIIPS諸国（左図：1999年～2009年、右図：2010年～2011年）



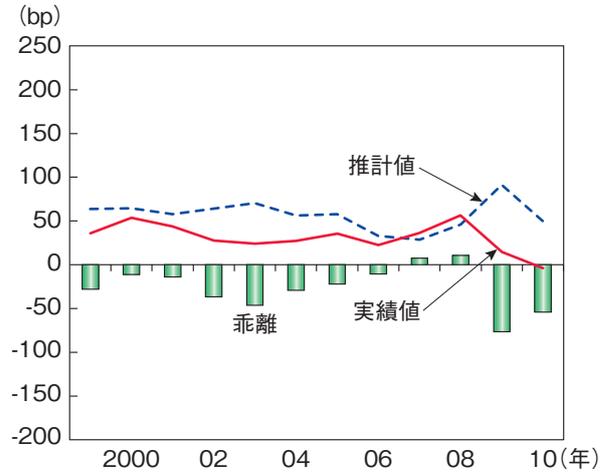
(備考) Bloombergにより作成。

図表3 対米債スプレッドの推計値と実現値

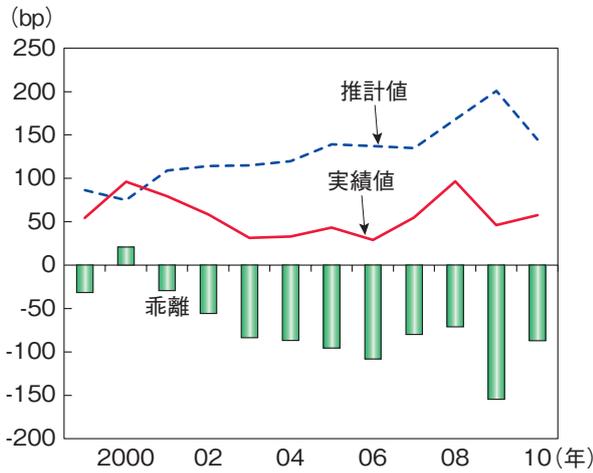
(1) オーストラリア



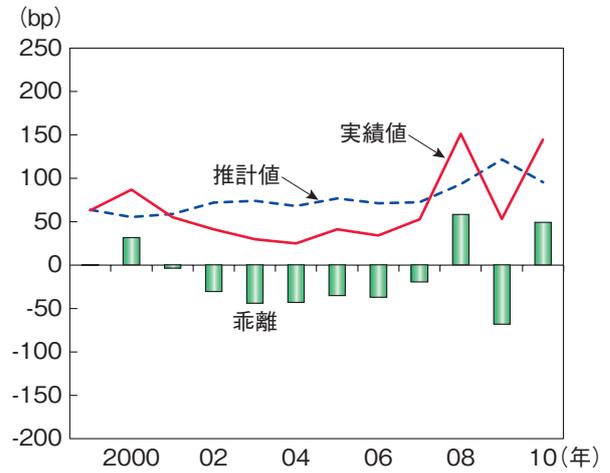
(2) ドイツ



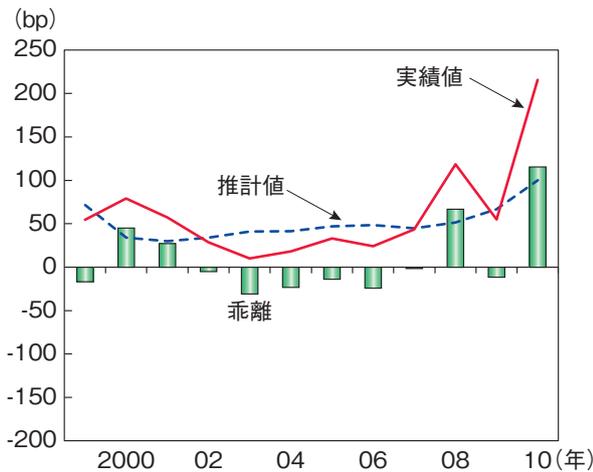
(3) 日本



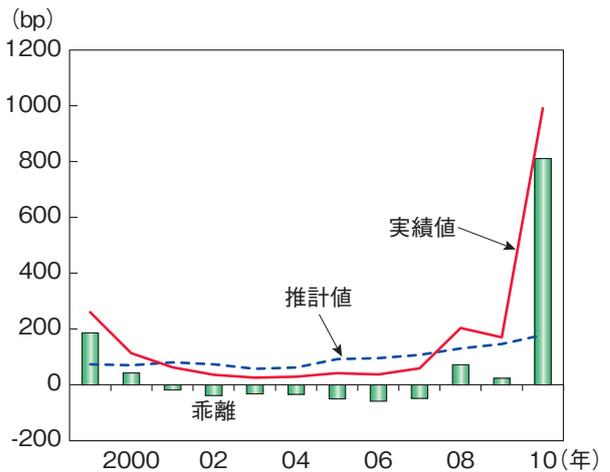
(4) イタリア



(5) スペイン



(6) ギリシャ



(備考)

1. Bloomberg, IMF “World Economic Outlook”, OECDstat により作成。
2. パネル分析の対象国は、データの取得が可能なオーストラリア、カナダ、ギリシャ、ドイツ、アイルランド、イタリア、ギリシャ、日本、ニュージーランド、ポルトガル、スペイン、スイス、スウェーデン、英国の計14か国。推計期間は1999年～2010年。
3. 推計式は以下の通り。ここで、SP：対米債スプレッド、G：実質GDP成長率、D：政府債務残高、S：国内民間貯蓄、H：国民負担率、SO：社会保障給付費とする。パネル推計にあたってはPooled OLSを採用し、欠損値がある場合は、前年の値で補完した。

$$SP = C - 5.80G + 0.86D - 3.60S - 3.90H + 5.54SO$$

(-1.9)\* (4.6)\*\*\* (-3.1)\*\*\* (-2.0)\*\* (1.9)\*

括弧内はt値「\*\*\*」「\*\*」「\*」はそれぞれ1%有意、5%有意、10%有意を示す。

付注

## 付注3-2 流動性ショック・シミュレーション

### 1. 考え方

GIIPS諸国のデフォルトを想定して、損失が生じた各国の銀行部門が対外与信を削減した場合に、国際金融ネットワークを通じた増幅により、どの程度与信が引き揚げられ、实体经济の下押し圧力となるか、BIS国際与信統計を用いて簡単な流動性ショック・シミュレーションを行った。

なお、統計上相互の資金取引を把握できる20か国に絞って検討した。

### 2. 分析方法

シミュレーションは、①GIIPS諸国向け与信を有する銀行は、毀損分と同額だけ対外与信を引き揚げ（削減額は与信の国別構成比に応じて按分）、②与信引揚げを受けた国の銀行部門も、引揚げを受けた分と同額だけ対外与信を引き揚げる（削減額は与信の国別構成比に応じて按分）ものとし、同様の操作を繰り返すという方法により行った。

具体的には、GIIPS諸国の公的部門向け与信の50%が毀損し、かつユーロ圏の銀行が対外与信を各々10%引き揚げた場合（削減額は与信の国別構成比に応じて按分）を想定した。ここで、GIIPS諸国の公的部門向け与信を有する各国銀行は、毀損分と同額だけ対外与信を引き揚げた場合（削減額は与信の国別構成比に応じて按分）を検討した。

なお、部門別詳細を報告していない国については、報告国銀行全体のGIIPS諸国向け与信に占める公的部門向け割合（ギリシャ28.6%、イタリア27.2%、アイルランド3.8%、ポルトガル15.2%、スペイン14.3%）を乗じ、按分した。

## 3. 結果

10回試行後の累積与信削減額（各国GDP比）は次のとおり。

国名	GDP比
オーストリア	-14.6
オーストラリア	-5.4
ベルギー	-18.5
カナダ	-4.2
スイス	-11.1
チリ	-7.6
ドイツ	-9.0
スペイン	-9.0
フランス	-8.0
英国	-23.0
ギリシャ	-7.6
アイルランド	-36.9
インド	-2.4
イタリア	-7.1
日本	-2.6
オランダ	-17.7
ポルトガル	-15.1
スウェーデン	-4.4
トルコ	-5.0
アメリカ	-4.8

### 付注3-3 構造的・循環的財政収支の推計について

#### 1. 構造的・循環的財政収支の推計方法の考え方

景気変動の影響を受ける（すなわち、自動安定化機能を持つ）歳入・歳出項目として、歳入面では、所得税、法人税、間接税、社会保障負担、歳出面では、雇用保険支出を取り上げ、景気循環要因を取り除いた構造的財政収支を推計する。

まず、経済がその潜在GDP水準を実現した際の財政収支には、景気循環要因はゼロであるとする。ここで用いる潜在GDPは、過去のトレンド的な労働量と資本量を投入して持続的に生産可能な値である。潜在GDPが実現されていると仮定した場合に、年度毎の税収及び政府支出がどのような値になるかを、現実の税収及び政府支出から、潜在GDPと現実のGDPの比率と、それぞれの税目及び政府支出についてのGDP弾性値を考慮して計算し、構造的財政収支を導出する。

構造的財政収支（推計値）

= トrend GDPに対応する歳入 - トrend GDPに対応する歳出

具体的には、

$$\frac{T_i^*}{T_i} = \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\alpha_i}, \quad \frac{G^*}{G} = \left(\frac{Y^*}{Y}\right)^{\beta}$$

各税目の収入を合計し、政府支出を引くと、

$$B^* = \sum T_i (Y^*/Y)^{\alpha_i} - G (Y^*/Y)^{\beta}$$

$B^*$ : 構造的財政収支
$T_i$ : 税目 <i>i</i> の政府収入
$T_i^*$ : 税目 <i>i</i> の構造的な政府収入
$Y$ : GDP
$Y^*$ : 潜在GDP
$G$ : 政府支出
$G^*$ : 構造的な政府支出
$\alpha_i$ : 税目 <i>i</i> のGDP弾性値
$\beta$ : 政府支出のGDP弾性値

なお、政府支出のGDP弾性値（ $\beta$ ）は雇用保険支出の循環的変動のみを反映すると考え、雇用保険支出のGDP弾性値を当該支出が政府支出に占めるウエイトでかけたものを用いている。雇用保険支出の政府支出全体に占めるシェアが非常に小さいことを踏まえると、政府支出のGDP弾性値は、概ねゼロと近似できる。

循環的財政収支は、現実の財政収支から構造的財政収支（推計値）を差し引くことで求められる。

$$\text{循環的財政収支} = \text{財政収支の実績値} - \text{構造的財政収支（推計値）}$$

## 2. 構造的財政収支の推計に必要な弾性値について

景気変動の影響を受ける歳出・歳入項目の実質GDP弾性値は、それぞれ以下の値を用いた。

	実質GDP弾性値
所得税	1.15
社会保障負担	0.64
法人税	1.75
間接税	1.00
政府支出	0

（注）上記の弾性値は、所得税については2011年度の制度、社会保障負担については2011年度の標準報酬月額表（9月の厚生年金保険料率引上げ後）に基づき試算した。

推計方法等は、西崎・水田・足立（1998）「財政収支指標の作り方・使い方」（エコノミック・リサーチNo.4、経済企画庁経済研究所編、1998年11月）、OECD（2000）“The size and role of automatic fiscal stabilizers in the 1990s and beyond, Economics Department Working Papers No.230”を参考にした。

なお、法人税収のGDP弾性値の推計にあたっては、OECD（2000）を参考に、所得税の課税ベースのGDP弾性値と法人税の課税ベースのGDP弾性値は、労働分配率と資本分配率で加重平均すると1になるとの前提をおいている。

### 付注3-4 Barro (1979, 1986a, b) における『課税平準化理論』の検定結果

#### 1. 理論的背景

Barro (1979, 1986a, b) における『課税平準化理論』においては、政府は課税による資源配分の歪みを最小化するように行動するので、政府の意思決定は課税によって生じる資源配分の歪みをコスト関数Cで表すと、

$$(1) \min E_t \sum_{j=0}^{\infty} \{1/(1+r)\}^j C(T_{t+j}/Y_{t+j}, Y_{t+j})$$

subject to

$$(2) B_t = (1+r)B_{t-1} + G_t - T_t$$

但し、 $Y_t \equiv t$ 期における実質GDP（以下添え字のtはt期を意味する）

$B_t \equiv$  実質国債発行残高

$r \equiv$  実質利子率

$E_t \equiv$  政府のt期における情報に基づく条件付期待値

$G_t \equiv$  国の実質一般支出（補正後ベース、除国債費、地方交付税）

$T_t \equiv$  政府の実質税収

と定式化される。ここでコスト関数Cは租税額 $T_t$ に関して凸な増加関数であるとする、

$$(3) C(T_t/Y_t, Y_t)/Y_t = a + (b/2)(T_t/Y_t)^2$$

（但し $a \geq 0$  及び  $b > 0$ ）となり、政府が $B_{t-1}$ 、 $Y_{t+j}$ 及び $G_{t+j}$ （但し $j \geq 0$ ）を所与として（1）式を（2）式の下で最小化するような税率を選択する限りにおいて、全てのjに対して

$$(4) E_t(T_{t+j}/Y_{t+j}) = T_t/Y_t$$

となる。以上の関係より、国債の実質残高の増額は

$$(5) B_t - B_{t-1} = (G_t - G_t^*) + [1 - (Y_t/Y_t^*)][rB_{t-1} + G_t^*]$$

但し、 $G^*$ 、 $Y^*$ は恒常的な国の実質一般支出及び実質GDPとする。すなわち、『課税平準化理論』の下で国債が増加するのは、国の実質一般支出が一時的に増加する場合と課税ベースである実質GDPが一時的に減少する場合である。国債の利払費 $rB_{t-1}$ が他の値に対して相対的に小さい場合には

$$(6) (B_t - B_{t-1})/Y_t = G_t/Y_t - G_t^*/Y_t^*$$

となる。ここで  $DB_t = B_t - B_{t-1}$  とすると、

$$(7) DB_t/Y_t = G_t/Y_t - G_t^*/Y_t^*$$

となり、この式をもとに以下の推計を行う。

## 2. 実証分析

### 2-1 推計式の定式化

(7) より

$$(8) DB_t/Y_t = \alpha(G_t/Y_t) + \beta(G_t^*/Y_t^*)$$

と推計式を導く。ここでは恒常的部分は過去の系列をHPフィルターで平滑化することによって算出した。

### 2-2 推計期間

1980年度～2010年度。

### 2-3 検定結果

(7) の理論式より (8) において  $\alpha = 1$ 、 $\beta = -1$  が成立するか否かを検定する。最小二乗法により①の推計結果が得られる。

#### ① $\alpha = 1$ 、 $\beta = -1$ の検定

	係数	t値	備考
$G_t/Y_t$	2.25	**3.71	$\alpha = 1$ は有意に棄却
$G_t^*/Y_t^*$	-1.81	** -2.96	$\beta = -1$ は有意に棄却できず

Adjusted R-squared	0.37
D.W.	0.53

(備考) \*\*は有意水準1%で、有意であることを示す。

以上より、 $\alpha = 1$ 、 $\beta = -1$  は有意に棄却できないが、D.W.が低い値となったために、t値が過大評価されている可能性がある。そこで (8) 式の差分形を

$$(9) \Delta(DB_t/Y_t) = \alpha\Delta(G_t/Y_t) + \beta\Delta(G_t^*/Y_t^*)$$

とし、最小二乗法で回帰すると、①'のように $\beta$ のt値及び決定係数が低い結果となった。

①' 差分型での回帰分析

	係数	t値		
$\Delta(G_t/Y_t)$	1.80	**4.96	Adjusted R-squared	0.47
$\Delta(G_t^*/Y_t^*)$	-0.16	-0.10	D.W.	2.05

(備考) \*\*は有意水準1%で、有意であることを示す。

## 2-4 単位根・共和分検定

ここで、(8)式 of 各説明変数、被説明変数が定常であるか否かを検定した上で、長期的に(8)式のような安定的な関係が成立するか否かを検定する。

まず、(8)式 of 各変数に対してAugmented Dickey-Fuller testを行うと、②のように $DB_t/Y_t$ 、 $G_t/Y_t$ には単位根が存在するという仮説を有意に棄却できず、各変数が非定常であるために「見せかけの相関」が存在している可能性を排除できない。

②各変数のAugmented Dickey-Fuller testの結果

変数	t値
$DB_t/Y_t$	-2.56
$G_t/Y_t$	-2.19
$G_t^*/Y_t^*$	** -4.83

③残差に関するAugmented Dickey-Fuller testの結果

変数	t値
$\mu_t$	-2.91

続いて(8)式を最小二乗法で回帰した残差 $\mu_t$ に対して単位根検定を行うと、③のように $\mu_t$ には単位根が存在するという仮説を有意に棄却できないことから(8)式のような共和分関係が成立していない。すなわち、我が国の財政赤字は課税平準化理論では説明できないことがわかる。④に実績値と理論値をそれぞれプロットしたが、両者の間には大きな乖離が見られることがわかる。

## ④債務残高の前年差GDP比の推移

