

財政状況と長期金利

なかむらこうじ やぎともゆき
中村康治／八木智之

要 旨

本稿では、経済協力開発機構（OECD）に加盟する 23カ国の 1980 年から 2013 年までのパネル・データを用いて、財政状況などが名目長期金利に及ぼす影響について定量的な分析を行った。分析の結果、労働生産性や人口動態、インフレ率に加えて、財政収支や国民負担率、経常収支（＝国内貯蓄）が名目長期金利に影響を及ぼすことがわかった。特に、財政収支については、将来の財政の持続性に影響すると考えられる政府債務残高の水準の高低によって、名目長期金利の弾性値が異なるとの結果が得られており、名目長期金利の財政収支に対する弾性値はこの変数に依存して非線形であることがわかった。また、国民負担率が低い場合は、将来の財政再建に対する期待から、長期金利が低位に抑えられるとの結果も得られた。このほか、近年では、非伝統的金融政策や安全資産への選好が、名目長期金利の押下げに寄与していることもわかった。

キーワード： 長期金利、財政収支、債務残高、経常収支、国民負担率、財政再建、金融政策

.....
本稿の作成に当たっては、櫻川昌哉教授（慶應義塾大学）、永易淳教授（東北大学）、星岳雄教授（スタンフォード大学）、松林洋一教授（神戸大学）、日本金融学会 2016 年度春季大会および日本経済学会 2016 年度春季大会、Asian Bureau of Finance and Economic Research 4th Annual Conference、International Finance and Banking Society 2016 Conference の参加者、日本銀行の多くのスタッフから有益なコメントを頂戴した。また、匿名の査読者から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。ただし、本稿に示される内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者らに属する。

中村康治 日本銀行調査統計局経済調査課長
（現松本支店長 E-mail: kouji.nakamura@boj.or.jp）
八木智之 日本銀行調査統計局経済調査課企画役補佐
（現企画局企画役補佐 E-mail: tomoyuki.yagi@boj.or.jp）

1. はじめに

国債の金利（以下、名目長期金利）は、各種の貸出金利のベースとなるほか、さまざまな金融商品の価格付けのもとになるため、その変動は、金融経済活動に大きな影響を与える。名目長期金利は、理論的には、金利の期間構造モデル（下記の(1)式）とフィッシャー方程式（下記の(2)式）によって説明される。これらに基づく、名目長期金利は、実質長期金利、長期予想インフレ率、そしてリスク・プレミアムによって説明されることになる（下記の(3)式）¹。

$$\text{金利の期間構造モデル：} i_h^L = \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} i_{h+t}^S + RP_h, \quad (1)$$

$$\text{フィッシャー方程式：} i_{h+t}^S = r_{h+t}^S + \pi_{h+t}^S, \quad (2)$$

$$\text{名目長期金利：} i_h^L = \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} r_{h+t}^S + \frac{1}{T} \sum_{t=0}^{T-1} \pi_{h+t}^S + RP_h = r_h^L + \pi_h^L + RP_h. \quad (3)$$

i_h^L ：名目長期金利、 i_h^S ：名目短期金利、 RP_h ：リスク・プレミアム、 r_h^S ：実質短期金利、 π_h^S ：短期予想インフレ率、 r_h^L ：実質長期金利、 π_h^L ：長期予想インフレ率

このうち、リスク・プレミアムについては、先行きの期間構造の不確実性に由来するターム・プレミアム、国債を発行する国の信用力に由来するソブリン・リスク・プレミアムなどが含まれると考えられる。

財政状況が名目長期金利に与える影響について、これまでの実証結果をみると、結果は区々となっている。米国のデータを用いた2004年までの実証分析の結果を掲載している Gale and Orszag [2004] によると、財政赤字や政府債務残高が長期金利に与える影響については、まさに、区々となっている（表1）。なお、Gale and Orszag [2004] 自身は、現在の財政赤字ではなく、将来の財政赤字予想が長期金利に影響を与えると結論付けている。国際的なパネル・データを用いた Alesina *et al.* [1992] は、政府債務残高と長期金利の間には強い関係がみられるとしている。さらに、近年では、財政状況と長期金利の間には、線形の関係——例えば、財政赤字が拡大すると長期金利も比例的に上昇するという関係——ではなく、ある程度以上に財政状況が悪化すると、非線形的に長期金利が上昇するとの実証研究もみられる。Ardagna, Caselli, and Lane [2007] は、先進国のパネル・データを用いて、政府債務残高の水準が高くなると、プライマリー・バランスと長期金利の間には非線形の関係がみられるとしている。すなわち、政府債務残高が高い国と低い国を比較する

1 (1)~(3)式において、添字の L と S は長期と短期、 h は時点、 T は満期を示す。

表 1 先行研究
 —— 財政変数が長期金利に与える影響 ——

長期金利への影響は有意とする研究 (Predominately positive significant effect)	影響は区々とする研究 (Mixed effect)	影響は有意でないとする研究 (Predominately insignificant effect)
現在の財政赤字や政府債務残高に関するもの (Current deficit or debt)		
1. Feldstein and Eckstein [1970] 2. Kudlow [1981] 3. Carlson [1983] 4. Hutchison and Pyle [1984] 5. Muller and Price [1984] 6. Barth, Iden, and Russek [1985] 7. de Leew and Hollaway [1985] 8. Hoelscher [1986] 9. Cebula [1987] 10. Cebula [1988] 11. Cebula and Koch [1989] 12. Cebula and Koch [1994] 13. Miller and Russek [1996] 14. Kitchen [2002] 15. Kiley [2003] 16. Cebula [2000]	1. Echols and Elliott [1976] 2. Dewald [1983] 3. Tanzi [1985] 4. Zahid [1988] 5. Coorey [1992]	1. Feldstein and Chamberlain [1973] 2. Canto and Rapp [1982] 3. Frankel [1983] 4. Hoelscher [1983] 5. Makin [1983] 6. Mascaro and Meltzer [1983] 7. Motley [1983] 8. Tatom [1984] 9. U.S. Treasury [1984] 10. Giannaros and Kolluri [1985] 11. Kolluri and Giannaros [1987] 12. Swamy <i>et al.</i> [1988] 13. Calomiris, Engen, Hassett, and Hubbard [2004]
将来等の財政赤字に関するもの (Expected or unanticipated deficit)		
1. Makin and Tanzi [1984] 2. Feldstein [1986] 3. Wachtel and Young [1987] 4. Bovenberg [1988] 5. Thomas and Abderrezak [1988a] 6. Thomas and Abderrezak [1988b] 7. Barth and Bradley [1989] 8. Thorbecke [1993] 9. Elmendorf [1993] 10. Elmendorf [1996] 11. Kitchen [1996] 12. Canzoneri, Cumby, and Diba [2002] 13. Laubach [2003]	1. Sinai and Rathjens [1983] 2. Kim and Lombra [1989] 3. Cohen and Garnier [1991] 4. Quigley and Porter-Hudak [1994] 5. Engen and Hubbard [2004]	1. Bradley [1986]
ダイナミック・モデルに基づくもの (Vector Auto Regression-based dynamics)		
1. Miller and Russek [1991] 2. Tavares and Valkanov [2001] 3. Dai and Phillipon [2004]	1. Mountford and Uhlig [2000] 2. Perotti [2002] 3. Engen and Hubbard [2004]	1. Plosser [1982] 2. Evans [1985] 3. Evans [1987a] 4. Evans [1987b] 5. Plosser [1987] 6. Evans [1989]

備考： Gale and Orszag [2004] によるサーベイ結果。個々の論文名は Gale and Orszag [2004] を参照のこと。

と、プライマリー・バランスが同じ赤字水準でも、政府債務残高が高い国の場合には、長期金利が高くなるという関係性を指摘している。Baldacci and Kumar [2010] は、財政状況が悪化するにつれ、財政赤字の長期金利に対する上昇圧力が増すとしている。Égert [2010] は、政府債務残高が一定水準以上になると、長期金利が上昇

するとしている。また、Gros [2011] は経常収支と長期金利の関係には非線形の関係がみられることを示している。

これらの研究結果の多くは、程度の差はあれ、財政状況が悪化すると長期金利が上昇するという関係を示している。しかし、現在の日本は、グロスの政府債務残高でみてもネットの政府債務残高でみても、歴史上、例をみないほど高い水準にあるにもかかわらず、名目長期金利は低位で推移している。これについて、Krugman [2011] は、日本の債務残高が金利上昇につながらないことは important puzzle であると述べている。また、Caporale and Williams [2002] は、「日本は政府債務残高が金利に影響を与えないとみられる唯一の国」としている。こうした日本の長期金利の特殊性について、Krugman [2011] は、経常黒字の存在が長期金利の上昇を防いでいると主張している。また、Hoshi and Ito [2012] は、国内貯蓄の存在、ホームバイアス、景気低迷、将来的な財政再建期待を挙げている。Ichiue and Shimizu [2015] は、高齢化による安全資産需要の高まりや対外資産の存在が長期金利を抑制しているとしている。なお、Ichiue and Shimizu [2015] では、財政要因（債務残高）は、線形で長期金利に影響するとの結論を得ている。Tokuoka [2010] は、高水準の家計貯蓄や、巨大かつ安定的な国債投資家の存在、ホームバイアスが日本の長期金利上昇を防いでいるとしている。

本稿では、国債金利である名目長期金利について、先進国のパネル・データを用いて、その決定要因について実証的に考察を行う。特に、財政変数（政府債務残高や財政収支等）がどのように名目長期金利に影響を与えるのか、日本は財政状況が厳しいにもかかわらずなぜ名目長期金利が低いのか、について実証的な分析を示すことが目的である。なお、使用した統計の詳細については、補論を参照されたい。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では財政状況と長期金利の関係についてデータに基づいて考察する。3 節では実証分析の概要を説明する。4 節では実証分析結果を示す。5 節は結論である。

2. 財政状況と長期金利の関係

本節では、経済協力開発機構（OECD）加盟の 23 カ国の 1980 年から 2013 年の年次データをもとに、政府債務残高や財政収支、プライマリー・バランスなど財政状況を表す変数と長期金利の関係について、統計的な事実を確認する。

まず、グロス政府債務残高（対名目 GDP 比率）と名目長期金利の関係をみると、ほとんど無相関であることがわかる（図 1）²。次に、政府が保有する金融資産を負

.....
2 グロスおよびネット債務残高と実質長期金利についても比較したが、いずれも名目長期金利と同様に、ほぼ無相関であった。

図1 グロス政府債務残高と名目長期金利

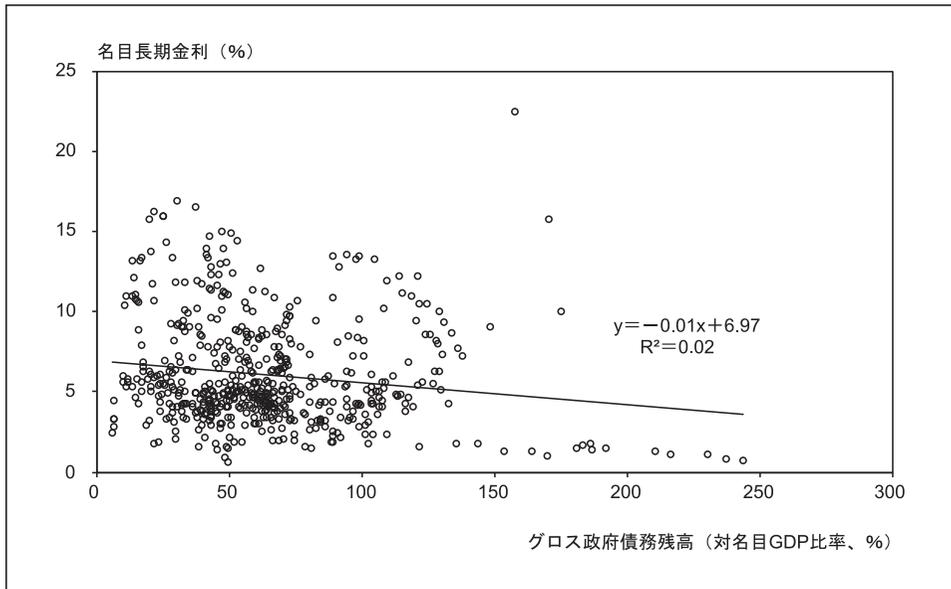


図2 ネット政府債務残高と名目長期金利

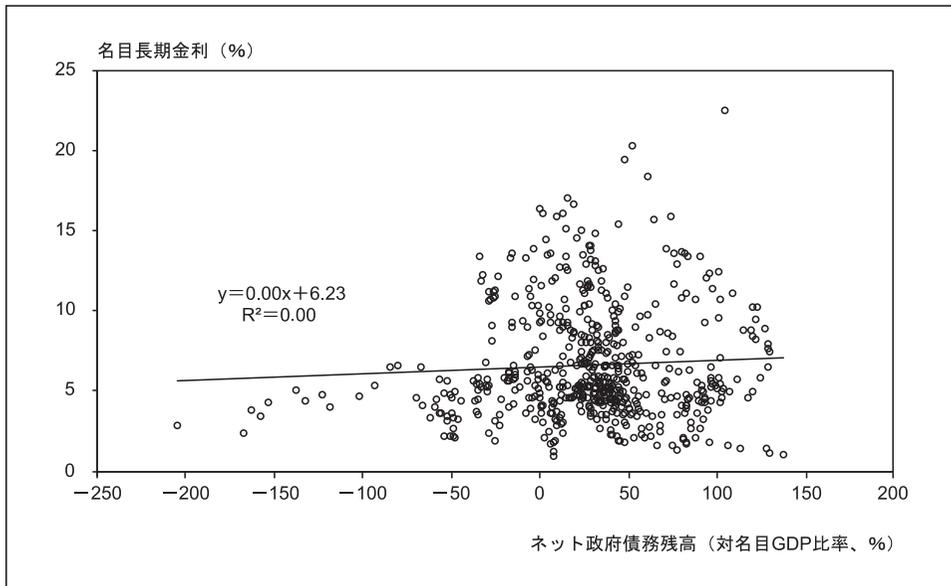


図3 財政収支と名目長期金利

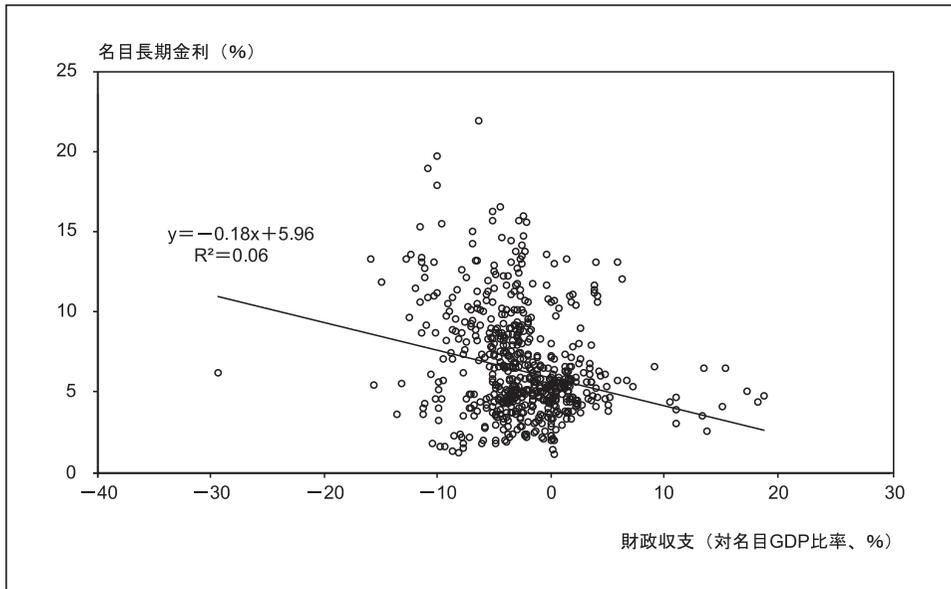


図4 プライマリー・バランスと名目長期金利

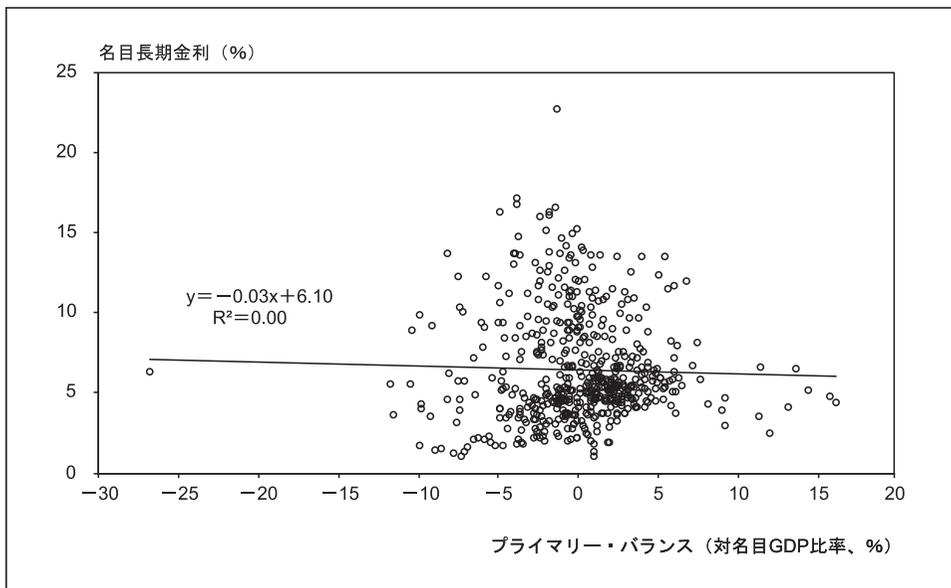
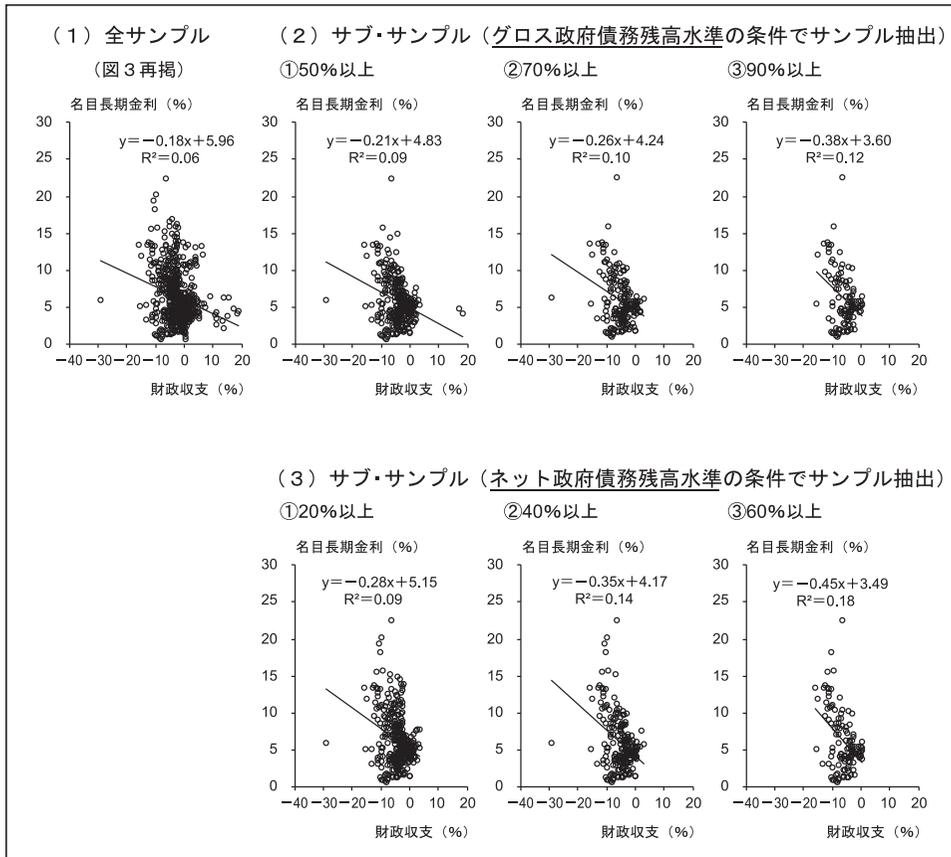


図5 政府債務残高水準の条件下での財政収支と名目長期金利



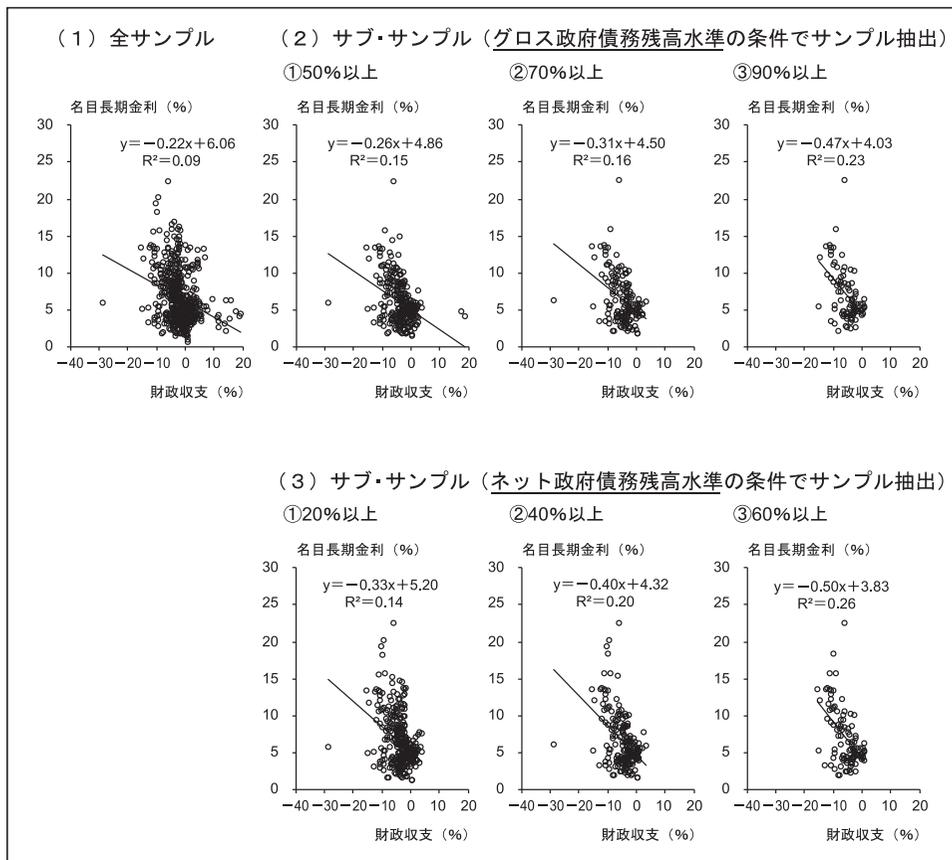
備考：財政収支は、対名目 GDP 比率の値。

債から差し引いたネット政府債務残高 (対名目 GDP 比率) と名目長期金利の関係をみても、ほとんど無相関である (図2)。このように、単純な2変数関係をみても、政府債務残高と名目長期金利の間には関係が見出せない。

次に、財政のフローの収支と名目長期金利の関係を確認する。まず、利払い費を含めた財政収支 (対名目 GDP 比率) と名目長期金利の関係をみると、相関は低い (図3)。また、利払いを財政収支から除いたプライマリー・バランス (対名目 GDP 比率) と名目長期金利との関係をみても、相関関係は希薄である (図4)。

最後に、政府債務残高がある一定値以上となるサンプルだけを取り出し、財政収支と名目長期金利の関係を確認する。まず、グロス政府債務残高が50%以上のサンプルだけを取り出して、財政収支と名目長期金利の関係を描く (図5)。これをみると、全サンプルでみた場合よりも、相関関係はやや強くなり、財政収支に対する

図6 政府債務残高水準の条件下での財政収支と名目長期金利（除く日本）

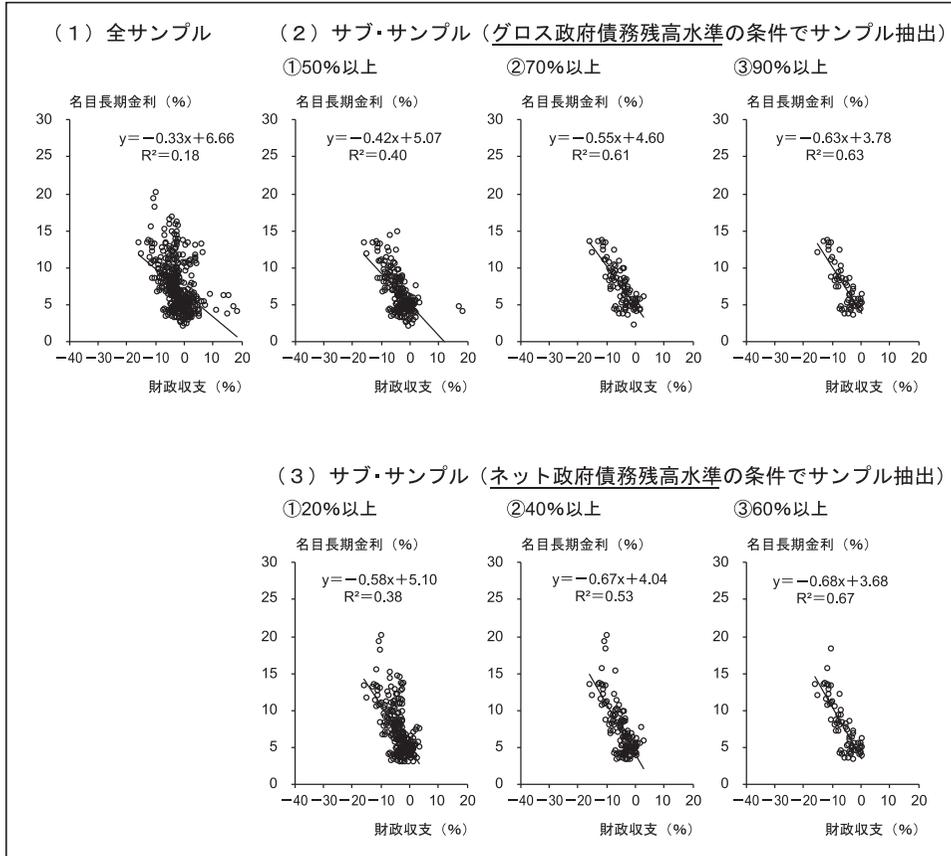


備考：財政収支は、対名目 GDP 比率の値。

名目長期金利の弾性値も高くなる。さらに、グロス政府債務残高を70%以上のサンプルに限定した場合、両者の相関関係は強まり、弾性値も高まる。90%以上のサンプルにした場合も同様の傾向となる。ネット債務残高を条件として、財政収支と名目長期金利をみた場合も同じである。グロスとネットを比べると、ネット債務残高で条件付けした場合の方が、相関関係が強く、弾性値も高い。

ここで、日本のデータを除外した場合についてみてみよう（図6）。グロス債務残高でみた場合でも、ネット債務残高でみた場合でも、債務残高の水準が高まるにつれて、財政収支と名目長期金利の相関関係は高まり、弾性値も高まるという傾向がみられる。しかし、こうした傾向は、日本を除外した場合の方が強く出ている。また、サンプルを2008年の金融危機前に限定したうえで日本のデータを除外した場合についてみると、債務残高の水準が高まるにつれて、財政収支と名目長期金利の

図7 政府債務残高水準の条件下での財政収支と名目長期金利（金融危機前サンプル、除く日本）



備考：1) 財政収支は、対名目 GDP 比率の値。

2) 金融危機前サンプルは、2007年までのデータを利用して作成。

相関関係が一段と高まり、弾性値もさらに高まるという傾向がはっきりと観察できる（図7）。

先行研究では、長期金利に影響を与えるのは、現在の財政変数か、将来の財政変数かについて、意見が分かれている。上記の観察結果を踏まえると、1つの解釈は、①現在の財政収支は名目長期金利に影響を与えるが、その程度は弱い、②政府債務残高が高い状態で大幅な財政赤字が発生する場合、将来の財政に関する持続可能性に疑義が生じるため、財政赤字が名目長期金利に与える影響が高まるということである。②について、債務残高条件付きの財政収支の情報は、いわば、将来の財政持続可能性に関する「期待」を表す代理変数であると解釈できる。

3. 実証分析の概要

本節では、前節の観察結果を踏まえて、名目長期金利に影響を与える要素について考察する。なお、本稿の分析では、被説明変数である名目長期金利として10年債の値（スポット・レート）を用いる³。

(1) 実体経済変数

1節でみたように、名目長期金利は、実質長期金利、長期予想インフレ率、リスク・プレミアムに分解できる。このうち、実質長期金利に影響を与える要素として、労働生産性と人口動態を考慮する。

(2) インフレ率

名目長期金利の説明変数としては、長期予想インフレ率を用いる必要がある。もっとも、多くの国において、長い時系列での長期インフレ予想のデータが利用可能ではない。多くの国をサンプルに含めるために、本稿では、実績のインフレ率を用いた。インフレ率は、ヘッドラインの消費者物価上昇率を使用している。

(3) 名目短期金利

金利の期間構造モデルに基づくと、名目短期金利も説明変数の1つの候補である。もっとも、テイラー・ルールを考慮すると、これは、実体経済変数やインフレ率の動きとある程度同調的に動くことになる。ただし、それら以外にも、短期的な景気変動に対してフォワード・ルッキングに金融政策が反応することを想定すると、労働生産性、人口動態、インフレ率の実績値に加え、それらの先行きの変動に対する予想も短期金利に反映されていると考えられるため、独立変数として短期金利を説明変数として採用した。

.....
3 Ichiue and Shimizu [2015] では、長期金利はフォワード・レート（10カ国、1990年以降のデータを使用）を用いている。本稿では、より多くの国（23カ国）の長期時系列データ（1980年以降のデータを使用）を利用することを重視し、長期金利はスポット・レートを利用する。なお、日米英独について、スポット・レート（10年）とフォワード・レート（5年先5年物）を比較すると、いずれも相関係数は0.9程度となっており、両者は、ほぼ同調的に変動している。

(4) 財政収支・政府債務残高

財政収支やプライマリー・バランスは、名目長期金利と関連すると考えられるが、2節でみたように、将来の財政の持続可能性に対する期待を表すと考えられる、「債務残高条件付き財政収支」と名目長期金利の間には、より強い相関関係が存在すると考えられる。このため、パネル推計に当たっては、財政収支に加え、債務残高がある一定以上になると財政収支が名目長期金利に与える影響が大きくなるといった非線形性を取り入れる。なお、財政変数は2節と同様、対名目 GDP 比率の値を用いる。

以下のパネル推計では、ネット債務残高と利払いを含めた財政収支を説明変数として使用している。これは、政府の支払い能力としては、政府が保有する金融資産を相殺したネット債務残高のほうがふさわしいと考えるためである。先行研究においてもネット債務残高の影響が大きいとされている⁴。また、財政収支かプライマリー・バランスかという選択については、利払いも含めた政府の支払い能力をみる必要があるとの観点から、本稿の分析では、財政収支を説明変数として用いている。後段では、グロスの政府債務残高やプライマリー・バランスを用いた場合について、推計の頑健性を検討する。

(5) 財政再建期待

たとえ現在の財政状況が厳しいとしても、将来、財政再建の期待が高ければ、政府の支払い能力に対する疑義は生じず、名目長期金利に含まれる財政リスク・プレミアムも上昇しないと考えられる。日本の名目長期金利が低位で推移している1つの要因も、こうした財政再建期待があるからだともいわれている (Hoshi and Ito [2012])。財政再建期待を表す変数として、本稿では、国民の租税負担や社会保障負担の割合を表す国民負担率(対名目 GDP 比率)を使用し、実証分析においては、全サンプル平均からの乖離値を説明変数として用いる。国民負担率が低い場合、たとえ現在の財政状況が厳しくとも、将来の増税や社会保険料の引上げによって財政再建が達成されるという期待をつなぐことができるため、長期金利は低位に抑えられる可能性がある。一方、既に国民負担率が高いにもかかわらず、政府債務残高の水準が高く、財政赤字も大きい場合、財政の持続可能性に対する疑義が生じ、名目長期金利が上昇すると考えられる。実際、本分析の対象国の国民負担率をみると、

.....
4 例えば、Ichiue and Shimizu [2015] は、デフォルト・リスクの影響について考えると、政府の保有する流動性の高い資産を返済原資として活用できるのであれば、この分を相殺したネット債務によって長期金利が決まると考えるほうが妥当であるとしている。

日本は低い水準にあり、このことが、将来の財政再建に対する期待に影響している可能性がみてとれる。

(6) 経常収支

経常収支についても、名目長期金利に影響を及ぼすといわれている (Krugman [2011]、Hoshi and Ito [2012])。経常収支が黒字で国内が貯蓄超過の場合、国債の国内消化が容易であり、長期金利は上がりにくいと考えられる。一方、経常収支が赤字で国内が貯蓄不足の場合、国債の国内消化が困難になり、海外からの資金調達が必要となる。ホームバイアスの存在を前提とすると、海外からの資金調達は金利が高くなると考えられる。本稿では、経常収支の対名目 GDP 比率の値を利用する。

(7) 非伝統的金融政策

世界的な金融危機後の低成長・低インフレに直面し、名目短期金利が事実上ゼロに張り付く状況のもとで、先進国の中央銀行は非伝統的な金融政策によって景気刺激を行ってきた。非伝統的な金融政策は、さまざまな形態があるものの、その多くは、長期国債を大量に購入することを通じて、ターム・プレミアムを押し下げるという特徴がある。本稿では、クロスカントリーで利用可能な非伝統的金融政策の代理変数としてマネタリーベース（対名目 GDP 比率）を用いている⁵。

(8) 欧州債務危機の影響

本稿の分析では、欧州債務危機に見舞われ名目長期金利が高騰した国を含んでいる。これらの国では、上記で記述した要素だけではなく、債務不履行の懸念が生じて投資家が一斉に当該国の国債を売却（ファイヤーセール）を行ったため、長期金利が短期間で急騰した。こうした短期的な投資家の行動は、上記の説明変数では捉えきれない。このため、これらの国については、国際通貨基金（IMF）等から支援を受けている期間についてのダミー変数を説明変数として使用する。

.....
5 近年、各国中央銀行が政策目的での大規模な国債買入れを導入したタイミング以降を 1、それ以外を 0 とする国債買入れダミーを導入し、このダミーとマネタリーベースの値を掛け合わせたものを金融緩和の代理変数として利用している。具体的には、日本は 2001 年以降、英国と米国は 2009 年以降、ユーロ圏は 2010 年以降の期間について、ダミーを 1 とする。後段では、推計の頑健性を確認するため、サンプル数は減少するものの、ダミーを用いず、マネタリーベースそのものを金融緩和の代理変数として推計した場合の結果を掲載している。

(9) 安全資産への選好

アジア危機やリーマン・ショックなど国際金融資本市場でのリスクが高まると、安全と思われている国債への需要が高まり、当該国の長期金利が低下する現象がみられてきた。こうした現象は、flight to quality、または、flight to safety といわれている。日米英独の国債については、こうした現象がこれまで観察されてきた。また、リーマン・ショック後の金融規制の強化を受けて、金融機関は、リスクの低い国債を保有するインセンティブが高まってきている。これらは、いずれも、投資家の低リスク国債への需要を高める要因となっている。こうした「安全資産への選好」という需要要因を取り込むため、アジア危機の時期（1997～98年）およびリーマン・ショック以降の時期（2008～13年）において、日米英独の説明変数としてダミー変数を使用する。

4. 実証分析の結果

本節では実証分析結果を示す。分析対象国は OECD 加盟の 23 カ国、サンプル期間は 1980 年から 2013 年までのパネル・データである。推計に当たっては、多くの先行研究に倣い、各国固有の要因をコントロールするために、国別の固定効果を加えている⁶。

(1) 債務水準条件の設定方法

3 節では、政府債務残高の水準を条件として、財政収支を説明変数として取り込むことを説明した。具体的な推計としては、2つの方法を行う。

第 1 の方法は、複数の債務残高水準について、ある値を超えた場合のダミー変数を 1 として推計する方法である（以下、このダミーを「単純ダミー変数」と呼ぶ）。関数のスペックは (4) 式に示されている。サンプルの中でネット政府債務残高が、ある一定の値 (ρ %) 以上の場合には債務残高ダミーを 1 とし、 ρ % 未満の場合は 0 とする。複数の異なる債務残高のインパクトを計測するため、債務残高ダミーを 1 とする条件については、政府債務残高の水準 ρ を変化させながら推計を行う。

$$a * \text{財政収支} + \alpha * \text{債務残高ダミー} * \text{財政収支} \quad (4)$$

⁶ パネル・データを利用する利点として、例えば Baltagi [1995] や Hsiao [1986] は、経済主体間の異質性をコントロールできることやサンプル数が増えて自由度が増すことなどを挙げている。

第2の方法は、政府債務残高の水準が高くなると連続的に財政収支のインパクトが高まるように、政府債務残高についてロジット変換を行った値を債務残高ダミーとして用いて推計するものである（以下、このダミーを「ロジット変換ダミー変数」と呼ぶ）。すなわち、政府債務残高については、水準が低いものから高い順番に並べ、水準が低い場合は0、水準が高くなればなるほど、財政収支の影響度が1に近付き、収束していくという連続的に変化するダミー変数を用いる。

(2) 推計結果（財政関連）

イ. 単純ダミー変数を用いた場合の結果

まず、政府債務残高に関するダミー変数を用いずに推計した場合の結果が、表2・スペック1に示されている。この推計式に、政府債務残高が適宜の水準以上であることを示すダミー変数を加えた場合の結果が、表2・スペック2~4に示されている。債務残高ダミーを1とする債務残高水準 ρ は、スペック2では50%、スペック3では70%、スペック4では90%としている。これらを見ると、いずれの結果も、3節で想定したとおりの符号条件となっている。すなわち、財政収支にかかるパラメータは負で有意となっており、財政赤字が拡大すると、名目長期金利を押し上げることになる。また、債務残高が一定以上の場合の債務残高ダミー項のパラメータを見ると、スペック3とスペック4では負で有意となっており、名目長期金利に対して追加的な押し上げ圧力が働くことがわかる。スペック3とスペック4を比べると、選択基準を債務残高90%以上としたスペック4のパラメータの絶対値がより大きくなっており、財政収支の名目長期金利へのインパクトが増している。

なお、債務残高ダミーを1とする債務残高の選択基準 ρ を、1%ずつ変化させて逐次推計した結果が図8に示されている。財政収支にかかるパラメータ（財政収支の名目長期金利への直接的インパクト）は、ダミーの選択基準値にかかわらず、概ね一定の値となっている。また、債務残高ダミー項のパラメータ（同・追加的インパクト）の絶対値は、ダミーが1となる債務残高の基準値が高まるにつれて大きくなっており、財政収支の名目長期金利へのインパクトが増大していることが確認できる。

続いて、国民負担率の影響をみてみよう。国民負担率については、全サンプル平均からの乖離を説明変数として使用する。結果を見ると、国民負担率が高い場合には長期金利押し上げに、国民負担率が低い場合には長期金利押し下げに寄与するとの結果を得ている。これについても、3節で想定したとおり、国民負担率が低いと将来に対する財政再建期待が維持されるため、たとえ政府債務残高が高水準であっても、財政赤字の長期金利に対するインパクトが相殺されることになる。

表2 パネル分析の結果

		被説明変数：名目長期金利（10年債）				
説明変数	Coeff.	1	2	3	4	5
財政収支	a	-0.12*** (0.02)	-0.12*** (0.03)	-0.10*** (0.02)	-0.10*** (0.02)	-0.10*** (0.02)
債務残高ダミー (D _D) × 財政収支	α		-0.01 (0.04)	-0.14*** (0.04)	-0.16** (0.07)	-0.16** (0.07)
国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b	0.10** (0.04)	0.11*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.09** (0.04)	0.10*** (0.04)
経常収支	c	-0.06* (0.03)	-0.06* (0.03)	-0.06* (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.07** (0.03)
労働生産性	d	0.11*** (0.04)	0.10** (0.04)	0.09** (0.04)	0.10*** (0.04)	0.10*** (0.04)
人口動態	e	0.71*** (0.19)	0.84*** (0.24)	0.81*** (0.24)	1.02*** (0.27)	0.97*** (0.25)
インフレ率	f	0.23*** (0.05)	0.25*** (0.05)	0.30*** (0.05)	0.27*** (0.05)	0.28*** (0.05)
短期金利	g	0.55*** (0.03)	0.54*** (0.03)	0.51*** (0.03)	0.52*** (0.03)	0.51*** (0.03)
国債買入れダミー × マネタリーベース	h	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02* (0.01)
定数項		1.96*** (0.12)	1.93*** (0.13)	1.93*** (0.13)	1.96*** (0.13)	1.96*** (0.13)
欧州債務危機ダミー		6.28*** (1.19)	6.24*** (1.17)	6.14*** (1.12)	6.08*** (1.09)	6.19*** (1.13)
安全資産ダミー		-0.86*** (0.21)	-0.85*** (0.22)	-0.95*** (0.22)	-0.98*** (0.23)	-0.99*** (0.23)
Adjusted R-squared		0.834	0.839	0.844	0.844	0.843
AIC		3.354	3.365	3.337	3.336	3.342
S.E. of regression		1.256	1.260	1.243	1.243	1.246
Durbin-Watson stat		1.273	1.295	1.296	1.310	1.302
分析対象国数		23	23	23	23	23
サンプル数		539	512	512	512	512
単純ダミー変数選択基準 D _D =1の条件：ネット債務残高 (ρ) 水準		—	$\rho \geq 50\%$	$\rho \geq 70\%$	$\rho \geq 90\%$	—

- 備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は1%、** は5%、* は10%有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は1期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ（3期）を利用。
 3) スペック5は、ロジット変換ダミー変数を用いて推計したものの。

ロ. ロジット変換ダミー変数を用いた場合の結果

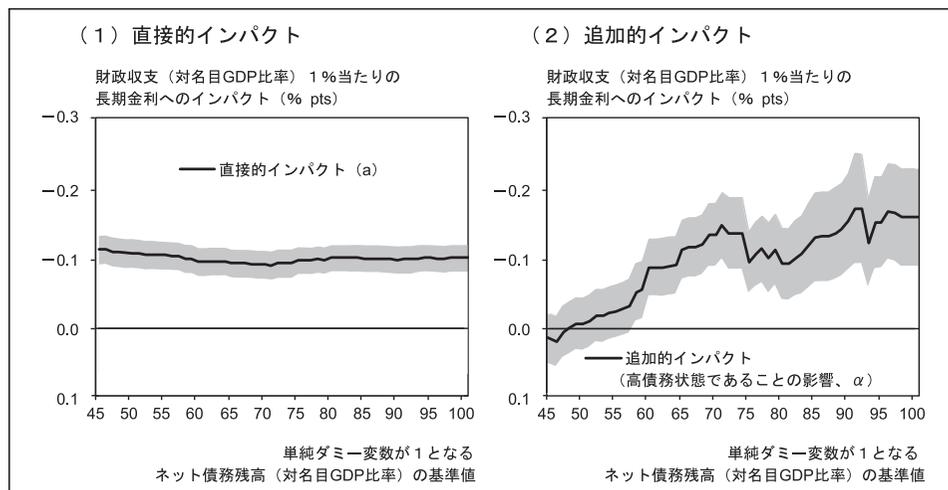
次に、政府債務残高ダミーの条件について、単純ダミー変数を用いた場合の上記結果を参考に、ロジット変換ダミー変数を作成する（図9）⁷。そして、このダミー

7 具体的には、以下の式を用いてロジット変換を行う。

$$\text{債務残高ダミー} = \exp[\gamma(\text{ネット債務残高} - \theta)] / [1 + \exp[\gamma(\text{ネット債務残高} - \theta)]]$$

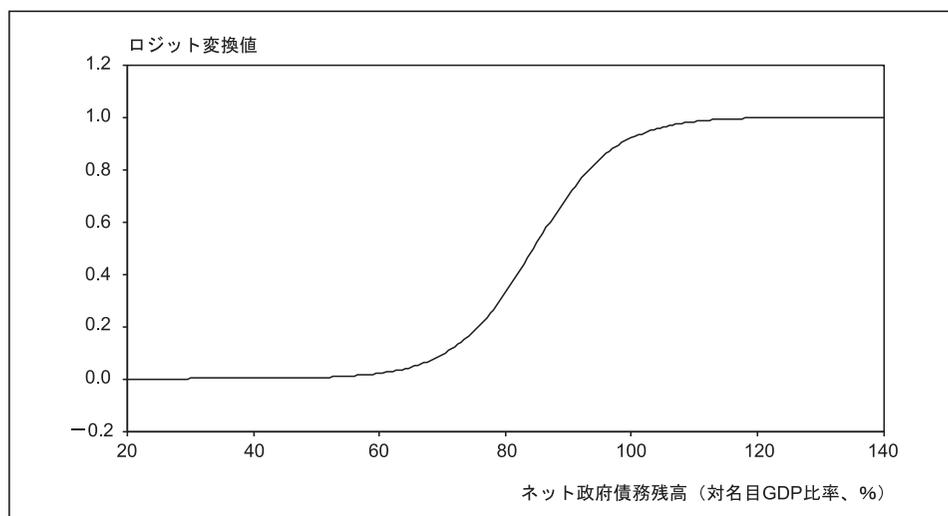
ただし、全てのサンプル・データをもとに、 θ はネット債務残高平均値 $\times 3$ 、 γ はネット債務残高標準偏差/300とする。

図8 財政収支が名目長期金利に与えるインパクト（単純ダミー変数を用いた推計）



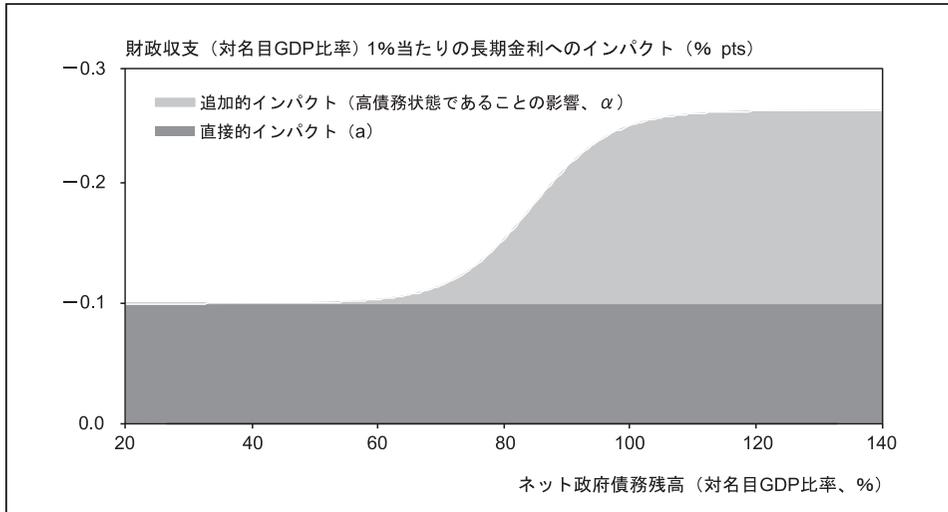
備考：単純ダミー変数の選択基準を連続的に変化させた場合の結果。単純ダミー変数は、ネット債務残高が基準値以上の場合に1、基準値未満の場合に0としている。シャドーは、 ± 1 標準誤差を示す。

図9 ロジット変換ダミー変数（政府債務残高）



変数を使って推計した結果が表2・スペック5に示されている。得られた結果は、単純ダミー変数を用いた場合と概ね同じである。すなわち、財政収支に関しては、負で有意となっており、財政赤字の拡大は金利上昇に寄与する。財政収支が1%ポイント悪化すると、長期金利が10bps上昇するとの推計結果になった。また、政府

図 10 財政収支が名目長期金利に与えるインパクト
(ロジット変換ダミー変数を用いた推計)



備考：表 2・スペック 5 の推計結果をもとに作成。

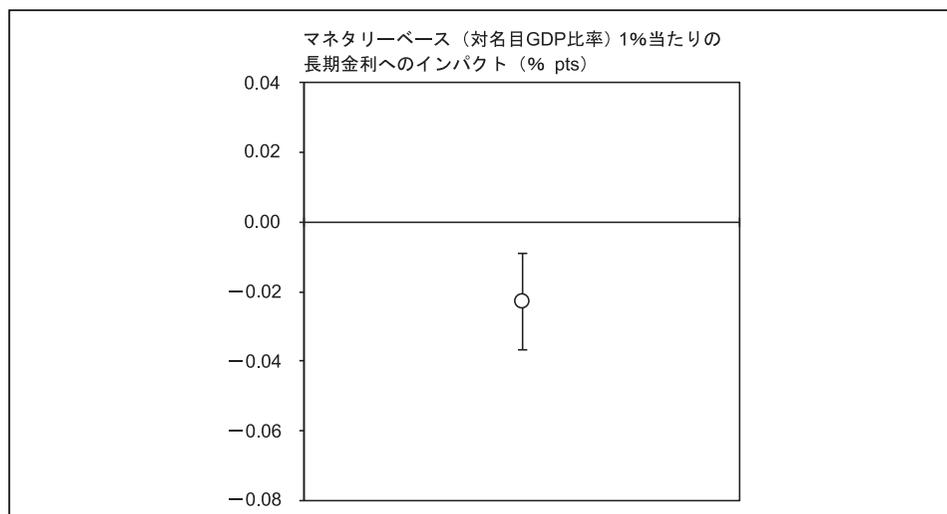
債務残高が高水準であると、財政収支の長期金利へのインパクトが増す。こうしたことをわかりやすく表すために、債務残高の水準ごとに、パラメータがどの程度大きくなるかを示したのが図 10 である。政府債務残高が増えるほど、先行きの財政の持続性に対する疑義が生じ、財政赤字の長期金利へのインパクトが非線形的に高まることになる。債務残高が高水準になると、財政収支の 1%ポイントの悪化は、先ほどの 10bps に加えて 16bps（合計 26bps）長期金利を押し上げるとの推計結果になっている。一方、国民負担率が低いと、こうしたインパクトが相殺される。

表 2 の推計結果について、自由度調整済み決定係数や Akaike Information Criterion (AIC) といった観点から比較する。まず、自由度調整済み決定係数は、財政収支が長期金利に与える影響について予め非線形性を仮定したスペック 2~5 では、非線形性を仮定していないスペック 1 よりも大きい値となっている。AIC は、スペック 3~5 では、スペック 1 よりも小さい値となっている。また、推計式の分散 (standard error) も小さい。これらの結果を踏まえると、財政収支が長期金利に与えるインパクトについては、非線形性を想定したほうが、説明力が高いことがわかる。

(3) 推計結果（その他）

その他の変数については、各スペックで概ね同様の結果が得られる。まず、非伝

図 11 非伝統的金融政策が名目長期金利に与えるインパクト



備考： 1) 表 2・スペック 5 の推計結果をもとに作成。
 2) 縦棒は、 ± 1 標準誤差を示す。

統的金融政策の影響については、パラメータの符号が負となっており、近年の低い長期金利の要因には、非伝統的金融政策によるターム・プレミアム抑制が効いていることと整合的である（図 11）。ただし、標準誤差は推計された係数対比でやや大きめである。これは、特にリーマン・ショック以降の時期において、安全資産需要の高まった時期に、非伝統的金融政策が実施されていたために、安全資産ダミーと国債買入れダミーとの間に多重共線性が発生している可能性があるためと考えられる。

非伝統的金融政策の長期金利に対する影響について、本稿で得られた値は、先行研究と比べて、やや小さめの結果となっている。すなわち、日本銀行企画局 [2015] では、2013 年 3 月末から 2014 年 12 月末にかけて日本銀行の長期国債保有残高が 110 兆円増加したことが、日本の長期金利を 0.8%ポイント押し下げたとの試算結果を得ている。本稿の表 2・スペック 5 を用いると、同額の国債保有残高の増加は、日本の長期金利の 0.5%ポイント程度の押し下げに寄与する。また、Fukunaga, Kato, and Koeda [2015] では、2013 年 4 月から 2014 年 9 月にかけての日本銀行の長期国債買入れおよび買入れの平均残存期間の延長が、日本の長期金利を 0.6%ポイント程度押し下げたとの試算結果を得ている。本稿の表 2・スペック 5 を用いると、同期間における国債保有残高の増加は、日本の長期金利の 0.4%ポイント程度の押し下げに寄与する。

このほか、経常収支にかかるパラメータは負となっており、経常赤字が拡大する

と名目長期金利を押し上げる一方、経常黒字が拡大すると、長期金利を押し下げるとの推計結果になっている。このほか、労働生産性と人口動態、インフレ率、短期金利のパラメータは正となっており、これらの上昇および増加は長期金利の上昇につながる。

欧州債務危機ダミーについては、危機に直面した国の国債金利を大きく押し上げているとの結果が得られた。また、安全資産ダミーについては、国際金融資本市場の動揺や金融規制強化を背景に、特定国の国債への需要が高まる場合には、それらの国債の金利が低下するとの結果が得られた。ただし、安全資産選好の長期金利への影響度合いについては、危機時における国際金融資本市場のストレスの程度や、それぞれの国債に対する選好の程度などによって異なるとみられる。したがって、本稿で用いたダミー変数による影響度の計測ではなく、よりきめ細かい情報を時系列で数値化し、説明変数に加えることができれば、本分析はより精緻なものになる可能性がある⁸。

(4) 推計の頑健性の検討

ここでは、推計結果の頑健性について検討する。

まず、政府債務残高について、政府の金融資産を相殺しないグロスの債務残高を使った場合をみる。表3に示されている結果をみると、ネット債務残高を使った場合と比べて、一部係数の有意性が低い。

次に、利払いを含む財政収支ではなく、利払いを含まないプライマリー・バランスを用いた場合をみる。表4に示されている結果をみると、一部係数の有意性が低いほか、推計式のフィットも財政収支を用いた推計と比べるとやや低い。

非伝統的金融政策の効果について、先ほどの推計では、非伝統的政策が実施された場合にダミー変数を導入してその効果を検証した。頑健性をみるために、ダミー変数ではなく、非伝統的政策が採用されていない時期も含めて、マネタリーベースを説明変数として採用した場合の結果が表5に示されている。これをみると、符号条件は満たされているものの、関数のフィットは先の推計に比べて総じて低い。

また、各国に共通する時系列的な変動をコントロールするため、国別の固定効果に加えて、タイム・ダミーを導入した場合について分析を行う。表6の結果をみると、推計式のフィットは改善するものの、多くの係数で符号条件や有意性が失われている⁹。

.....
8 Arslanalp and Tsuda [2012] では、世界的な金融危機時の資本流出入情報の数値化を試みている。

9 タイム・ダミーと他の変数との間で、多重共線性が発生している可能性がある。

表3 パネル分析の結果（頑健性チェック）
 ——グロス債務残高の長期金利へのインパクト——

被説明変数：名目長期金利（10年債）					
説明変数	Coeff.	6	7	8	9
財政収支	a	-0.12*** (0.03)	-0.12*** (0.03)	-0.12*** (0.03)	-0.12*** (0.02)
債務残高ダミー (D _D) × 財政収支	a'	-0.06 (0.05)	-0.10 (0.06)	-0.18** (0.08)	-0.27*** (0.10)
国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b	0.07 (0.05)	0.06 (0.05)	0.07 (0.05)	0.07 (0.05)
経常収支	c	-0.05* (0.03)	-0.06* (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.08** (0.03)
労働生産性	d	0.08** (0.04)	0.09** (0.04)	0.09*** (0.04)	0.10*** (0.03)
人口動態	e	1.18*** (0.25)	1.25*** (0.26)	1.35*** (0.27)	1.54*** (0.28)
インフレ率	f	0.27*** (0.06)	0.27*** (0.06)	0.29*** (0.06)	0.32*** (0.06)
短期金利	g	0.53*** (0.03)	0.53*** (0.03)	0.51*** (0.03)	0.49*** (0.03)
国債買入れダミー × マネタリーベース	h	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.03* (0.01)	-0.03** (0.01)
定数項		1.91*** (0.12)	1.91*** (0.12)	1.94*** (0.12)	1.95*** (0.12)
欧州債務危機ダミー		6.08*** (1.14)	6.06*** (1.11)	5.91*** (1.03)	5.88*** (0.97)
安全資産ダミー		-0.87*** (0.21)	-0.86*** (0.21)	-0.81*** (0.22)	-0.80*** (0.23)
Adjusted R-squared		0.830	0.831	0.837	0.842
AIC		3.293	3.285	3.254	3.217
S.E. of regression		1.214	1.209	1.191	1.169
Durbin-Watson stat		1.292	1.300	1.314	1.321
分析対象国数		23	23	23	23
サンプル数		486	486	486	486
単純ダミー変数選択基準 D _D =1の条件：グロス債務残高 (ρ') 水準		ρ' ≥ 90%	ρ' ≥ 100%	ρ' ≥ 110%	ρ' ≥ 120%

備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は1%、** は5%、* は10%有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は1期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ（3期）を利用。

続いて、財政収支に加えて、政府債務残高（ネット）を説明変数に加えた場合を検証する。2節における散布図を用いた分析では、債務残高の水準そのものと長期金利の間に明確な関係性を見出すことはできなかった。各種の説明変数に加え、政府債務残高を加えた推計結果が表7に示されている。債務残高にかかるパラメータの有意性は低いほか、パラメータの符号も、期待されるものとは逆となっており、推計結果において、債務残高と長期金利の間に明確な関係性は窺えない。なお、本スパンでは、これまで議論してきたとおり、将来の財政の持続可能性に対する期

表4 パネル分析の結果（頑健性チェック）
 ——プライマリー・バランスの長期金利へのインパクト——

被説明変数：名目長期金利（10年債）			
説明変数	Coeff.	10	11
プライマリー・バランス	α'	-0.09*** (0.03)	-0.08** (0.04)
債務残高ダミー (D _D) ×プライマリー・バランス	α''		-0.11 (0.08)
国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b	0.05 (0.05)	0.07 (0.05)
経常収支	c	-0.09*** (0.03)	-0.08** (0.03)
労働生産性	d	0.10** (0.04)	0.09** (0.04)
人口動態	e	1.31*** (0.26)	1.21*** (0.27)
インフレ率	f	0.24*** (0.05)	0.25*** (0.05)
短期金利	g	0.56*** (0.03)	0.55*** (0.03)
国債買入れダミー×マネタリーベース	h	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
定数項		2.13*** (0.14)	2.15*** (0.15)
欧州債務危機ダミー		6.55*** (1.17)	6.52*** (1.14)
安全資産ダミー		-0.49** (0.22)	-0.65*** (0.23)
Adjusted R-squared		0.825	0.826
AIC		3.390	3.400
S.E. of regression		1.275	1.279
Durbin-Watson stat		1.318	1.346
分析対象国数		23	23
サンプル数		486	464

- 備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は1%、** は5%、* は10%有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は1期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ（3期）を利用。
 3) スペック11は、ロジット変換ダミー変数を用いて推計したもの。

待を表すと考えられる、「債務残高条件付き財政収支」や「国民負担率」の係数は有意であり、符号条件も一致することが確認される。

財政再建期待を表す変数として、先ほどの推計では国民負担率を用いた。この点、財政赤字を、将来的に増税というかたちで国民負担を強いるものと解釈すれば、国民負担率に財政赤字を加えたものを「潜在的な国民負担率」と考え、これを財政再建期待の代理変数と捉えることができる。本稿の推計では、既に財政収支を説明変数に加えているが、頑健性をみるために、潜在的な国民負担率（対名目GDP

表5 パネル分析の結果（頑健性チェック）
 ——マネタリーベースの長期金利へのインパクト——

被説明変数：名目長期金利（10年債）			
説明変数	Coeff.	12	13
財政収支	a	-0.12*** (0.03)	-0.11*** (0.03)
債務残高ダミー (D _D) × 財政収支	α		-0.29** (0.12)
国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b	0.17*** (0.06)	0.15** (0.06)
経常収支	c	-0.06 (0.04)	-0.05 (0.04)
労働生産性	d	0.04 (0.05)	0.05 (0.04)
人口動態	e	1.04*** (0.29)	1.32*** (0.33)
インフレ率	f	0.33*** (0.09)	0.36*** (0.09)
短期金利	g	0.49*** (0.04)	0.48*** (0.04)
マネタリーベース	h'	-0.03** (0.01)	-0.04*** (0.01)
定数項		2.31*** (0.23)	2.22*** (0.24)
欧州債務危機ダミー		6.09*** (1.14)	5.80*** (1.03)
安全資産ダミー		-0.96*** (0.22)	-1.41*** (0.31)
Adjusted R-squared		0.773	0.782
AIC		3.340	3.305
S.E. of regression		1.233	1.210
Durbin-Watson stat		1.302	1.357
分析対象国数		21	21
サンプル数		355	354

- 備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は1%、** は5%、* は10%有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は1期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ（3期）を利用。
 3) スペック13は、ロジット変換ダミー変数を用いて推計したもの。

比率) を計算し、全サンプル平均からの乖離値を説明変数として再推計を行った。表8に示された結果をみると、潜在的な国民負担率の長期金利への影響は、有意なものとなっている。ただし、この場合、財政収支の係数は有意ではなくなっている。

本稿で説明変数に加えた経常収支は、国内資金の余裕度をフローの観点から捉えた尺度といえる。他方、国内資金の余裕度をストックの観点から考えると、民間金融資産残高と政府債務残高の差分がひとつの指標となり得る。この値の対名目GDP比率を説明変数に加えて推計したものが表9である。結果をみると、民間金

表6 パネル分析の結果(頑健性チェック)
 ——タイム・ダミーを導入したケース——

被説明変数：名目長期金利（10年債）			
説明変数	Coeff.	14	15
財政収支	a	-0.02 (0.02)	0.01 (0.02)
債務残高ダミー (D _D) × 財政収支	α		-0.14*** (0.05)
国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b	0.02 (0.02)	-0.03 (0.03)
経常収支	c	-0.03 (0.02)	-0.05** (0.02)
労働生産性	d	-0.04 (0.07)	-0.08 (0.08)
人口動態	e	0.35* (0.19)	0.82*** (0.22)
インフレ率	f	0.29*** (0.05)	0.25*** (0.05)
短期金利	g	0.29*** (0.03)	0.22*** (0.04)
国債買入れダミー × マネタリーベース	h	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
定数項		3.46*** (0.20)	3.90*** (0.26)
欧州債務危機ダミー		5.95*** (0.94)	5.71*** (0.88)
安全資産ダミー		-0.18 (0.15)	-0.29* (0.17)
Adjusted R-squared		0.903	0.908
AIC		2.869	2.858
S.E. of regression		0.961	0.953
Durbin-Watson stat		1.195	1.232
分析対象国数		23	23
サンプル数		539	512

- 備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は1%、** は5%、* は10%有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は1期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ（3期）を利用。
 3) スペック15は、ロジット変換ダミー変数を用いて推計したもの。

融資産残高が政府債務残高対比で多い場合は、長期金利が上がりにくいことが確認できる。ただ、自由度調整済み決定係数が表2の結果よりも小さくなっているほか、一部係数の有意性が失われている。国内資金の余裕度をみるに当たって、ストックの情報も大切だが、長期金利は、短期のフローを示す経常収支の動きに反応しやすい可能性が窺える。

最後に、非伝統的金融政策の効果について考える。表2の結果を踏まえた非伝統的金融政策の影響は、従来の実証研究よりもやや小さめである。これは、前述のと

表7 パネル分析の結果（頑健性チェック）
 ——債務残高水準の長期金利へのインパクト——

被説明変数：名目長期金利（10年債）			
説明変数	Coeff.	16	17
財政収支	a	-0.12*** (0.02)	-0.11*** (0.02)
債務残高	a''	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
債務残高ダミー (D _D) × 財政収支	α		-0.18** (0.08)
国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b	0.11** (0.04)	0.11*** (0.04)
経常収支	c	-0.06* (0.03)	-0.07** (0.03)
労働生産性	d	0.10*** (0.03)	0.10*** (0.03)
人口動態	e	0.85*** (0.24)	0.93*** (0.25)
インフレ率	f	0.25*** (0.05)	0.26*** (0.05)
短期金利	g	0.54*** (0.03)	0.52*** (0.03)
国債買入れダミー × マネタリーベース	h	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)
定数項		1.98*** (0.17)	2.08*** (0.19)
欧州債務危機ダミー		6.26*** (1.18)	6.18*** (1.12)
安全資産ダミー		-0.77*** (0.21)	-0.94*** (0.22)
Adjusted R-squared		0.839	0.843
AIC		3.361	3.342
S.E. of regression		1.258	1.245
Durbin-Watson stat		1.285	1.295
分析対象国数		23	23
サンプル数		517	512

- 備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は1%、** は5%、* は10%有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は1期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ（3期）を利用。
 3) スペック 17 は、ロジット変換ダミー変数を用いて推計したもの。

おり、同じ時期に、安全資産の選好が高まっていたため、両方の要因を説明変数に入れたことによって、非伝統的金融政策の効果がやや過小に推計されている可能性を示唆している。この点を確認するため、2010年以降について、安全資産ダミーを用いない推計も行った。表10の結果をみると、非伝統的金融政策のパラメータは有意でかつ、パラメータの大きさも表2と比べて大きくなっている。安全資産選好を表す、より精緻な説明変数がある場合には、表10の結果に近いパラメータが

表 8 パネル分析の結果（頑健性チェック）
 ——「潜在的な国民負担率」の長期金利へのインパクト——

被説明変数：名目長期金利（10年債）			
説明変数	Coeff.	18	19
財政収支	a	-0.02 (0.04)	0.00 (0.04)
債務残高ダミー (D _D) × 財政収支	α		-0.16** (0.07)
潜在的な国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b'	0.10** (0.04)	0.10*** (0.04)
経常収支	c	-0.06* (0.03)	-0.07** (0.03)
労働生産性	d	0.11*** (0.04)	0.10*** (0.04)
人口動態	e	0.71*** (0.19)	0.97*** (0.25)
インフレ率	f	0.23*** (0.05)	0.28*** (0.05)
短期金利	g	0.55*** (0.03)	0.51*** (0.03)
国債買入れダミー × マネタリーベース	h	-0.02 (0.01)	-0.02* (0.01)
定数項		5.71*** (1.43)	5.98*** (1.47)
欧州債務危機ダミー		6.28*** (1.19)	6.19*** (1.13)
安全資産ダミー		-0.86*** (0.21)	-0.99*** (0.23)
Adjusted R-squared		0.834	0.843
AIC		3.354	3.342
S.E. of regression		1.256	1.246
Durbin-Watson stat		1.273	1.302
分析対象国数		23	23
サンプル数		539	512

- 備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は 1%、** は 5%、* は 10% 有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は 1 期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ（3 期）を利用。
 3) スペック 19 は、ロジット変換ダミー変数を用いて推計したもの。

推計される可能性がある。

(5) 各国名目長期金利の要因分解

これまで得られたパラメータを用いて、各国の名目長期金利の要因分解を行った結果をみてみよう。2012 年と 2013 年の平均を用いて各国の名目長期金利を要因分

表9 パネル分析の結果（頑健性チェック）
 ——国内資産残高水準の長期金利へのインパクト——

被説明変数：名目長期金利（10年債）			
説明変数	Coeff.	20	21
財政収支	a	-0.11*** (0.03)	-0.10*** (0.03)
債務残高ダミー (D _D) × 財政収支	α		-0.26** (0.12)
国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b	0.08 (0.06)	0.08 (0.06)
民間金融資産残高－政府債務残高	c'	-0.01* (0.00)	-0.01** (0.00)
労働生産性	d	0.06 (0.04)	0.06 (0.04)
人口動態	e	1.27*** (0.27)	1.44*** (0.29)
インフレ率	f	0.36*** (0.09)	0.39*** (0.09)
短期金利	g	0.49*** (0.04)	0.47*** (0.04)
国債買入れダミー×マネタリーベース	h	-0.00 (0.01)	-0.02 (0.01)
定数項		1.89*** (0.14)	1.86*** (0.14)
欧州債務危機ダミー		6.53*** (1.30)	6.32*** (1.22)
安全資産ダミー		-0.85*** (0.22)	-1.07*** (0.25)
Adjusted R-squared		0.814	0.820
AIC		3.223	3.193
S.E. of regression		1.165	1.146
Durbin-Watson stat		1.471	1.508
分析対象国数		21	21
サンプル数		367	367

- 備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は1%、** は5%、* は10%有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は1期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ（3期）を利用。
 3) スペック21は、ロジット変換ダミー変数を用いて推計したもの。

解したものが図12である¹⁰。この間に債務危機を経験した欧州周縁国は、市場のパニック的な動き（ファイヤーセール）を表す欧州危機ダミーの影響が大きく寄与している。また、財政収支要因も押上げに寄与している。一方、日米英独では、安全資産への選好が一樣に長期金利を押し下げる要因となっている。また、米国や日本では、財政収支要因が金利の押上げに作用しているものの、財政再建期待要因

10 図12では、ロジット変換ダミー変数を用いて推計した場合（表2・スペック5）の寄与度分解を示している。単純ダミー変数を用いて推計した場合も、概ね同様の結果を得ることができる。

表 10 パネル分析の結果（頑健性チェック）
 ——非伝統的金融政策の長期金利へのインパクト——

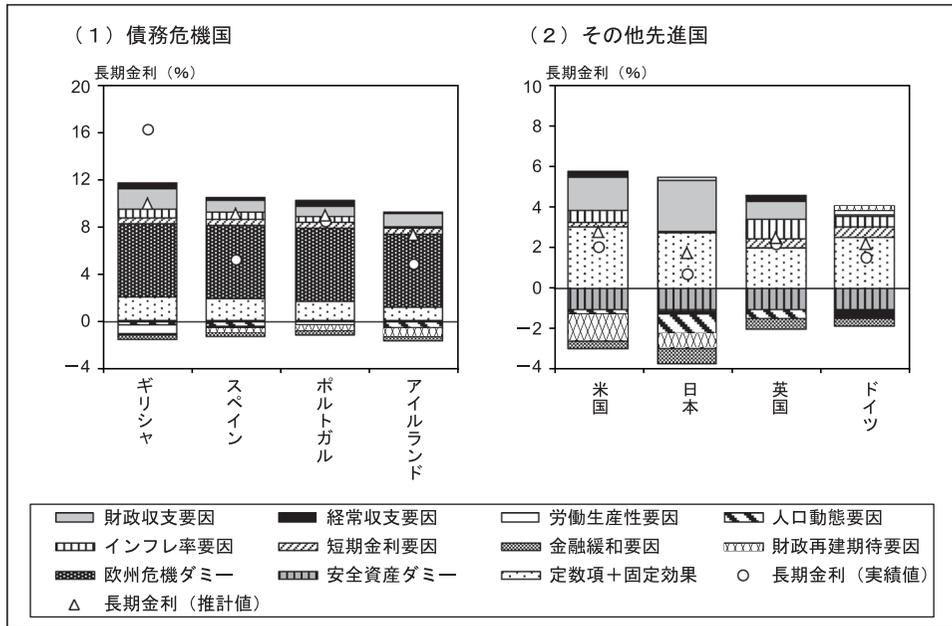
被説明変数：名目長期金利（10年債）			
説明変数	Coeff.	22	23
財政収支	a	-0.11*** (0.02)	-0.10*** (0.02)
債務残高ダミー (D _D) × 財政収支	α		-0.14** (0.07)
国民負担率 (全サンプルの平均からの乖離)	b	0.09** (0.04)	0.10** (0.04)
経常収支	c	-0.06** (0.03)	-0.08** (0.03)
労働生産性	d	0.10*** (0.04)	0.10** (0.04)
人口動態	e	0.70*** (0.19)	0.92*** (0.25)
インフレ率	f	0.23*** (0.05)	0.27*** (0.05)
短期金利	g	0.55*** (0.03)	0.52*** (0.03)
国債買入れダミー × マネタリーベース	h	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
定数項		1.98*** (0.12)	1.97*** (0.13)
欧州債務危機ダミー		6.55*** (1.19)	6.50*** (1.15)
安全資産ダミー (2009年まで)		-0.71*** (0.26)	-0.63** (0.26)
Adjusted R-squared		0.833	0.841
AIC		3.362	3.357
S.E. of regression		1.262	1.256
Durbin-Watson stat		1.273	1.296
分析対象国数		23	23
サンプル数		539	512

- 備考：1) 括弧内は標準誤差。*** は 1%、** は 5%、* は 10% 有意。残差項間の相関の影響を調整。
 2) 説明変数は 1 期ラグ。ただし、マネタリーベース項と欧州債務危機ダミー項、安全資産ダミー項はラグなし。経常収支項とインフレ率項、債務残高ダミー項はアーモンラグ (3 期) を利用。
 3) スペック 23 は、ロジット変換ダミー変数を用いて推計したもの。

(=国民負担率) がそうしたインパクトを相殺していることがわかる。日本については、人口動態 (生産年齢人口比率の低下) も長期金利の押下げに影響しているほか、非伝統的金融政策要因や経常黒字も押下げに寄与している。

なお、推計値と実績値の差をみると、米英独はほぼ差がみられないが、日本は実績値が推計値を下回っている。この結果は、現状の説明変数以外の要因で、日本の長期金利が追加的に押し下げられている可能性を示唆している。この要因としては、インフレ率が中央銀行の目標値を下回っていることなどを背景に、金融緩和が

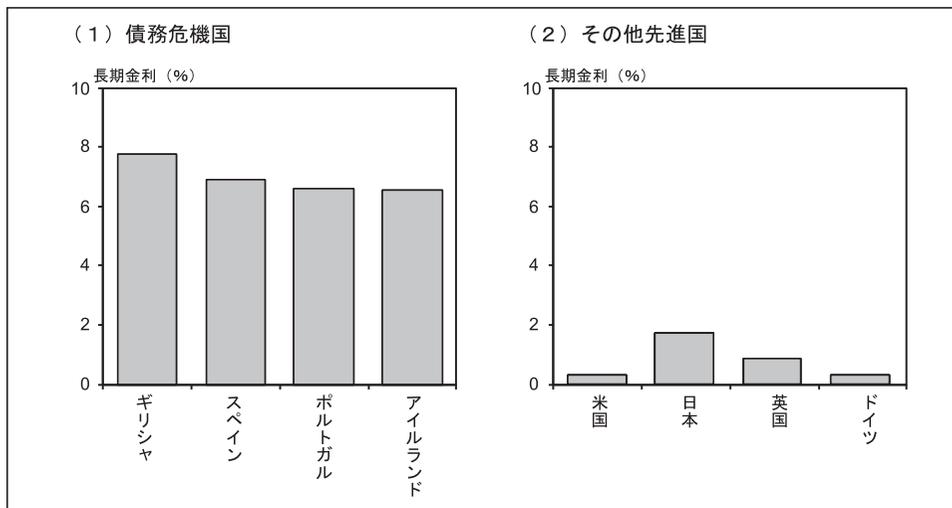
図 12 名目長期金利の要因分解（2012～13年平均）



備考：1) 表2・スペック5の推計結果をもとに作成。

2) 財政収支要因および財政再建期待要因、金融緩和要因は、表2の推計結果において、それぞれ、財政収支項と債務残高ダミー×財政収支項、および国民負担率項、国債買入れダミー×マネタリーベース項で、説明される部分を示す。

図 13 財政要因の長期金利へのインパクト（2012～13年平均）



備考：1) 表2・スペック5の推計結果をもとに作成。

2) 図12における財政収支要因と財政再建期待要因、欧州危機ダミーを足し上げたもの。

他国対比長期化する可能性を国債市場が織り込んでいる可能性や、ホームバイアスが他国対比で高い可能性が考えられる。

ここで、財政収支や国民負担率の水準、債務危機の要因を加味した全ての財政要因の寄与を取り出してみると、欧州周縁国が、日米などと比べて高い水準にあることがわかる（図 13）。欧州では既に国民負担率が高めの水準となっており、将来、これを引き上げることによって財政の持続可能性を高めることが難しいと考えられることなどが背景であろう。

5. 結論

本稿では、OECD に加盟する 23 カ国の 1980 年から 2013 年までのパネル・データを用いて、財政状況などが名目長期金利に及ぼす影響について定量的な分析を行った。分析の結果、労働生産性、人口動態、インフレ率に加えて、財政収支や経常収支（＝国内貯蓄）が名目長期金利に影響を及ぼすことがわかった。特に、財政収支については、将来の財政の持続性に影響すると考えられる政府債務残高の水準の高低によって、名目長期金利の弾性値が異なるとの結果が得られており、名目長期金利の財政収支に対する弾性値はこの変数に依存して非線形であることがわかった。また、国民負担率が低い場合は、将来の財政再建に対する期待から、長期金利が低位に抑えられるとの結果も得られた。このほか、近年では、非伝統的金融政策や安全資産への選好が、名目長期金利の押下げに寄与していることもわかった。

本分析の結果を踏まえて、政府債務残高が高水準で、フローの財政赤字も続いている日本の名目長期金利が低い理由については、以下の 5 点が指摘できる。

第 1 に、現時点での国民負担率が他の先進国と比べて低く、将来の引上げ余地が残されていると考えられることから、将来の財政再建期待が維持されていることである。第 2 に、国内の貯蓄超過＝経常黒字が続いていることから、国内で財政赤字のファンディングができてきていることである。第 3 に、非伝統的金融政策がターム・プレミアムを押し下げていることである。第 4 に、生産年齢人口比率の低下によって実質金利が低下していることである。第 5 に国際金融資本市場のストレスが高まる局面では、安全資産の選好によって日本国債への需要が高まることである。

最後に、本稿の分析における留意点を挙げる。

第 1 に、将来の期待を表す変数の取扱いである。名目長期金利は、将来の実質金利、予想インフレ率、リスク・プレミアムといずれも将来の期待を表す変数から構成されている。本稿の実証分析では、これら将来変数について、各種指標の実績値に加えて、将来の財政の持続可能性を表す変数として債務残高の水準に応じたダミー変数や国民負担率を使用している。将来の財政状況に関する期待を表す変

数は、われわれが行ったやり方以外にも工夫の余地はあるかもしれない。また、アンケート調査や金融市場における指標（フォワード・レートやインプライド・ボラティリティ指標）など、直接、期待や予想を計測した指標も、最近利用可能となっているほか、時系列データを確保できるようになりつつある。本稿では、できるだけ多くの国を含み、かつ、できるだけ長い時系列データを利用することで、分析の頑健性を担保しようとしている。このため、最近になって利用可能となった期待に関するアンケート調査や金融市場指標を利用していない。将来、これらの指標を利用して、将来の期待に関する変数をうまく取り扱うことができれば、本分析の頑健性を検証することができると考えられる。

第2に、頻度の高いデータを用いた分析への拡張である。本稿の主たる関心は財政状況が名目長期金利に与える影響であったため、年次データを使用している。もっとも、名目長期金利の短期的な変動に焦点を当てた場合、四半期、月次、日次といったより頻度の高いデータによる分析が必要である。その場合、本稿でのスペックが基本となるものの、短期的な変動を捉えるために、必要な説明変数が増加するほか、関数のスペシフィケーションも、よりダイナミックなものに変える必要があるかもしれない。

第3に、構造モデルとの比較である。本稿の実証分析で確認された各変数のダイナミクスが、期待を明示的に取り入れた一般均衡モデルとどのように対応するかを考察する必要がある。

第4に近年の世界的な長期金利低下に関する考察である。開放体系のもとで各国経済の動向を捉えるためには、各国に共通する要因（グローバル要因）についての分析も重要である。日本銀行〔2013〕は、近年における日米英独の長期金利の趨勢的な低下は、グローバルに共通な要因が影響しているとしている。これについて、本稿では、近年の先進国に共通にみられる金利低下は、労働生産性や人口動態の趨勢的な変化を映じたものとして捉えている。これらは、いずれも潜在成長率や自然利子率が、先進国で同時に低下してきていることを意味する。また、日米英独では、国際金融資本市場にストレスがかかる局面では、安全資産への選好によって、それらの国の金利が同調的に低下している可能性もある。このように、グローバルに共通な要因が何を表しているのかについては、さらなる分析が必要であろう。

参考文献

- 日本銀行、『金融システムレポート 2013 年 4 月』、日本銀行、2013 年
- 日本銀行企画局、「『量的・質的金融緩和』：2 年間の効果の検証」、日銀レビュー 2015-J-8、日本銀行、2015 年
- Alesina, Alberto, Mark D. Broeck, Alessandro Prati, and Guido Tabellini, “Default Risk on Government Debt in OECD Countries,” *Economic Policy*, 7(15), 1992, pp. 427–463.
- Ardagna, Silvia, Francesco Caselli, and Timothy Lane, “Fiscal Discipline and the Cost of Public Debt Service: Some Estimates for OECD Countries,” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 7(1), 2007.
- Arslanalp, Serkan, and Takahiro Tsuda, “Tracking Global Demand for Advanced Economy Sovereign Debt,” IMF Working Paper No. 12/284, International Monetary Fund, 2012.
- Baldacci, Emanuele, and Manmohan S. Kumar, “Fiscal Deficits, Public Debt, and Sovereign Bond Yields,” IMF Working Paper No. 10/184, International Monetary Fund, 2010.
- Baltagi, Badi, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, New York, 1995.
- Caporale, Guglielmo M., and Geoffrey Williams, “Long-Term Nominal Interest Rates and Domestic Fundamentals,” *Review of Financial Economics*, 11(2), 2002, pp. 119–130.
- Égert, Balázs, “Fiscal Policy Reaction to the Cycle in the OECD: Pro- or Counter-Cyclical?” OECD Economics Department Working Paper No. 763, Organisation for Economic Co-operation and Development, 2010.
- Fukunaga, Ichiro, Naoya Kato, and Junko Koeda, “Maturity Structure and Supply Factors in Japanese Government Bond Markets,” *Monetary and Economic Studies*, 33, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2015, pp. 45–96.
- Gale, William G., and Peter R. Orszag, “Budget Deficits, National Saving, and Interest Rates,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 35(2), 2004, pp. 101–210.
- Gros, Daniel, “External versus Domestic Debt in the Euro Crisis,” VOX: CEPR’s Policy Portal, May 24, 2011 (<http://voxeu.org/article/external-versus-domestic-debt-euro-crisis>, 2017 年 9 月 14 日).
- Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge, 1986.
- Hoshi, Takeo, and Takatoshi Ito, “Defying Gravity: How Long Will Japanese Government Bond Prices Remain High?” NBER Working Paper No. 18287, National Bureau of Economic Research, 2012.
- Ichiue, Hibiki, and Yuhei Shimizu, “Determinants of Long-term Yields: A Panel Data Analysis of Major Countries,” *Japan and the World Economy*, 34–35, 2015, pp. 44–55.
- Krugman, Paul, “Italy Versus Japan,” *New York Times*, July 16, 2011.
- Tokuoka, Kiichi, “The Outlook for Financing Japan’s Public Debt,” IMF Working Paper, No. 10/19, International Monetary Fund, 2010.

補論 データソース¹¹

- 対象国：オーストラリア、オーストリア、ベルギー、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、アイルランド、イタリア、日本、韓国、ルクセンブルク、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、英国、米国。
- 名目長期金利（10年）、短期金利、経常収支（対名目GDP比率）、国民負担率（同）、政府債務残高（同）、財政収支（同）、プライマリー・バランス（同）、民間金融資産残高（同）、インフレ率（Consumer Price Index: CPI）、実質成長率：OECDのEconomic OutlookおよびIMFのWorld Economic Outlook（WEO）。
- 人口：国際連合（United Nations）のWorld Population Prospects。
- マネタリーベース（対名目GDP比率）¹²：Haverおよび各国中央銀行。
- なお、労働生産性は、実質成長率から生産年齢人口の変化率を差し引いて算出したものを利用。人口動態は、生産年齢人口比率の変化（生産年齢人口の変化率から総人口の変化率を差し引いて算出したもの）を利用。

.....
11 データ制約の関係から、一部の国については、サンプル期間が短くなっているほか、最近のデータを
得ることができない場合は直近の値を横ばいとしている。

12 マネタリーベースのデータは、ユーロ圏の一部の国については、ユーロ圏全体の値で代替している。